

农村居民食品消费习惯形成效应的演进研究*

翟天昶¹ 胡冰川²

摘要: 本文基于 2003~2012 年全国农村固定观察点家庭调查微观面板数据, 依据现实对传统习惯形成效应模型进行改进得到经验模型, 利用系统广义矩估计的方法对中国农村家庭不同类别食品消费中的习惯形成效应进行了检验。在此基础上, 本文采取递进的方法估计出了不同年份的习惯形成系数以观察习惯形成效应强度的跨年变化。实证分析结果表明, 中国农村家庭食品消费存在着习惯形成效应; 不同类别食品消费的习惯形成效应强度随年份的变化规律略有不同, 但总体而言, 习惯形成系数随年份呈波动性下降的趋势。

关键词: 农村居民 食品消费 习惯形成 系统广义矩估计

中图分类号: F323.7 **文献标识码:** A

一、引言

改革开放以来, 中国经济飞速发展, 取得了举世瞩目的成就, 居民生活水平不断提高。随着中国从中等收入水平国家向中高收入水平国家迈进, 中国经济开始由高速增长转变为中高速增长, 为了适应经济新常态, 中央大力推进供给侧结构性改革。在此背景下, 一方面, 有效供给面临不足; 另一方面, 消费疲软、内需不足的问题亟待解决, 消费需求持续不足, 供需矛盾日益突出, 中国国民储蓄率^①居高不下。根据《中国统计年鉴》^②的数据, 如图 1 所示, 中国国民储蓄率总体而言呈波动上升的趋势, 近年来维持在 45% 左右, 居高不下, 使得整个社会的财富分配不均、社会消费能力不足。2016 年, 储蓄率基本仍然维持在 45% 以上的水平。在中国国民储蓄率长期波动上升的同时, 中国居民平均消费倾向整体而言呈下降趋势。如图 2 所示, 1998~2014 年, 中国城镇居民平均消费倾向除个别年份里环比有所上升外, 总体呈下降趋势。另一方面, 自 2006 年起, 中国农村居民平均消费倾向总体而言有所下降, 近年来维持在 74.5% 左右的水平, 拉动农村居民消费仍需要更多努力。

*本文研究受到国家自然科学基金面上项目“城镇化背景下食品消费的演进路径研究”(项目编号: 71373284) 的资助。

^①国民储蓄包括居民储蓄、政府储蓄和企业储蓄三个部分, 其中, 政府和企业部门的储蓄占一大半以上。

^②数据来源:《中国统计年鉴》(1999~2015 年, 历年, 国家统计局编, 中国统计出版社出版)。

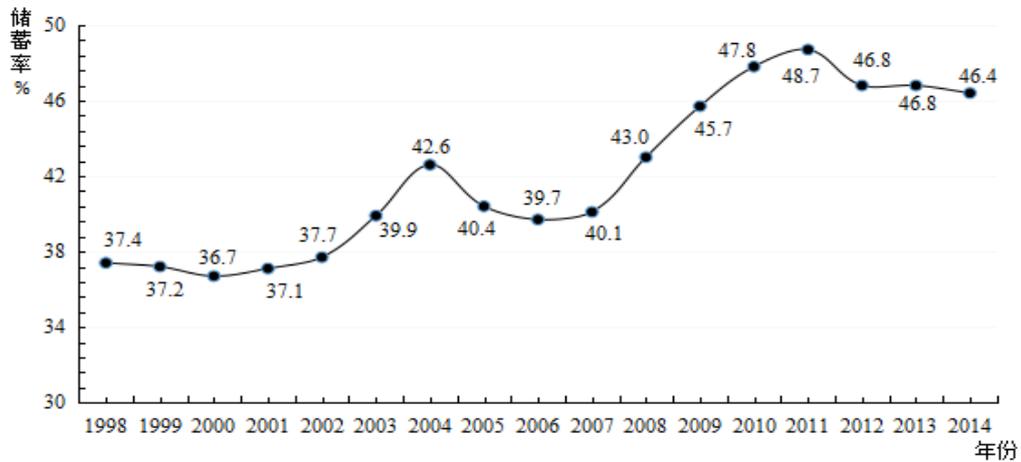


图1 1998~2014年中国国民储蓄率变化

数据来源：国家统计局（编）：《中国统计年鉴》（1999~2015年，历年），中国统计出版社。



图2 1998~2014年中国城镇和农村居民平均消费倾向变化

数据来源：国家统计局（编）：《中国统计年鉴》（1999~2015年，历年），中国统计出版社。

尽管随着收入的增长，中国居民平均消费倾向有必然下降的趋势，但世界银行数据显示，2016年以购买力平价计算的世界人均国民收入排名^①中，中国排名第102位，而国民储蓄率则排名世界前列^②。中国居民低消费高储蓄的现象逐渐引起了中央和学术界的广泛关注，其背后的原因也成为学者们研究的热点。较为代表性的学术观点有预防性储蓄动机（凌晨、张安全，2012；龙志和、周浩明，

^①参见 World Bank, 2016, "GNI Per Capita Ranking, Atlas Method and PPP Based", <http://data.worldbank.org/data-catalog/gni-per-capita-atlas-and-ppp-table>.

^②参见 World Bank, 2017, "Economy & Growth Indicators", <http://data.worldbank.org/indicator/NY.GNS.ICTR.ZS?view=chart>.

2000; 罗楚亮, 2004; 周绍杰, 2010) 和收入分配不均(陈建宝、李坤明, 2013; 刘东皇、沈坤荣, 2012) 等。尽管这些学术观点对于消费不足的解释具有一定的合理性, 但均是基于偏好在时间上是可分的假设, 且个体消费决策在跨期上不会相互影响, 这与现实并不太相符。20 世纪 80 年代以来, 消费习惯形成理论开始受到主流研究的重视。该理论考虑了个体自身的习惯并且基于偏好在时间上是不可分的假设, 认为消费不仅与当期收入水平等因素有关, 还与过去的消费有关。它更加合理地反映了现实, 因此逐渐被应用于消费问题的研究。

随着中国近年来对“三农”问题的关注, 对于农村问题的研究也日益增多。随着中国城市化进程的加快, 传统的二元经济格局已逐步被打破, 城镇与农村面临着许多共性的问题。如前文所述, 相比于中国人均国民收入在世界的排名, 中国国民储蓄率的排名显得尤为突出。在如此高储蓄率的情况下, 农村居民平均消费倾向也存在着下降的趋势。探究其背后的原因以拉动农村居民消费就显得尤为需要。那么, 中国农村居民的食品消费中是否存在显著的习惯形成效应? 如若存在, 习惯形成效应的强度又有多大? 不同年份食品消费中习惯形成效应的强度又发生了怎样的改变? 回答这些问题不仅可以在微观层面上认清中国农村居民食品消费的决策机制, 同时可以观察农村居民食品消费中习惯形成效应强度的变化规律, 为调整相关政策力度提供参考。研究消费习惯形成最理想的是使用住户微观面板数据, 但由于数据获取的难度较大, 现有多数研究无法满足这一要求(龙志和等, 2002; 齐福全、王志伟, 2007)。为了更好地进行研究, 本文采用 2003~2012 年农业部全国农村固定观察点数据, 并在估计方法上采用目前主流的系统广义矩估计方法(System-GMM)来解决动态面板模型中的内生性问题。

本文各部分内容安排如下: 第一部分是引言; 第二部分是对相关文献的述评, 主要体现微观面板数据对消费习惯形成研究的作用, 并指出现有研究的不足; 第三部分是对经验模型和估计方法的说明, 分别采用的是基于 Naik and Moore (1996) 模型改进的经验模型和系统 GMM 两步估计法; 第四部分是数据描述和变量说明; 第五部分是实证检验结果和习惯形成系数变化描述, 印证食品消费中习惯形成存在的同时观察习惯形成系数的变化; 第六部分是结论和政策启示。

二、文献综述

消费习惯形成理论由 Duesenberry (1949) 提出, 他在传统消费函数的基础上引入习惯形成效应, 在对凯恩斯之前提出的“绝对收入假说”进行批判的同时提出了“相对收入假说”。该假说认为, 消费者当期的消费支出水平会同时受到当期收入和过去消费的影响。之后, 消费习惯形成理论开始逐步发展。目前就消费习惯形成理论的研究大都是基于狭义的消费习惯形成理论——内部习惯形成理论, 即上述假说所主要阐述的消费的“棘轮效应”, 是指消费者当期消费支出水平会同时受到当期收入、过去消费水平以及过去所达到的最高收入水平的影响。消费者在收入高峰期所形成的消费习惯是难以改变的。因此, 当期收入减少时, 人们不会马上减少其消费, 而是宁可减少储蓄或借债也要维持原有的消费水平, 即所谓“由俭入奢易, 由奢入俭难”。消费在短期内是刚性的, 存在着不可逆性。在给定现期消费水平的前提下, 以往消费的数量与现期消费带来的效用负相关, 消费决策逐步

得到动态调整,导致消费行为更加谨慎(杭斌,2009;杭斌、申春兰,2008;黄娅娜、宗庆庆,2014)。

至于具体的实证研究,所使用的数据已由最初的总量数据过渡到家庭微观面板数据,数据质量逐步提高,使得估计结果更加可靠有效。由于微观面板数据获得的难度较大,早期的研究大多是基于总量数据展开,主要是为了初步验证消费中习惯形成效应的存在。尽管总量数据由于具有便于获得且跨期长等优点而为早期消费习惯形成的研究提供了一定的帮助,但是,不同消费群体的消费行为即消费的异质性由于被综合掉而使得估计结果的可靠性受到了影响。如 Heaton (1993) 和 Muellbauer (1988) 分别利用总量数据(美国季度消费数据)进行了研究,均没有发现习惯形成效应的存在。另外,总量数据无法区分耐用品和非耐用品,而耐用品的耐用性特征会影响习惯形成效应的检验,因此,标准的习惯形成效应检验应针对食品等非耐用品,而基于简单实用的总量数据得到的实证结论可能会是片面的、错误的甚至没有意义。

相比于宏观层面上的总量数据,微观数据则能够提供更多的证据,这时相应的家庭调查数据就显得十分重要。家庭调查微观数据包含了家庭特征、个人特征等人口特征信息,这既可以获得大样本,也可以保留个体的异质性,有利于客观反映微观经济事实。为了更好地检验消费中的习惯形成效应,学者们开始逐渐使用食品消费数据作为非耐用品消费的代表开展研究。Heien and Durham (1991) 首次利用家庭微观截面数据验证了消费中习惯形成效应的存在。Naik and Moore (1996) 使用美国收入动态面板数据(PSID)中的城镇居民食品消费面板数据研究了消费习惯形成,在控制了个体异质性后验证了食品消费中习惯形成效应的存在。Grariglia and Rossi (2002) 利用 1992~1997 年英国家庭面板调查(BHPS)微观家庭调查数据验证了食品消费中习惯形成效应的存在。Browning and Collado (2007) 利用 1985 年第一季度至 1996 年第四季度 3200 个西班牙住户的食品消费面板数据,也检验出了食品消费中习惯形成效应的存在。

随着国内外学术交流日益紧密,使用家庭调查数据研究消费习惯形成的成果在国内也开始出现。国内最早使用微观数据进行研究的是龙志和等(2002),他们使用的是某省会城市 1999 年 1 月至 2001 年 12 月居民分月家计调查平行面板数据,研究结果表明居民消费中存在着显著的习惯形成。此外,关于城镇居民消费的研究成果还有贾男、张亮亮(2011)利用中国健康和营养调查(CHNS)数据以及黄娅娜、宗庆庆(2014)利用 1992~2003 年中国城镇居民微观调查数据构造组群面板数据^①所做的研究。鉴于中国独特的城乡二元经济结构,在对城镇居民进行研究的同时,也有基于消费习惯形成理论对农村居民消费的研究成果。如齐福全、王志伟(2007)利用 1980~2006 年中国农村住户调查数据研究发现,中国农村居民食品消费中存在着显著的习惯形成效应;贾男等(2011)利用 CHNS 数据对中国城镇和农村居民的消费习惯形成进行了研究,并证明中国居民食品消费中存在着显著的

^①该研究使用的城乡居民收入支出调查数据(Urban Household Income and Expenditure Survey, UHIES)能够满足变量需求,但属于多期连续的横截面数据。这种数据样本规模大、质量高,且更适用于调查收入支出等敏感变量,将此数据根据组群构造“伪”面板数据,并找到合适的估计方法来研究家庭层面的消费决策问题,可大大弥补中国家庭消费金融研究的不足(黄娅娜、宗庆庆,2014)。

习惯形成效应。

但是,利用微观数据对消费习惯形成效应进行的研究也有失败的例子,其原因大都是没有将商品的耐久性和习惯形成效应区分开来。如 Meghir and Weber (1996) 利用 1980~1991 年美国的消费者调查 (CES) 数据对食品、交通和服务消费中的习惯形成效应进行了检验,但未能检验出习惯形成效应。Dynan (2000) 利用 CES 和 PSID 中的微观食品消费数据对食品消费中的习惯形成效应进行了检验,研究结果表明食品消费中的习惯形成并不显著。该文对此给出了如下解释:由于研究假设食品消费和其他消费是严格区分开的,但如果实际上不同消费之间存在关联,那么,耐用性会将习惯形成效应抵消掉,因此也就无法证实食品消费中习惯形成效应和平均消费相同。类似地, Koichiro (2011) 利用 2000~2004 年日本家庭住户调查数据进行了研究,也未能验证消费习惯形成效应的存在,指出这可能是由于耐用性和非耐用性商品中均存在耐久效应。

目前,随着消费习惯形成研究的深入,居民消费中存在习惯形成效应的结论基本得到了学者的广泛认同。如能严格区分耐用品消费中的耐久效应和习惯形成效应,将能验证耐用品消费中习惯形成效应的存在。使用微观面板数据中的食品消费数据作为非耐用品消费的代理变量,并在估计时对内生性问题处理得当,有利于检验习惯形成效应的存在。但到目前为止,除黄娅娜、宗庆庆 (2014) 研究了城镇居民消费中的习惯形成效应系数的跨年变化之外,基本还未见到在验证食品消费中存在习惯形成效应的基础上深入研究的文献成果,即将食品消费分类进行研究并进一步观察不同类别食物消费中习惯形成效应强度随时间的变化趋势。

相比于已有的研究,本文可能的贡献包括以下两个方面:第一,以 Naik and Moore (1996) 的模型为基础,在考虑现实的基础上,加入人口特征变量以及不确定性变量。之后,基于中国 31 个省(区、市)的家庭住户调查微观面板数据,选取粮食、食用植物油、肉类、蛋类、蔬菜以及水产品六大类主要食品,采用系统 GMM 法进行估计,分别检验不同类食物消费中的习惯形成效应。第二,选取合适的期间跨度,采用递进的方法估计出不同年份每类食物消费的习惯形成效应系数,以观察习惯形成效应强度随时间的变化。

三、模型和估计方法

(一) 经验模型

20 世纪 90 年代中期,以生命周期—持久收入假说^①作为理论基础,将追求效用最大化以及收入和财富分别作为假设和约束条件导出最优解从而建立模型的模式逐渐成为消费习惯形成效应研究的主流方法。在此基础上,预防性动机、流动性约束等不确定因素被引入优化模型,用于分析财富变化和收入波动等不确定性对当期和未来消费的影响。目前,消费习惯形成效应研究所使用的模型主要见诸 Naik and Moore (1996)、Alessie and Lusardi (1997)、Dynan (2000) 以及 Grariglia and Rossi

^①生命周期—持久收入假说认为,消费者存在一个依赖于其当期和未来总消费的效用函数,在消费者的当期财产存量、现期收入以及未来收入总贴现值的预算约束下,消费者将追求一生效用最大化。

(2002)等。其中, Naik and Moore (1996) 的模型相比于其他模型较易理解, 数据处理较为便利, 被大多数国内学者作为建模的基础。

由此, 本文选取 Naik and Moore (1996) 的消费习惯模型作为经验模型的基础:

$$c_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1}c_{it-1} + \alpha_{i2}W_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中, i 代表家庭, t 代表年份。 α_{i0} 是截距项。 c_{it} 为 t 期某商品的消费支出变量, c_{it-1} 为滞后一期某商品的消费支出变量, α_{i1} 反映滞后一期消费对当期消费的影响, 即内部消费习惯对当期消费的影响, 用以衡量习惯形成效应强度。 W_{it} 为家庭当期纯收入变量, α_{i2} 代表边际消费倾向, 表示家庭当期收入对当期消费影响程度。 ε_{it} 为扰动项, 反映随机因素、遗漏变量等对模型的影响。

在(1)式基础上, 本文借鉴 Naik and Moore (1996) 的做法, 对消费和收入变量取对数以控制数据的波动, 加入户主年龄等人口特征变量作为控制变量, 并加入不确定性变量以反映家庭消费习惯的不确定性, 得到如下经验模型:

$$\ln c_{it} = \alpha_{i0} + \alpha_{i1} \ln c_{it-1} + \alpha_{i2} \ln W_{it} + \alpha_{i3} X_{it} + \alpha_{i4} \sigma_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

(2) 式中, X_{it} 为包含一系列人口特征变量的控制变量向量, 代表第 i 个家庭第 t 期的人口特征, 包括户主年龄和性别、代表家庭规模的家庭人口数等变量。 σ_{it} 为第 i 个家庭在第 t 期所面临的不确定性, $\alpha_{i3} < 0$ 表示不确定性与家庭当期消费负相关, 未来的不确定性越大, 家庭出于谨慎的考虑越有动机减少当期消费。

(二) 估计方法的选择

尽管在满足经典线性回归模型的假设条件下, 最小二乘估计量是最优线性无偏估计量, 但由于消费习惯形成模型的自变量中包含了因变量的滞后项, 因此会带来自相关等问题; 而极大似然估计为了实现估计量的有效性, 必须对变量分布或数据生成过程做出可能过强而又有约束性的假定, 因此, 这两种传统的估计方法都存在着一定的不足。由于(2)式中以滞后一期消费 c_{it-1} 作为习惯形成效应的代理变量, 因此, 该模型是一个动态面板模型。在(2)式中, 消费习惯可能与一些不可观测到的因素有关, 这些未知因素均被包含在扰动项 ε_{it} 中, 使得模型设定存在遗漏变量的偏误 (omitted variable bias), 在估计模型系数时需要考虑内生性问题。国内外早期关于消费习惯形成的研究受估计方法发展的限制, 为了减少内生性问题带来的偏差, 使用了广义最小二乘、2SLS 和差分 GMM 等方法对系数进行估计 (例如 Muellbauer, 1988; 杭斌, 2009; 杭斌、申春兰, 2008)。

Arellano and Bover (1995) 提出了水平 GMM 估计方法, 即在个体效应和因变量滞后项的差分项不相关的假定条件之下, 使用滞后变量的差分项作为滞后项自身的工具变量来对水平方程进行 GMM 估计。Blundell and Bond (1998) 则在此基础上进一步将水平方程和差分方程结合在一起形成一个方程系统来估计系数, 即系统广义矩估计 (System-GMM)。该方法克服了内生问题存在时, 使用最小二乘估计会使得估计结果有偏、以及使用一阶差分法会导致样本信息遗失使得工具变量的有效性减弱从而导致估计结果渐进非有效等问题。这使得在估计内生模型系数时系统广义矩估计方法

优于之前所使用的方法，对消费习惯形成的研究提供了非常大的帮助，系统 GMM 法在当今几乎已成为学者们研究消费习惯形成时估计系数必用的方法（例如崔海燕、范纪珍，2011；杭斌、闫新华，2013；黄娅娜、宗庆庆，2014；贾男、张亮亮，2011；贾男等，2011；Alessie and Teppa, 2010；Browning and Collado, 2007；Grariglia and Rossi, 2002；Koichiro, 2011）。

由上所述，本文采取系统广义矩估计法对模型系数进行估计，采用消费滞后二期项和滞后三期项作为消费滞后一期项的工具变量，从而解决内生性问题，得到系数的一致无偏估计。

四、数据描述和变量说明

（一）数据描述

本文研究所使用的数据来源于农业部农村经济研究中心全国农村固定观察点调查，时间跨度为 2003~2012 年。该数据由对全国 31 个省（区、市）农村固定观察点每年一次的家庭问卷调查数据统计得到，涵盖了固定观察点农户全年的家庭基本信息、消费以及生产经营情况，每一年的样本量大概在 2 万户左右，样本量大且信息丰富，能够提供详尽的中国农村居民家庭的消费与收支等数据，还包括了一系列家庭人口特征变量，非常适合于农村家庭消费行为的研究。

（二）变量说明

1. 消费支出 c_{it} 。消费支出是指各类食品的消费支出^①。各类食品的消费支出数据由数据库中各类食品的消费量乘以当年该类食品的价格得到，在计算得出支出额后取对数以减少数据波动的影响。另外，固定观察点调查问卷上全年食物消费量指标是以实物数量表现出来的全年食品消费量，不论是从集体统一经营中得到的、家庭经营生产的、在外购买的，还是从其它来源得到的食物，均包含在内。因此，通过该指标得到的农户家庭全年的食品消费量能够真实反映当年家庭的食品消费水平，包含了自产自消食品的消费量^②。

其中，粮食消费量是指家庭主食用粮消费量，包括稻谷、小麦、薯类、玉米、高粱、其他杂粮和大豆的消费量，对加工后再消费的粮食采取折算成原粮的方法计算。蔬菜消费量是指包含菜用瓜在内的家庭生活用的蔬菜消费量。食用植物油消费量包括花生油、菜籽油、豆油和棉籽油等的消费量。肉类消费量指猪肉消费量，为鲜猪肉消费量，不包括炼油所消耗的量^③。蛋类消费量由消费的鲜蛋的重量得到。水产品消费量由新鲜鱼虾的消费量代表。

2. 家庭纯收入 W_{it} 。家庭当期纯收入数据为固定观察点调查数据库中的年纯收入数据，由家庭全年总收入扣除转移性收入和经营费用后得到，即可以直接用来进行生产和非建设性投资、改善生活的那部分收入。

^①由前文所述，食品作为非耐用品的代表，不具有耐久性，更有利于消费习惯形成理论的研究。

^②农村居民消费中自产自消的产品占有较大比例，如不包含自产自消的产品在内，将会引起农村居民食品消费的低估。

^③在中国农村居民肉类消费结构中，猪肉占绝大多数，尽管各地消费实际存在较大差异，但以猪肉消费量作为肉类消费的代理变量，不会对最终结果产生太大影响。

3.不确定性变量 σ_{it} 。对不确定性的衡量,现有文献中采用了不同的方法,其中多以收入或消费波动率作为代理(例如 Guariglia and Rossi, 2002; 贾男等, 2011; 贾男、张亮亮, 2011)。本文以收入变化率作为不确定性变量的代理,即当年收入相对上一期收入变化的百分比,其中 2003 年为基年。不确定性代表风险的存在,为了维持既定的效用水平,农户将会根据收入的增长情况来确定消费的增长。收入变化率越大,收入增长中用于消费的增长即边际消费倾向越小,消费行为越谨慎。

4.控制变量向量 X_{it} 。控制变量包括户主年龄、户主性别、户主受教育年限等人口特征变量。另外,还有家庭人口数变量,用以衡量家庭规模;根据家庭所在省份的省码定义的地区虚拟变量,分为东部、中部和西部三个地区,用以控制不同地区消费水平的差异,以东部作为基准。基于控制变量的设置,本文假设家庭消费决策主要由户主做出,户主特征发生变化时,家庭的消费行为也将可能发生变化。

表 1 是主要变量的描述性统计。从表 1 可看出,样本家庭年平均粮食消费支出为 8316 元,年平均植物油消费支出为 301.6 元,年平均猪肉消费支出为 869.9 元,年平均蛋类消费支出为 159.4 元,年平均水产品消费支出为 334.8 元,年平均蔬菜消费支出为 1644 元。粮食和蔬菜为主要消费品,占比分别为 71.53%和 14.14%。样本家庭年平均纯收入为 25848.3 元。家庭平均人口数为 3.816 人。样本中东部、中部、西部地区家庭分别占 42.1%、45.3%和 12.6%。

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
年消费支出(对数)					
粮食	204042	9.03	14.35	0	20.14
植物油	204587	5.71	8.66	0	14.41
肉类(猪肉)	204587	6.77	7.83	0	6.21
蛋类	204586	5.07	7.90	0	14.00
水产品(鱼虾)	204587	5.81	8.08	0	14.09
蔬菜	204587	7.40	11.29	0	17.39
家庭纯收入(对数)	204587	10.16	1.14	2.15	14.40
户主特征					
户主性别(是=1,否=0)	204105	0.88	0.44	0	1
户主年龄	204587	55.35	27.73	16	96
户主受教育年限	190936	6.79	6.25	0	18
家庭人口数	184025	3.82	1.78	1	12
地区虚拟变量					
中部地区(是=1,否=0)	240587	0.42	0.47	0	1
西部地区(是=1,否=0)	240587	0.45	0.38	0	1
不确定性	161367	3.65	146.40	-2.45	43.24

五、实证结果

（一）样本总体实证检验结果

为了初步对不同类别食品消费中的习惯形成效应进行检验，本文首先以不同类别食品消费支出作为因变量建立模型。根据以往的研究（例如崔海燕、范纪珍，2011；黄娅娜、宗庆庆，2014），采用系统 GMM 两步估计法对模型系数进行了估计，以滞后二期和滞后三期食品消费支出变量作为工具变量。表 2 是利用 2003~2012 年数据针对不同类别食品消费支出模型估计的结果。

表 2 不同类别食品消费支出模型的系统 GMM 两步估计结果

	粮食	蔬菜	植物油	猪肉	蛋类	水产品
滞后一期食品消费支出（对数）	0.071*** (8.64)	0.120*** (14.68)	0.169*** (12.70)	0.260*** (24.09)	0.054*** (4.72)	0.077*** (5.18)
家庭纯收入	0.145*** (19.94)	0.186*** (18.68)	0.221*** (16.38)	0.228*** (17.00)	0.248*** (20.16)	0.271*** (19.73)
户主年龄	0.000 (1.13)	0.001** (3.10)	0.005*** (11.95)	0.008*** (18.02)	0.003*** (7.09)	0.001 (1.79)
家庭人口数	0.050*** (6.61)	0.044*** (6.89)	0.050*** (4.90)	0.028*** (5.35)	0.019*** (4.21)	0.026*** (4.25)
户主性别（男性=1，女性=0）	-0.048*** (-3.90)	-0.032 (-1.81)	-0.049 (-1.75)	-0.317*** (-12.75)	-0.088*** (-3.75)	-0.128*** (-4.95)
户主受教育年限	0.007*** (4.75)	0.021*** (9.21)	0.057*** (10.30)	0.039*** (11.57)	0.028*** (7.00)	-0.000 (-0.13)
不确定性	0.000 (-0.41)	0.000 (-0.03)	0.000 (-0.65)	0.000 (-1.19)	-0.001 (-1.86)	0.000** (-2.86)
样本量	27633	27581	16357	19798	18250	14268

注：括号中的数值为t统计值，*、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

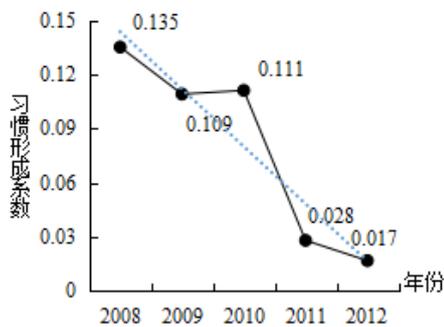
由表 2 的结果可以看出，各类食品滞后一期消费的系数在 1%的水平上显著，表明中国农村居民不同类别食品消费中均存在着显著的习惯形成效应。根据第一行，粮食消费的习惯形成系数为 0.071，蔬菜消费的习惯形成系数为 0.120，植物油消费的习惯形成系数为 0.169，猪肉消费的习惯形成系数为 0.260，蛋类消费的习惯形成系数为 0.054，水产品消费的习惯形成系数为 0.077，各系数均在 1%的水平上显著，且均表示弹性。从滞后一期消费的系数值来看，猪肉、植物油和蔬菜消费的习惯形成系数较高，说明在农村居民膳食结构中，猪肉、植物油和蔬菜的消费习惯较强，而粮食、蛋类、水产品的消费习惯较弱，这也与对农村居民膳食构成的基本观察相吻合。

通过基于 2003~2012 年数据对习惯形成模型的估计结果可以发现，农村家庭食品消费中存在着

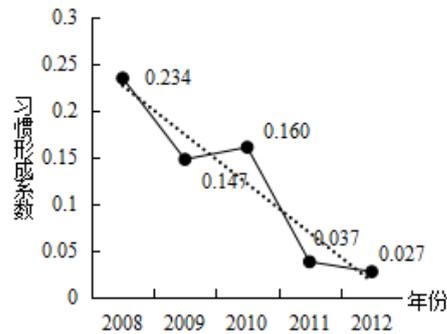
习惯形成且不同食品消费的习惯形成效应强度不同。这一初步结果为中国居民高储蓄低消费的现状提供了解释,即习惯形成的存在使得居民消费在收入增长时不会立刻改变,消费在短期内是刚性的,以往消费的数量与现期的效用负相关,消费决策逐步动态调整,消费行为更加谨慎。家庭当期纯收入和家庭规模对农户家庭当期消费有正向影响,各系数均在 1%的水平上具有统计显著性。另外,户主性别、年龄以及受教育年限也对除水产品之外的食品消费有着一定的影响。除水产品滞后一期消费的系数为负外,不确定性对其余各类食物消费均无太大影响,且不确定性变量的系数并不显著。研究结果表明以收入变化率为代理变量的不确定性对农村居民消费无显著影响,其原因一方面可能是数据本身存在的问题,另一方面则反映随着国家对于农村居民收入保障力度的加大,抵消了收入波动带来的负面影响。由于这些系数不是本文考察的重点内容,所以在此不再冗述。

(二) 不同类别食品消费中习惯形成效应强度的跨年变化

为了在验证不同类别食品消费中存在显著习惯形成的基础上观察习惯形成效应强度的跨年变化,本文以 6 年为一个时间跨度,采用递进估计的方法得出 2008~2012 年不同类别食品消费中滞后一期食品消费的系数^①。图 3 是不同类别食品消费中习惯形成效应系数的跨年变化。



(a) 粮食



(b) 蔬菜

^①理论上只需要当期消费、滞后一期消费以及作为工具变量的滞后二期和滞后三期总共 4 年的消费数据,但由于观测值不足无法进行矩阵运算且若以 5 年的消费数据回归,滞后一期消费系数不显著,因此选用 6 年作为一个区间进行估计。如以 2007~2012 年数据估计出 2012 年的习惯形成效应系数,再以 2006~2011 年数据估计出 2011 年的习惯形成效应系数,以此类推。

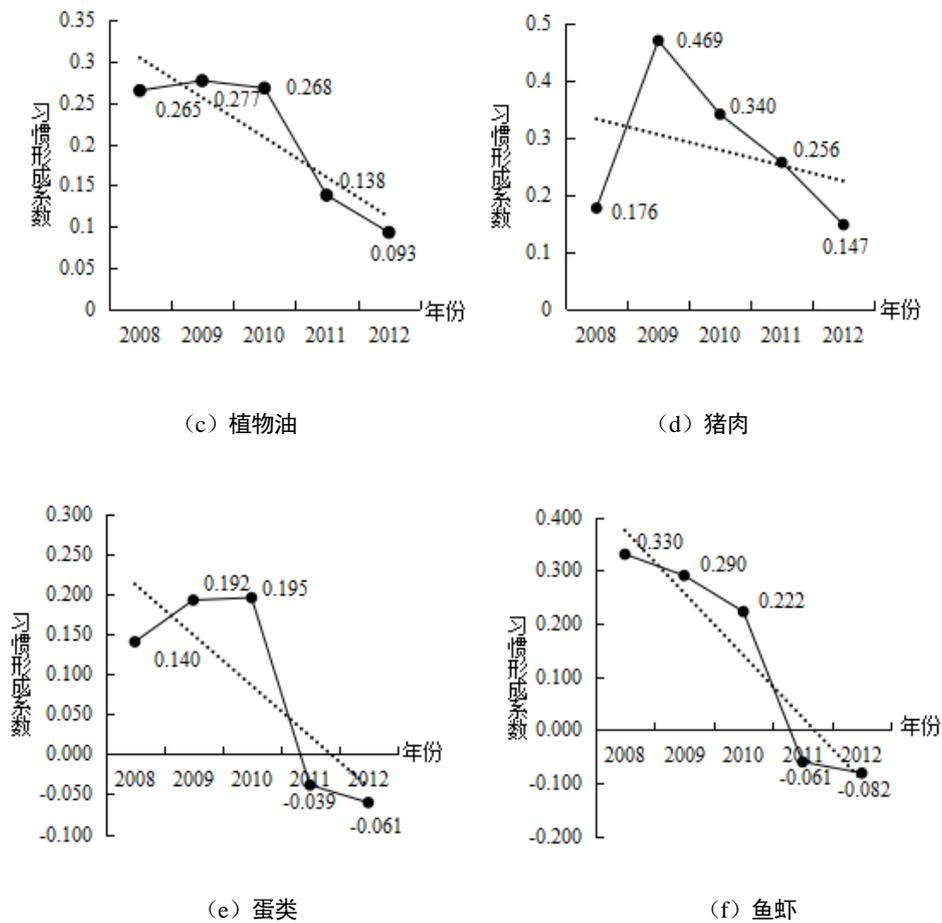


图3 不同类别食品消费习惯形成效应系数的跨年变化

如图3所示, 总体而言, 所有类别食品消费的习惯形成系数在2008~2012年总体上均处于减小状态且2011年后减小的速率变慢, 最终各类食品消费的习惯形成系数基本均降至0.1以下。具体来看, 粮食和蔬菜消费的习惯形成系数的变化轨迹基本相同, 2008年以后先下降一定幅度经过短暂上升后又下降, 降幅均在88%左右。植物油消费的习惯形成系数在2009~2010年变化不大, 在2010年之后快速下降, 总体降幅为65%。猪肉消费的习惯形成系数则是在经历2008~2009年的上升后迅速下降^①, 2009~2012年降幅为69%。另外, 蛋类和鱼虾两类食品消费的习惯形成系数在2010年后变为负值, 消费习惯形成效应不再显著, 体现为持久性^②, 但总体变化均为下降趋势。

^①可能存在数据问题。另外, 本文以猪肉消费作为肉类消费的代理变量, 在计算消费时, 用的是肉类价格, 使得结果可能存在一定的偏差。

^②两类食物滞后期消费的增加使得其当期消费减少, 可能是由于国内经济形势不好, 农村居民收入水平较低, 对鱼虾这类高档食品的消费产生了负面影响; 另外, 近几年来国内蛋类价格持续上涨, 引起了蛋类消费的减少。

该实证结果的现实意义在于：由于国家对“三农”问题的愈加重视，中国农村居民在收入等方面有了更好的保障，他们消费中的习惯形成效应逐渐减弱并趋于平稳，往期消费对当期消费的影响已逐渐减弱，收入的稳定增长使得中国农村居民对于未来有了更好的预期，他们的食品消费决策不再像之前那么谨慎。

六、结论和政策启示

本文使用 2003~2012 年全国农村固定观察点家庭调查微观面板数据，以 Naik and Moore (1996) 的模型作为基础加以改进得到包含不确定性因素的经验模型，利用系统 GMM 两步估计法对中国农村家庭不同类别食品消费中的习惯形成效应进行了检验。在此基础上，本文又以 6 年为一个估计区间，采取递进的方法对不同类别食品消费的习惯形成系数进行了估计，从而得以观察到习惯形成效应强度的跨年变化。通过模型估计结果，并结合对农村现实的观察，可以得到以下几个方面的结论：

第一，在食品消费方面，农村居民的消费习惯是既定存在的，尽管随着收入及社会发展正在发生快速变化，但是，行为习惯的确对农村居民食品消费的微观决策构成了影响。例如，农村居民对猪肉、植物油和蔬菜消费显示出更强的行为习惯，而对粮食、蛋类和水产品消费显示出更弱的行为习惯，这正是当前中国食品消费结构转型过程的农村投影（胡冰川、周竹君，2015）。事实上，这一结果可以为近年来中国农村居民食品消费结构转型提供证明，即从植物性食品消费向动物性食品消费的转型中，肉类、植物油与蔬菜的消费增长，粮食与蛋类的消费下降。所不同的是，农村居民水产品的消费习惯偏弱需要从数据本身获得解释，即：①传统上农村居民水产品消费水平偏低，导致消费的习惯形成效应偏弱；②个别年份水产品价格波动幅度较大，对模型结果产生了低估作用。

第二，从动态角度，食品消费习惯的降低与农村居民收入水平及农村市场建设存在明显的相关关系。显然，随着农村居民收入水平提高，食品消费快速升级，食品消费习惯自然趋于下降。进一步地，一方面在于收入提高带来的偏好变化，导致食品消费习惯变化；另一方面则是农村市场建设水平的提高，使得农村食品消费市场水平快速提高。在动态上，蛋类和水产品的消费习惯形成系数呈现出负值，前者是由于消费总量下降带来的负相关性；就后者而言，可以归因为 2011 年以来水产品价格波动带来的负面影响。

通过对比模型估计结果与具体现实，可以认为，从技术上获得的模型估计结果对食品消费变化的客观实际有较好的解释，同时也存在一定缺陷，例如禽蛋与水产品消费习惯形成系数为负的问题。尽管该问题主要原因在于数据本身，但从模型设计层面有进一步改进的空间，也是未来研究的一个方向。

中国农村居民食品消费中习惯形成效应的存在，使得农村家庭食品消费决策变得谨慎，由此导致边际消费倾向走低、高储蓄率现象愈发严重的事实。但由于近年来国家对于“三农”问题的重视，对农村居民的保障力度加大，基于对未来的良好预期，农村居民消费行为中的习惯形成效应强度逐渐减弱。今后为了进一步减弱中国农村居民食品消费行为中的习惯形成效应，应采取一系列措施进一步提高农村居民收入，拉动农村居民消费。另一方面，消费习惯形成效应的减弱使得农村居民的

食品消费行为将不再囿于以往的消费习惯，消费总量相比过去将会有所增加。要在农业供给侧结构性改革的大背景下，着力调整农业生产经营结构，提高农业生产效率，以满足不断提升的农村食品消费的需求。

参考文献

- 1.陈建宝、李坤明，2013：《收入分配、人口结构与消费结构：理论与实证研究》，《上海经济研究》第4期。
- 2.崔海燕、范纪珍，2011：《内部和外部习惯形成与中国农村居民消费行为——基于省级动态面板数据的实证分析》，《中国农村经济》第7期。
- 3.杭斌，2009：《习惯形成下的农户缓冲储备行为》，《经济研究》第1期。
- 4.杭斌、申春兰，2008：《习惯形成下的缓冲储备行为》，《数量经济技术经济研究》第10期。
- 5.杭斌、闫新华，2013：《经济快速增长时期的居民消费行为——基于习惯形成的实证分析》，《经济学（季刊）》第4期。
- 6.胡冰川、周竹君，2015：《城镇化背景下食品消费的演进路径：中国经验》，《中国农村观察》第6期。
- 7.黄娅娜、宗庆庆，2014：《中国城镇居民的消费习惯形成效应》，《经济研究》第S1期。
- 8.贾男、张亮亮，2011：《城镇居民消费的“习惯形成”效应》，《统计研究》第8期。
- 9.贾男、张亮亮、甘犁，2011：《不确定下农村家庭食品消费的“习惯形成”检验》，《经济学（季刊）》第1期。
- 10.凌晨、张安全，2012：《中国城乡居民预防性储蓄研究：理论与实证》，《管理世界》第11期。
- 11.刘东皇、沈坤荣，2012：《要素分配、居民收入差距与消费增长》，《经济学动态》第10期。
- 12.龙志和、王晓辉、孙艳，2002：《中国城镇居民消费习惯形成实证分析》，《经济科学》第6期。
- 13.龙志和、周浩明，2000：《中国城镇居民预防性储蓄实证研究》，《经济研究》第11期。
- 14.罗楚亮，2004：《经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为》，《经济研究》第4期。
- 15.齐福全、王志伟，2007：《北京市农村居民消费习惯实证分析》，《中国农村经济》第7期。
- 16.周绍杰，2010：《中国城市居民的预防性储蓄行为研究》，《世界经济》第8期。
- 17.Alessie, R., and A. Lusardi, 1997, "Consumption, Saving and Habit Formation", *Economics Letters*, 55(1): 103-108.
- 18.Alessie, R., and F. Teppa, 2010, "Saving and Habit Formation: Evidence from Dutch Panel Data", *Empirical Economics*, 38(2): 385-407.
- 19.Arellano, M., and O. Bover, 1995, "Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models", *Journal of Econometrics*, 68(1): 29-51.
- 20.Blundell, R., and S. Bond, 1998, "Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models", *Journal of Econometrics*, 87(1): 115-143.
- 21.Browning, M., and M. D. Collado, 1998, "Habits and Heterogeneity in Demands: A Panel Data Analysis", *Journal of Applied Econometrics*, 22(3): 625-640.
- 22.Duesenberry, J. S., 1949, *Income Saving and the Theory*, Harvard University Press.
- 23.Dynan, K. E., 2000, "Habit Formation in Consumer Preferences: Evidence from Panel Data", *The American Economic*

Review, 90(3): 391-406.

24. Grariglia, A., and M. Rossi, 2002, "Consumption, Habit Formation, and Precautionary Saving: Evidence from the British Household Panel Survey", *Oxford Economic Papers*, 54(1): 1-19.

25. Heaton, J., 1993, "The Interaction between Time-nonseparable Preferences and Time Aggregation", *Econometrica*, 61(2): 353-385.

26. Heien, D., and C. Durham, 1991, "A Test of the Habit Formation Hypothesis Using Household Data", *The Review of Economics and Statistics*, 73(2): 189-199.

27. Koichiro, I., 2011, "Food Consumption Expenditure and Habit Formation: Evidence from Japanese Household Panel Data", ESRI Discussing Paper Series No. 264, http://www.esri.go.jp/jp/archive/e_dis/e_dis264/e_dis264.pdf.

28. Meghir, C., and G. Weber, 1996, "Inter Temporal Nonseparability or Borrowing Restrictions? A Disaggregate Analysis Using a U.S. Consumption Panel", *Econometrica*, 64(5): 1151-1181.

29. Muellbauer, J., 1988, "Habits, Rationality and Myopia in the Life Cycle Consumption Function", *Annales d'Economie Et De Statistique*, 9(9): 47-70

30. Naik, N. Y., and M. J. Moore, 1996, "Habit Formation and Intertemporal Substitution in Individual Food Consumption", *The Review of Economics and Statistics*, 78(2): 321-328

(作者单位: ¹ 中国社会科学院研究生院;
² 中国社会科学院农村发展研究所)
(责任编辑: 午言)

An Analysis on the Evolution of Food Consumption Habits of Chinese Rural Residents

Zhai Tianchang Hu Bingchuan

Abstract: Based on data collected from the micro-panel of national fixed observation points in rural areas from 2003 to 2012, this article tests the effect of habit formation of different types of food consumption for Chinese rural households. The study employs a System Generalized Method of Moments model, and improves an empirical model based on the reality of the effects of traditional habit formation model. It adopts a progressive method to estimate the habit formation coefficient in different years to observe the change of habit effect intensity. The results of the analysis show the existence of effects of habit formation of food consumption in rural areas in China. The effect intensity of different types of food consumption is slightly different from year to year, but in general, the coefficient of habit formation decreases during the past decade.

Key Words: Rural Resident; Food Consumption; Habit Formation; System Generalized Method of Moments