

中国城市居民家庭的消费结构分析:1995—2013^{*}

唐琦 夏庆杰 李实

内容提要: 本文使用 QUAIDS 结构方程模型分析了 CHIP(1995、2002、2013) 城市随机入户调查数据,发现 1995—2013 年,中国城镇家庭消费结构出现了极大的转变,在空间、时间维度以及不同类型的家庭之间差异明显。空间上,地域差异由东、西、中部三级变为东、中西两级状;1995—2002 年,消费总量并没有出现显著增加,但消费结构变化明显;2002—2013 年,家庭消费总量迅速显著上升,消费价格弹性绝对值逐渐增加,消费支出弹性渐趋于 1,家庭消费结构更多地受到市场价格而非可支配收入的影响。随着中国城市家庭变得越来越富裕,食品消费、家庭用品消费在总消费所占份额不断下降,然而住房消费总占比由 1995 年的 23% 增加到 2013 年的 38%。住房消费占比不断上升挤占了其他家庭消费,降低总需求,同时也会增加工资上升的压力。

关键词: 消费结构 八大类消费 价格弹性 支出弹性 QUAIDS 模型

一、引言

20 世纪 70 年代末改革开放以来,中国经济体制基本完成了由计划向市场的转型,中国由一个贫困落后的农业国变为世界工厂和世界第二大经济体。2008 年国际金融危机以来,西方发达国家和发展中国家增长乏力,中国出口贸易贡献降低,依靠内需已成为中国持续发展的必要条件。而经过将近 40 年的经济高速增长、初等教育普及和高等教育扩招之后,^①中国形成了 3 亿人左右的中产人群,到 2025 年中国的中产人群将达到 5 亿。^②如此规模的中产人群不仅蕴藏着无穷的创新和生产能力,也产生了巨大的消费能力,尤其是对高档产品和服务的海量需求。从一线城市家庭消费模式和结构的迅速变化也可以看到这一点。例如,中国城市家庭三大件由 20 世纪 70 年代的“手表、自行车、缝纫机”变化为 80 年代的“冰箱、彩电、洗衣机”,90 年代的“空调、电脑、录像机”,21 世纪第一个十年的“住房、汽车、存款”,第二个十年的“住房、汽车、出国留学及旅游”。数以百万计的中国游客在世界各地旅游及大量购物。尽管今天的中国已经是世界工厂、产能过剩,但是依然无法满足富裕起来的中产阶层对高档消费品和服务的海量需求。

随着经济增长依赖内需程度的增加,关于中国各个收入层次家庭消费结构和模式的研究也越来越重要。然而,国内外关于这类问题的研究基本处于起步阶段。大多关于消费的研究集中于宏观领域,以对生命周期理论、流动性约束、预防性储蓄等理论的实证为主。不过近年来使用微观数据的文献在不断增加,基本是探讨影响家庭消费的因素,如预算约束、生命周期假说、永久收入假说

* 唐琦,北京大学经济学院博士研究生,邮政编码:100871,电子信箱:1501110903@pku.edu.cn;夏庆杰(通讯作者),北京大学经济学院,邮政编码:100871,电子信箱:qingjie.xia@pku.edu.cn;李实,北京师范大学经济与工商管理学院,邮政编码:100875,电子信箱:lishi@bnu.edu.cn。作者感谢教育部人文社会科学规划项目(13YJA790125)、北京市社会科学基金研究基地项目“北京城市多维贫困问题研究”(项目编号为 15JDJGA071)的资助。感谢匿名审稿人所提意见,文责自负。

① 1977 年中国恢复高考时当年招生 27 万人;1999 年高校开始扩招;目前每年招生约 700 万人,目前约有 1.2 亿人受过大学教育,到 2025 年这个指标将为 2 亿人。

② 《2014 全球财富报告》的定义——“财富为 1 万至 10 万美元属于中产阶级”,该报告推算中国中产阶级人数大致为 3 亿;企业家马云在 2015 年天猫“双 11 全球狂欢节”启动仪式上曾说十年内中国的中产阶层人数将达到 5 亿。

等(见本文第二部分文献综述),还较少见到对家庭各大类消费项目如食品、衣着、家庭用品等具体项目的研究。不同家庭(收入、家庭人口结构等方面的差别)在各大类消费上的消费行为差异较大,只有明晰影响家庭各类消费的主要因素,政策制定者才能制定影响消费的恰当政策。

有鉴于此,本文旨在通过微观数据研究城镇家庭消费决策的内在逻辑,理清消费结构的影响因素。为此,本文在跨度接近二十年的三组横截面微观数据的基础上,使用QUAIDS结构方程计量经济学模型,观察消费结构的变化趋势,并对相关参数进行估计。通过对家庭消费行为的研究,可以在微观层面上找到家庭对于政府政策的“受力点”,将消费这一国民经济重要部门的微观决策与国家政策相结合,实现中国经济向消费主导型经济的演变。

二、文献综述

对于消费最早进行研究的是宏观经济学家们。Keynes(1936)提出一定比例的收入会转变为消费,该比例也会随着收入的增加而减少。Kuznets(1942)以美国数据对其质疑——消费占收入比例没有随收入的增加而显著变化。受此启发,Duesenberry(1949)提出“相对收入”理论,即消费受历史收入的影响,具有“黏性”,不会因当期收入变化而波动较大。Friedman(1957)提出“持久收入理论”,即消费主要由持久收入所决定,不会对短期的收入波动产生太大的反应。Modigliani(1949)与Modigliani & Brumberg(1954)提出的“生命周期理论”,消费者在一生的资源约束下进行平滑消费。在这些理论的基础上,产生了流动性约束假说、预防性储蓄假说、随机游走假说等理论。

对于中国消费问题的研究主要是借鉴西方学者的理论进行的,最早的研究也来自于宏观领域。厉以宁(1992)提出居民可支配收入对消费支出影响显著。吴有昌(1995)发现生命周期理论和永久收入假说对中国居民消费具有一定的解释力。臧旭恒(1994)利用抽样调查数据进行研究,发现中国居民消费不符合随机游走假说。王信(1996)认为中国存在很多不确定性,资本市场也不成熟,储蓄的动机较强,可知假定居民未来收入稳定的生命周期假说并不适用。施建淮和朱海婷(2004)认为存在预防性储蓄动机但没有那么强。余永定和李军(2000)认为,西方传统的消费理论假设不符合中国的实际情况,中国居民一般追求当前效用最大化,消费支出完全依赖于收入。

使用微观入户数据,从微观机制上研究消费的文献也不断出现。罗楚亮(2004)使用CHIP数据的研究表明各种收入和支出的不确定性对消费有显著的负效应。杨汝岱和陈斌开(2009)根据高考改革前后家庭教育支出的变化,发现高等教育会减少居民消费。张大勇和曹红(2012)探讨了不同类型和风险程度的资产对于家庭消费行为的差异性影响。白重恩等(2012)通过实证发现,新农合对农村居民消费有正向的影响,并且这一影响在健康状况差或者收入低的家庭中更强。

与此同时,消费结构理论也得到了研究。最早对于消费结构的实证研究来自Leser(1941),他使用美国数据估计了六类消费品的收入和价格弹性。Working(1943)将消费份额简单地设定为总支出的线性函数,Leser(1963)依此进行了实证分析。Stone(1954)扩展并估计了Klein & Rubin(1947)提出的线性支出系统模型,使之成为研究消费结构问题早期的标准模型。该模型将某类消费需求看作为支出和价格的线性函数,由此可以估计某类商品恒定的边际预算份额。Lluch(1973)对其进行了改进,将消费设定为收入和价格的函数,并以边际消费倾向替代边际预算份额,从而得到扩展的线性支出系统模型。Theil(1965)提出的更为平滑与灵活的鹿特丹模型,对待估参数也进行了线性设定,但是没有使用对数形式而是使用了微分形式,从而允许约束由效用方程中获得,从而显得“过于灵活”,且认为难以满足“偏好一致性”,从而饱受批评。其后,Christensen et al.(1975)提出了超对数转换模型,使用价格与支出之比的对数的二次函数拟合间接效用函数,从而得到支出方程。这一模型设置复杂,估计较为困难。

现阶段,对于消费结构分析最常使用的模型是Deaton & Muellbauer(1980)提出的几近完美需

求系统模型(almost ideal demand system, AIDS)。该模型在商品价格独立的基础上,根据 PIGLOG 形式的支出函数,由谢泼德引理推导而出。这一模型具有“对需求函数拟合灵活”、“符合偏好理论”、“对不同消费者加总方便”、“家庭预算设置合理”等诸多良好性质。之后,为了更好地拟合恩格尔曲线非线性的特点, Banks et al. (1997) 在 AIDS 模型中加入二次项,建立了二次几近完美需求系统模型(quadratic almost ideal demand system)。Poi(2002) 在 QUAIDS 模型中加入了家庭特征变量,使之能够容纳更多的信息。鉴于 QUAIDS 类模型的良好性质,本文对于消费结构的分析使用该模型。在对该类模型应用的研究中,国外学者研究较早。比如, Blanciforti & Green (1983) 使用美国 1948—1978 年数据对 AIDS 模型进行了估计,并在模型中加入了消费习惯。Lührmann (2005) 使用 QUAIDS 模型分析了德国家庭消费结构随年龄增加而出现的变化。Zheng & Henneberry (2010) 在 QUAIDS 模型中加入家庭规模等家庭变量,针对中国江苏省的粮食消费结构进行了研究。

近些年来,国内学者的研究也不断增多:臧旭恒和孙文祥(2003) 使用 AIDS 模型研究了中国家庭消费结构的影响因素,发现其消费热点已转至耐用消费品、交通通讯、文化娱乐等方面。吴蓓蓓等(2012) 研究了广东省城镇居民七类食品的消费结构和不同收入层次家庭的支出、价格弹性。赵昕东和汪勇(2013) 计算了不同收入等级城镇居民消费的支出及价格弹性,探讨食品价格上涨对其带来的福利影响。张颖熙(2014) 的研究发现,服务消费对家庭服务和医疗保健服务的敏感性最强。谭涛等(2014) 计算了 2010 年农村家庭的消费支出结构与弹性及不同消费的自价格弹性、交叉价格弹性和支出弹性等方面的差异。郭亚和葛杨(2014) 使用江苏城镇居民家庭数据分析江苏城镇居民的消费结构,发现服务消费的价格弹性较高。徐秋艳和李秉龙(2015) 使用 2010—2012 年数据计算了农村消费品的支出弹性和价格弹性。张明扬和章棋(2015) 探讨了农村不同收入阶层的食品消费结构。丁菲和于冷(2016) 利用不同城市的调研数据分析了家庭的食品需求的不同。吴远霖(2016) 分析了近十年城乡居民医疗消费特征及医疗价格对居民福利的影响。

使用 QUAIDS 模型的研究虽不断增多,但尚有一些不足之处,或局限于一省之内,或侧重某一类消费内,或因使用省级面板数据等原因而样本偏少,且少有跨年份的比较和对发展趋势的讨论。还有一些研究所使用的价格数据问题较大而可能影响了结论的准确性,如赵昕东等(2013) 针对城镇居民所采用的消费品价格数据没有区分城市和农村,张颖熙(2014) 对缺失数据使用的是相邻年份或省份,元惠连等(2016) 使用的是其根据各地区八大类消费支出比重的平均加权对数化后计算而出的价格变量。这些处理方法都距各地区真正的商品价格相去甚远。本文尽量规避了这些不足,不仅范围扩展至全国,研究内容也不是某一类消费品,并使用大样本的微观调查数据,更新至最新年份,在价格数据的处理中,查阅各省(市、自治区)年鉴的城镇消费数据,保证价格数据外生有效。值得指出的是,元惠连等(2016) 研究的框架较好,本文在其研究的基础上使用严格外生的物价变量,增加 2013 年数据,并进一步完善和丰富了其研究方法和分析范围。

三、消费结构估计方法

在 Deaton & Muellbauer(1980) 建立的 AIDS 模型中,代表性家庭的支出函数为: $\ln c(u, p) = (1-u) \ln\{a(p)\} + u \ln\{d(p)\}$ 。 $a(p)$ 与 $d(p)$ 分别代表最低和最高的效用水平的支出状态, $u \in (0, 1)$ 。将作者设定的 $a(p)$ 与 $d(p)$ 公式及约束条件带入支出函数中,经 Shephard 引理可得第 i 种消费品所占份额的估计方程为: $w_i = \alpha_i + \sum_j \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln\{m/a(p)\}$ 。其中 j 表示其他消费品, α_i 、 γ_{ij} 及 β_i 是待回归参数, m 是总支出, p 为价格向量。Banks et al. (1997) 的 QUAIDS 模型在此基础上加入了二次项拟合恩格尔曲线,更好地构造了消费结构,得到 $w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln p_j + \beta_i \ln\{m/a(p)\} + [\lambda_i/b(p)] \cdot [\ln\{m/a(p)\}]^2$ 。其中 $b(p)$ 为价格加总, λ_i 同为待回归参数。

Poi(2002) 进一步在 QUAIDS 模型中加入家庭人口变量 z , 令 $\bar{m}_0(z) = 1 + \rho \int e(p, z) = \prod_{j=1}^k p_j^{\eta_j z}$,

消费支出份额等式变为: $w_i = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \gamma_{ij} \ln p_j + (\beta_i + \eta_j z) \ln \left\{ \frac{m}{m_0(z) a(p)} \right\} + \frac{\lambda_i}{b(p) e(p, z)}$
 $\left[\ln \left\{ \frac{m}{m_0(z) a(p)} \right\} \right]^2$ 。商品 i 的支出弹性为: $\mu_i = 1 + \frac{1}{w_i} \left[\beta_i + \eta_j z + \frac{2 \lambda_i}{b(p) e(p, z)} \ln \left\{ \frac{m}{m_0(z) a(p)} \right\} \right]$ 。商品 i 对商品 j 的未补偿(马歇尔)价格弹性(ϵ_{ij})为:

$$\epsilon_{ij} = -\delta_{ij} + \frac{1}{w_i} (\gamma_{ij} - \left[\beta_i + \eta_j z + \frac{2 \lambda_i}{b(p) e(p, z)} \ln \left\{ \frac{m}{m_0(z) a(p)} \right\} \right] \times (\alpha_i + \sum_l \gamma_{il} \ln p_l) - \frac{(\beta_i + \eta_j z) \lambda_i}{b(p) e(p, z)} \left[\ln \left\{ \frac{m}{m_0(z) a(p)} \right\} \right])$$

通过 Slutsky 方程可以得到商品 i 的补偿(希克斯)价格弹性(ϵ_{ij}^H): $\epsilon_{ij}^H = \epsilon_{ij} + \mu_i w_j$ 。待回归参数为 $\alpha_i, \gamma_{ij}, \beta_i, \eta_j, \rho, \lambda_i$ 。而考虑到家庭结构会对消费结构带来的影响,本文加入了“家庭人口数”“未成年人口数”“户主年龄”和“户主年龄平方”四项家庭特征变量。

四、数据基本统计信息

(一) 全样本统计结果

本研究采用中国家庭收入调查(Chinese Household Income Project,CHIP)1995年、2002年、2013年的截面数据。该数据对东中西部不同省份家庭进行了调查,包括的被调查省份如表1所示:^①

表1 不同年份数据包含的省(自治区、直辖市)

1995年	北京、山西、辽宁、江苏、安徽、河南、湖北、广东、四川、云南、甘肃
2002年	北京、山西、辽宁、江苏、安徽、河南、湖北、广东、重庆、四川、云南、甘肃
2013年	北京、山西、辽宁、江苏、安徽、山东、河南、湖北、湖南、广东、重庆、四川、云南、甘肃、新疆

按照国家统计局的分类标准,本文对CHIP数据中的消费数据分成八大类:^②食品、衣着、家庭设备用品及服务、医疗、交通和通讯、教育娱乐文化服务、居住、其他用品和服务。由于消费是一个家庭共同的决策行为,本文以家庭消费为整体进行研究。而考虑到城镇家庭与农村家庭的消费方式与消费结构的极大不同,本研究只针对城市家庭展开,使用的数据均为城镇家庭数据。

对于消费数据,本文去除了农村家庭和流动人口样本,只留下城镇家庭。继而,本文去除了完全缺失了八类消费的样本以及消费总额巨大且极端超出收入总额的少数极端值。对于各类商品的价格,本文使用各省市城镇居民消费价格分类指数(除以100)作为价格指标,每个省份的前七大类商品都对应该地区的相应价格指数,资料中缺失的“其他用品和服务”的价格指数使用“居民消费价格总指数”。这样的选择较为合理,因为城镇居民的分类价格指数反映的是不同类别商品价格总水平的升降程度,是居民对不同类别消费品价格的直接感受。通过查阅各省1996年、2003年、2014年统计年鉴的“全省居民价格分类指数”,^③我们找到了不同省市每一时期的商品价格。^④

① 由于重庆1997年成为直辖市,因此1995年四川省的调查数据中实际包含重庆市。

② 食品,包括粮食、副食品、烟、酒、糖及其它食品;衣着,包括服装、衣料及衣料加工费、鞋、袜、帽等;家庭设备用品及服务,包括耐用消费品、家庭日用品及家庭服务等;医疗,包括医疗器械、医药费、保健用品等;交通和通讯,包括家庭交通工具及维修、交通费、通讯工具、邮电费等;教育娱乐文化服务,包括各类教育费用、文化娱乐费用、书报费等;居住,包括房屋建筑、购买、房租、水、电、燃料等。

③ 大多数价格数据都来自不同省市的《统计年鉴》,但少数省份某些年度的数据除外。这些省份是:甘肃省全部数据来源于《甘肃发展年鉴》;湖南省2013年的价格数据来自“湖南国调信息网”,云南省2013年的价格数据来自《云南调查年鉴2014》。

④ 其中,1995年云南省的城镇价格数据无法找到,因此使用农村居民消费价格分类指数乘以城镇与农村消费价格总指数的比值得到。吉林省1995年、贵州2002年的数据未区分城镇农村。重庆1995年尚未直辖,仍然划入四川省。

为使不同年份的数据具有可比性,本文根据不同省份历年城镇居民消费价格指数,将1995年与2002年的金额调整到了2013年的人民币购买力水平,从而得到表2中的家庭各类消费平均值及占比、家庭人均总消费及总收入平均值。1995—2002年,不同类别消费变化较大,食品、衣着消费量保持稳定并有轻微下降,家庭用品和其他消费出现了大幅下降,而医疗保健、交通通讯、教育文化则出现了大幅的上升,居民家庭更加注重此类消费。此外,1995年家庭消费略高于收入。经计算,1995—2002年,虽然家庭收入水平的年增长率有6.07%,但由此带来的总消费的年增长率仅有0.88%,消费并没有跟随收入一起增长,居民将收入转化为消费的意愿不强。

表2 城镇家庭消费结构与支出比重平均值

	1995年		2002年		2013年	
	金额(元)	比重(%)	金额(元)	比重(%)	金额(元)	比重(%)
食品消费	10157.870	40.15%	9421.937	33.17%	16817.500	27.89%
衣着消费	2472.341	9.29%	2407.898	8.05%	5122.243	7.50%
家庭用品消费	3755.409	10.21%	1603.343	4.45%	3714.934	5.09%
医疗保健消费	702.0898	2.39%	1729.367	5.35%	3444.401	5.12%
交通通讯消费	407.4436	1.27%	2465.824	7.25%	6938.073	7.92%
教育文化消费	1064.685	3.55%	3762.664	10.62%	6507.828	8.25%
居住消费	6832.377	18.21%	9490.765	28.71%	26328.570	36.33%
其他消费	4420.232	14.94%	819.1874	2.40%	1595.719	1.90%
家庭总消费	29812.45		31700.98		70469.27	
家庭总收入	26217.55		39594.12		95115.23	

1995—2002年,食品、衣着消费量保持稳定并有轻微下降,表明居民的生活水平并没有太大的改善,衣食消费因其他消费的增加而被挤出。家庭用品出现了大幅下降,因为1995年时家用电器等耐用品的价格较高,普通家庭用于这一类消费的花费略大,至2002年由于工业制造的进步,家电价格大幅下降,该消费随之下降。医疗保健和教育文化的大幅上升说明了城镇居民消费观的改变,更加注重人力资本的投资,增加文化娱乐消费。交通通讯消费和居住消费的增加则属于供给侧变化带动的消费升级,前者是因为通讯设备、家用汽车的相继普及和人员交流的日益频繁所致,而后者则是由于商品房市场的逐步放开,家庭住宿环境得以改善的原因所致。这几类消费的增加对其他消费带来了一定的挤出效应,虽然家庭的总消费增加不大,但是随着产品市场的日益完善,其内部消费结构得到了一定的改变,因此居民生活水平还是有了较大的提高。

而2002—2013年间,各种类别的消费都保持了较高的增长率,且与家庭总消费及人均总消费差异不大,不同消费占比的变化量也不大,家庭消费结构趋于稳定。而各类消费金额的年增长率仅比家庭总收入及人均收入略低,收入的增加已经能够较多地转化为家庭消费。

在各类消费中,年均增长率最低的是食品消费与教育文化消费。食品消费增长率低符合经济发展的一般趋势,根据恩格尔定律,食品消费所占比重随着家庭富裕程度上升而下降。而教育文化消费比重的下降则有些反常,是被其他消费的上升挤占所致。这几年中,年增长率最高的是交通通讯消费和居住消费,而交通通讯消费的总占比不高,挤出教育文化消费只能是居住消费。居住消费金额在2002—2013年速度增长接近10%,到2013年已经占36.3%,超过消费总额的三分之一。这加重了家庭的负担,并使其削减教育文化消费的份额,以降低长期人力资本投入的方式维系居住开支。长远来看,由房价上升导致的居住消费的增加,十分不利于居民人力资本的提高和中国经济的长期发展。而这几年间,衣着消费和医疗保健消费基本保持稳定,占比有轻微下降。

(二) 区域统计结果

CHIP 数据所涉及省份三个年度的人均总消费,1995—2002 年,全国各省市变化不大,人均消费没有显著的提升,但是到 2013 年则显著加深,消费量有突飞猛进的增加。全国范围内,消费增加量几乎都出现在 2002 年以后,在广东、甘肃两省份甚至占到了 100%。2002—2013 年,不仅总消费,各种消费都有较大程度的上升,其根本原因在于收入的推动。2002—2013 年,城镇居民家庭总收入年增长率达 8.29%,导致居民总消费增长率也达到了 7.53%,收入增长开始能够转化为消费增长。1995—2002 年,人均总消费增长率较低,全部都在 3% 以下,广东和甘肃两省甚至有轻微的负增长,然而,在 2002—2013 年间,则在全国范围内实现了 6%—12% 的高速增长。

与此同时,不同省份之间的差距较大,消费不平等问题严重。在 1995 年与 2002 年中,东部省份、西部省份和中部省份的家庭总消费量依次排列,呈三级阶梯状。然而,在近二十年的时间里,中部地区依靠较快的增长率,到 2013 年在家庭总消费上已近乎与西部地区持平,但二者与东部地区仍有较大的差距,仍呈现东部与中西部的两级分化。^①

(三) 收入分位统计结果

进一步地,本文计算了不同总收入分位上的家庭的各类消费占比,如下图所示。

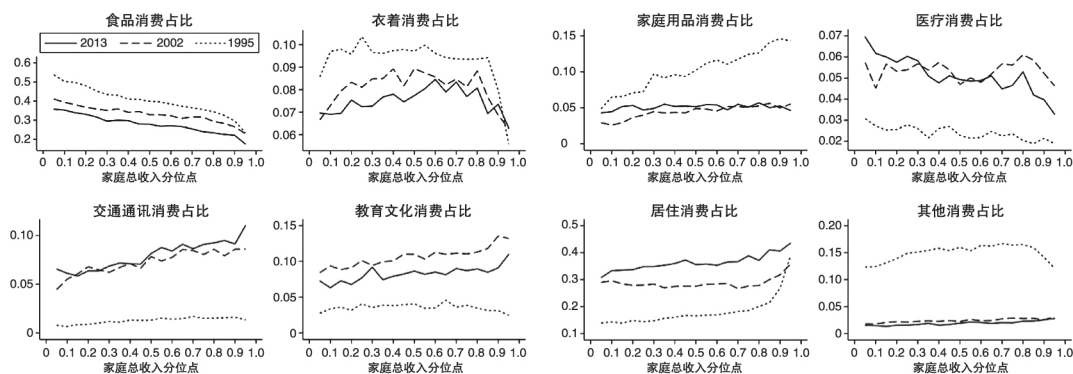


图 1 不同收入分位点上家庭八大类消费占比

由上图可见,总收入越高的家庭,食品消费占比越低,与恩格尔定律吻合。1995—2013 年,分布曲线整体下降,城镇家庭食品消费占比有大幅下降。衣着消费曲线呈倒 U 型,中等收入家庭的消费占比高于最高和最低收入家庭,且曲线呈不断下降趋势。家庭用品消费在 1995—2002 年迅速下降,2012—2013 年则保持了稳定,且 1995 年时该类消费贫富分化明显,收入越高的家庭占比越高。原因是 1995 年时家电等家庭用品价格较高,只有富裕阶层才能在此类消费中投入大量金钱,到 2002 年后因为家电价格的大幅回落,不同收入阶层都保持了较为稳定的家庭用品消费占比。医疗消费在 1995 年占比较低,彼时的医疗健康观念尚不完善,到 2002 年则有了大幅上升,2013 年曲线由平稳波动变为了向下倾斜,总收入越低的家庭医疗消费占比越高,医疗负担越重。

交通通讯消费占比在 1995—2002 年有大幅上升,2002—2013 年变化不大,收入越高的家庭在此类消费占比越高。教育文化消费经历了由低到高再降低的变化,2013 年教育文化消费占比相比 2002 年有一定下降,随着居民收入的升高,文化消费的占比本应上升,但却被其他消费所挤出。居住消费 1995—2002 年出现了极大幅度的上升,再到 2013 年又有显著的上升,不同收入阶层的家庭的消费收入占比都占到了 30% 以上,负担极重。

结合前文的统计结果可见,1995—2002 年,消费总额上升不大,但是消费结构出现了重大的改

^① 消费分布地图限于篇幅,未报告,可向作者索取。

变。而2002—2013年,消费结构没有过多的调整,但是消费总额迅速上升。

为进一步分析居民消费结构的内部关系以及不同类型消费之间的价格和收入弹性,本文引入“几近完美需求系统模型”,首先估计模型参数值,继而计算不同类型的弹性。该模型更符合偏好和价格理论,并可以加入二次项和人口变量,能够对恩格尔曲线进行更好地拟合。

五、实证结果分析

(一)QUAIDS模型回归结果

在CHIP数据中,有较多家庭某类消费金额为0,这意味着这些家庭全年没有此类消费。这其中固然有因收入状况和消费习惯而致消费结构不完善的家户,也有由于过去一年某类消费较低而在接受调查时自认为0的家户。下表中,1995年近1/4的家庭认为其没有进行过“教育娱乐文化服务消费”,这显然是与真实分布并不相符的。因此,针对数据中0值较多的问题,本文借鉴Zheng & Henneberry(2010)使用的Shonkwiler & Yen(1999)所提出的一致两步估计加以解决。

表3 不同年份某类消费金额为0的户数

年份(样本量)	食品	衣着	家庭用品	医疗保健	交通通讯	教育文化	居住	其他
1995年(6932)	3	95	69	702	1204	1851	12	60
2002年(6834)	0	73	119	312	83	196	4	128
2013年(6685)	0	97	57	382	20	264	10	550

第一步,使用multivariate probit回归测量一个家庭进行某类消费的概率,本文使用家庭收入、八大类消费品价格、家庭人口数、未成年人口数、户主年龄及年龄平方、儿童占比、成年人占比、住房面积、户主是否有高中及以上学历、家中是否有男孩作对家庭的某类消费占比 w_{ih} 进行回归。^①第二步,重新计算某项消费的占比: $s_{ih} = \Phi(z_h \hat{\tau}_i) \times w_{ih} + \delta_i \varphi(z_h \hat{\tau}_i) + \zeta_{ih}$ 。其中 s_{ih} 为对*i*类消费在家庭*h*的总消费中所占的份额的重新估计值, $\Phi(\cdot)$ 与 $\varphi(\cdot)$ 分别为家庭*h*的*i*类消费的标准正态累积分布函数和标准正态概率密度函数, z_h 为multivariate probit模型中的解释变量数值的向量, $\hat{\tau}_i$ 为multivariate probit模型中估计所得的参数值, w_{ih} 为家庭*h*的*i*种消费所占的份额, δ_i 表示QUAIDS模型的误差项与probit模型的误差项的协方差,而 ζ_{ih} 则是一个带有异方差的误差项(Shonkwiler & Yen(1999)发现是由于将probit模型的估计结果代入 $\Phi(\cdot)$ 与 $\varphi(\cdot)$ 之中而产生的异方差)。第三步,满足 $\sum_{i=1}^N s_i = 1$ 的要求,对于第*n*项消费,需要通过公式 $s_n = 1 - \sum_{i=1}^{N-1} s_i$ 计算。

对于0值极少的消费——“食品”和“居住”,因其分布正常不作处理。对于0值较多的“衣着”“家庭用品”“医疗保健”“交通通讯”“教育文化”,对每年的0值处理生成新数据,非0值保留,“其他”消费依据 $s_n = 1 - \sum_{i=1}^{N-1} s_i$ 生成。继而可得QUAIDS模型中价格对消费占比的系数 γ_{ij} 的估计结果,如表4—6所示(包含家庭人口变量、支出二次项的完整回归结果可向作者索要)。

从表4—6可见,消费品自价格上升几乎都会导致占比减少。1995—2013年,仅就某类消费自价格回归结果而言:食品消费的回归系数始终显著为负,价格上升导致其占比不断下降;衣着消费的回归系数在前两年度显著为负,到2013年变为显著为正,价格与消费占比关系反转;家庭用品、医疗保健的回归系数由前两年度的显著为负变为2013年的不显著;交通通讯的回归系数由显著为正到显著为负及不再显著;教育文化消费由不显著到显著为负,继而绝对值有所增加;居住消费的回归系数由前两年度的不显著变成了显著为正,价格的上升会显著提升其占比。

^① 由于这一回归旨在较多地容纳家庭的各种特征和面对的市场情形,以使拟合程度更高,因此可以无视回归变量可能存在的多重共线性问题。

表4 1995年城镇家庭数据估计结果

1995年	食品	衣着	家庭用品	医疗保健	交通通讯	教育文化	居住	其他
食品价格	-0.698***	0.00214	0.411***	0.142***	0.00818	-0.319***	-0.350***	0.804***
衣着价格	0.00214	-0.0942**	-0.105**	-0.0202	-0.0450***	0.0424*	0.123***	0.0967
家庭用品价格	0.411***	-0.105**	-0.213***	-0.0628**	-0.104***	1.94e-05	0.450***	-0.375***
医疗保健价格	0.142***	-0.0202	-0.0628**	-0.0879***	0.0243**	0.0245	-0.0662***	0.0468
交通通讯价格	0.00818	-0.0450***	-0.104***	0.0243**	0.0553***	-0.0175	0.0253**	0.0538
教育文化价格	-0.319***	0.0424*	1.94e-05	0.0245	-0.0175	0.0290	-0.132***	0.372***
居住价格	-0.350***	0.123***	0.450***	-0.0662***	0.0253**	-0.132***	-0.0583	0.00761
其他价格	0.804***	0.0967	-0.375***	0.0468	0.0538	0.372***	0.00761	-1.006***
支出	-0.188***	0.117***	0.123***	0.00477	0.0221***	0.0255**	-0.279***	0.175***

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。以下各表同。

表5 2002年城镇家庭数据估计结果

2002年	食品	衣着	家庭用品	医疗保健	交通通讯	教育文化	居住	其他
食品价格	-1.136***	0.518***	0.349***	0.0956***	-0.509***	0.0843	-0.220***	0.819***
衣着价格	0.518***	-0.381***	-0.217***	-0.103***	0.184***	-0.147***	-0.152***	0.299***
家庭用品价格	0.349***	-0.217***	-0.305***	-0.0794***	0.217***	-0.0232	-0.171***	0.230***
医疗保健价格	0.0956***	-0.103***	-0.0794***	-0.0386**	0.140***	-0.155***	-0.00433	0.145***
交通通讯价格	-0.509***	0.184***	0.217***	0.140***	-0.216***	-0.0497	0.120**	0.114
教育文化价格	0.0843	-0.147***	-0.0232	-0.155***	-0.0497	-0.163***	0.0517	0.402***
居住价格	-0.220***	-0.152***	-0.171***	-0.00433	0.120**	0.0517	0.105	0.270***
其他价格	0.819***	0.299***	0.230***	0.145***	0.114	0.402***	0.270***	-2.279***
支出	-0.0847***	0.101***	0.0369***	0.0718***	0.0590***	0.0336*	-0.231***	0.014***

表6 2013年城镇家庭数据估计结果

2013年	食品	衣着	家庭用品	医疗保健	交通通讯	教育文化	居住	其他
食品价格	-1.244***	0.552***	0.0450	0.0459	0.0336	-0.777***	0.274**	1.071***
衣着价格	0.552***	0.121***	0.0264	-0.0818	-0.272***	0.0223	-0.691***	0.324***
家庭用品价格	0.0450	0.0264	-0.0190	-0.288***	0.177*	0.307***	-0.234***	-0.0129
医疗保健价格	0.0459	-0.0818	-0.288***	-0.205	0.179	0.224**	-0.162	0.288***
交通通讯价格	0.0336	-0.272***	0.177*	0.179	-0.125	0.134	-0.624***	0.499***
教育文化价格	-0.777***	0.0223	0.307***	0.224**	0.134	-0.358***	-0.214*	0.662***
居住价格	0.274**	-0.691***	-0.234***	-0.162	-0.624***	-0.214*	1.338***	0.313***
其他价格	1.071***	0.324***	-0.0129	0.288***	0.499***	0.662***	0.313***	-3.144***
支出	-0.148***	0.0371***	0.0258***	0.0242*	-0.122***	0.00283	0.189***	-0.00984*

支出对家庭消费结构影响同样显著,其回归系数在1995—2002年基本保持了一致,说明中国家庭消费模式直到2002—2013年间才出现较大变化。到2013年,支出对交通通讯和其他消费的回归系数变为显著负值,对居住的回归系数变为显著正值,对家庭用品的回归系数较小,对教育文化的回归系数不再显著(总支出对后两类消费占比的影响不断下降)。不过支出的增加对于食品占比的影响始终显著为负,这印证了恩格尔定律,一个家庭收入越少则用来购买食品所占的比例

越大。

(二) 各类消费的价格弹性

根据 QUAIDS 模型计算得到消费的马歇尔价格弹性、希克斯价格弹性和支出弹性(全部结果可向作者索取),马歇尔弹性作图如下。食品消费的自价格弹性为负且绝对值不断增加,食品价格上涨会导致居民减少其份额;而到 2013 年,食品消费的交叉价格弹性绝对值相对较小且稳定,但是食品消费仍受衣着、教育文化、其他消费价格的影响变大,尤其是其对应的教育文化交叉价格弹性变为较小的负值,价格上涨会导致家庭出现减少食物消费的问题。衣着消费的自价格弹性在 2013 年发生了翻转,由较大的负值变为较小的正值,衣着消费成为家庭的“刚需”,对自身价格不再敏感;衣着消费面临的交叉价格弹性基本较小,但是到 2013 年受食品价格和居住价格影响较大,食品价格上涨会导致居民增加衣着消费,而居住价格上升则会导致消费者大幅减少衣着消费。

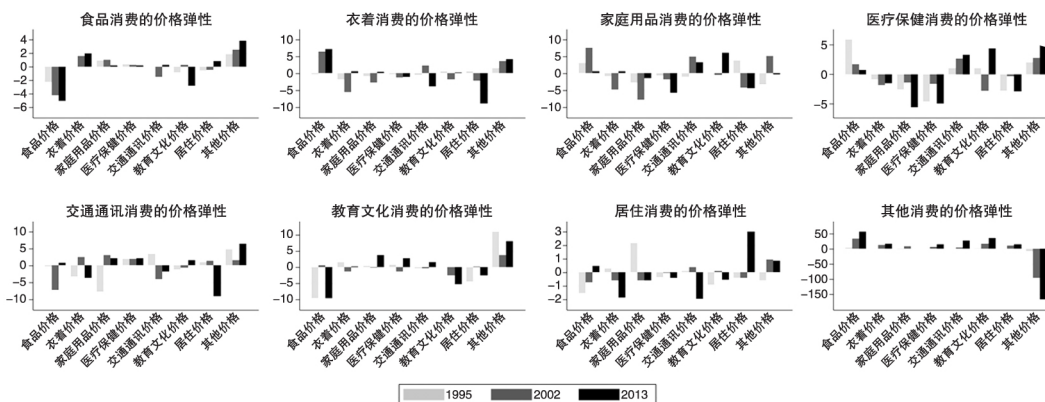


图2 城镇家庭八大类消费的价格弹性

2013 年家庭用品的自价格弹性相比之前下降明显,价格上涨对自身份额的削减作用大幅减弱;家庭用品的交叉价格弹性变化明显,食品、衣着、交通通讯、其他消费的价格对其影响减弱,但到 2013 年,医疗保健、居住价格的上升会更严重地减少家庭用品份额,教育文化价格的上升会增加其份额。显而易见,疾病会导致城镇家庭减少耐用品消费,居住价格上升也会让其收紧预算,而教育娱乐文化价格的上升会让家庭选择购买电视、电脑、手机等进行替代,从而增加家庭用品消费。总而言之,家庭用品消费在 2002 年面临的各类价格弹性的绝对值明显高于 1995 年和 2013 年,受各类价格的影响较大。1995—2002 年,家庭用品占比大幅下降,在调整期末端,其自价格弹性和交叉价格弹性依然较大。医疗消费的自价格弹性在 1995 年与 2013 年更大一些,在这两个年度医疗价格上涨为居民带来的压力更大;到 2013 年,医疗消费面临的食品和衣着的交叉价格弹性绝对值虽有下降,受影响减少,但相比 2002 年,大多数价格弹性的绝对值变得更大了,不稳定性增加,尤其会因家庭用品和居住价格的上升而有较大的下降。

交通通讯的价格弹性在 1995 年、2002 年和 2013 三年间波动较大,自价格弹性由 1995 年到 2002 年由正变负,到 2013 年绝对值大幅下降,受自身价格影响变小;从交叉价格弹性上看,到 2013 年,交通通讯消费受到衣着价格、居住价格和其他消费价格影响较大,衣着和居住价格的升高都能显著减少交通通讯占比,尤其以居住为剧。1995—2013 年,教育文化消费的自价格弹性不断下探,自身价格的上升会导致占比的大幅下降;到 2013 年,交叉价格弹性也高于前两个年度,而且教育文化份额会因食品和居住价格上升而有较大下降。居住消费面临的各类价格弹性的绝对值都在 2013 年有显著的提高,自价格弹性在 2013 年由负转正,并急剧增加多倍,居住价格的上升能极大地导致其占比提高,房价的上升导致居住消费占比大幅提高至 2013 年的 36.30%;从交叉弹性中可以看出,对居住消费影响较大的是衣着与交通通讯价格,二者的上升会使居民较多地减少居住消费,由

于居住消费占比的基数较大,其波动的数值仍较大。此外,其他消费的价格弹性在2013年变得极大,尤其是对其自身的价格弹性,价格增加会导致其消费急剧减少。

总之,2013年各类消费价格弹性的绝对值都更大一些,城镇居民消费结构受价格冲击的不稳定性在2002—2013年得到了加强。消费品面临价格弹性绝对值变大意味着其受到自身和其他类消费价格的影响变大,家庭的消费选择更容易受到市场价格信息的干扰,这表明消费结构的调整更为灵活,不同类型消费的搭配与市场联系更为紧密。这是家庭消费灵活性、自主性上升的表现,家庭可以通过调整消费比例,优化消费结构,在消费总量不变的前提下提高消费的效用水平。

值得注意的是,与市场结合更为紧密也容易带来因为商品价格变化较大而导致某类商品消费变化较大的问题。这方面表现最为突出的就是居住价格,到2013年,衣着、家庭用品、医疗保健、交通通讯、教育文化这五类消费的居住价格交叉弹性都为负值,且绝对值较大,但居住消费的自价格弹性却是较大的正值。居住价格的上升会显著增加居住消费占比而显著地减少这五类消费的占比。为居民生活福利水平的提高带来了极大的阻碍,严防居住价格的过快上涨已刻不容缓。

(三) 各类消费的支出弹性

1. 支出弹性分析

根据微观经济学理论的定义,当支出弹性大于1时,该商品的支出份额变化大于总支出的变化(需求增加的速度比收入增加速度快),这样的商品称为奢侈品;而当支出弹性小于1时,支出份额的变化小于总支出变化(需求增加的速度比收入增加速度慢),称为必需品。将历年各类消费的支出弹性做图如下(数据结果可向作者索取):

从下图可见,食品、衣着在三阶段始终是必需品,其他类消费基本为奢侈品。不过,家庭用品消费支出弹性出现了连续的大幅变低,至2013年已经接近于1,预计将变为必需品。医疗保健消费的收入弹性由低到高又变低,至2013年也在1左右,前期变高原因是城镇居民医疗由公费向市场化的转变,之后变低是由于居民对医疗更为重视。交通通讯消费的支出弹性由高到低再变高,前期变化是因为通讯费用下降,电话手机成为必需品,后期变化是由于人员交流日益频繁、旅游热所致。教育文化消费的支出弹性由低到高再降低,也是近些年来人们更重视教育,教育支出相对稳定的表现。居住消费2002年、2013年的支出弹性比1995年有所降低,在1995年时接近1.3,到2002年仅比1略高,因为居民的买房意愿普遍增强,而按揭的普及使得年度支付更为稳定。其他消费弹性显著增加,当收入增加时,此类消费增加幅度变大。

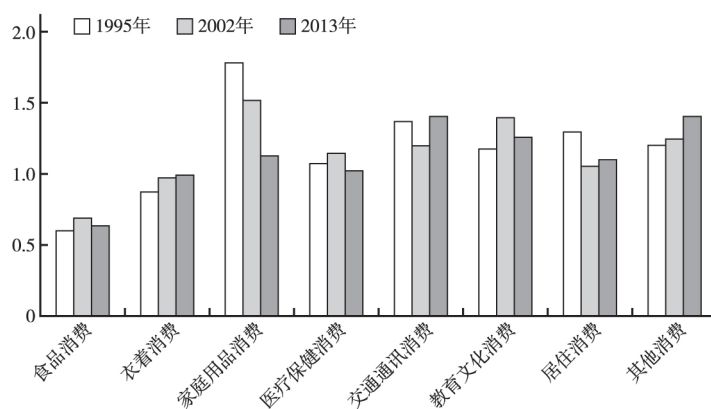


图3 城镇家庭八大类消费的支出弹性

所以,在1995年增加可支配收入,城镇居民会大幅增加家庭用品消费、交通通讯消费和居住消费的份额;到2002年增加可支配收入,居民会大幅增加家庭用品、教育文化和其他消费的份额;到

2013年增加可支配收入,居民会大幅增加交通通讯、教育文化和其他消费的份额。可见,在1995年时我国城镇居民已实现了由温饱型向舒适型消费的过度,收入增加不会提高衣、食消费的份额,而是提高家庭用品、居住、通讯等消费份额。总体而言,衣着、家庭用品、医疗保健、教育文化、居住消费支出弹性的数值都在都向1靠拢,城镇家庭的消费份额受到可支配收入的影响不断变小,家庭支出份额渐渐趋于稳定,城镇居民消费结构受收入冲击的不稳定性不断减弱。

值得注意的是,2002年居住的支出弹性仅为1.050,到2013年也仅为1.099,所以在这一阶段,居住消费的份额并不受总支出增加的影响。因此,当可支配收入增加时,居民并不会随之增加居住份额。然而,2002—2013年居住消费所占份额提高了近8个百分点,究其原因在于2013年居住自价格弹性接近3,所以居住份额大幅上升只能是居住价格的上升所致。当收入提高时,居民没有增加居住消费强烈意愿,但是受制于居住价格的迅速上升,被迫提高了居住消费在总消费中的占比,从而对教育文化、衣、食、医疗保健和其他消费产生了严重的挤出效应。

2. 不同人口特征家庭的支出弹性

进一步地,本文参考元惠连等(2016)以家庭户主年龄、成年人数量、孩子数量这三个维度划分样本(成人人数6中包含6个以上,孩子数3中包含3个以上),计算了不同人口特征家庭的支出弹性,以比较不同类型家庭的消费行为的异同之处。人口结构分布和支出弹性如下所示:

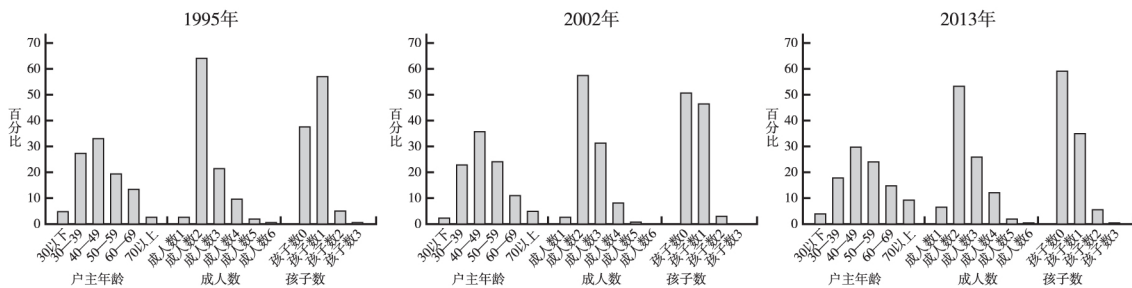


图4 中国城镇家庭人口结构

1995—2013年,城镇家庭户主年龄不断增加,中年人的比例下降,老年人比例大幅上升,老年化显著。家庭成人数量分布变化较小,家庭结构较稳定,两个成人仍是主流,但有一定的下降。由于青年人的晚婚及“啃老”,3、4个成人的家庭占比增加。由于计生政策,孩子数量一般小于2。但在1995年,一个孩子的家庭占半数以上,到2002年却有半数以上家庭没有孩子,到2013年更甚。可见,城镇家庭“高龄少子”问题已十分严重,且青年人较多地与父母住在一起。

由于不同的家庭结构下居民的消费方式有很大区别,所在本文继续对不同人口特征家庭的支出弹性进行分析。计算所得的不同人口结构家庭的支出弹性如下图所示(数据结果可向作者索取)。

食品支出弹性变化不大,都在0.5—0.7之间,属于必需品。时间对比可以发现,2002年不同家庭的食品支出弹性高于2013年和1995年。不同家庭对比显示,一般而言,孩子数量越多、户主年龄越高则食品支出弹性越大,因为家庭生活负担较大,食物支出份额更易波动。衣着消费支出弹性与食品类似,基本在1以下,属于必需品。时间对比发现,2002年高于2013年和1995年。不同家庭间对比可以发现,1995年,户主年龄越低则弹性越高;2002年,户主年龄越低、成人人数、孩子数越高,则弹性越高;到2013年则基本平稳,不同家庭的医疗消费支出弹性基本一致。

家庭用品支出弹性随时间下降明显,但数值仍高于1,属于奢侈品。同一年份中,不同家庭的弹性差异较小,但户主年龄较大的家庭支出弹性较大。医疗消费支出弹性基本上呈现了2002年高于1995年和2013年的态势,且数值基本在1以上,属于奢侈品。十分明显的是,这三个年份都存

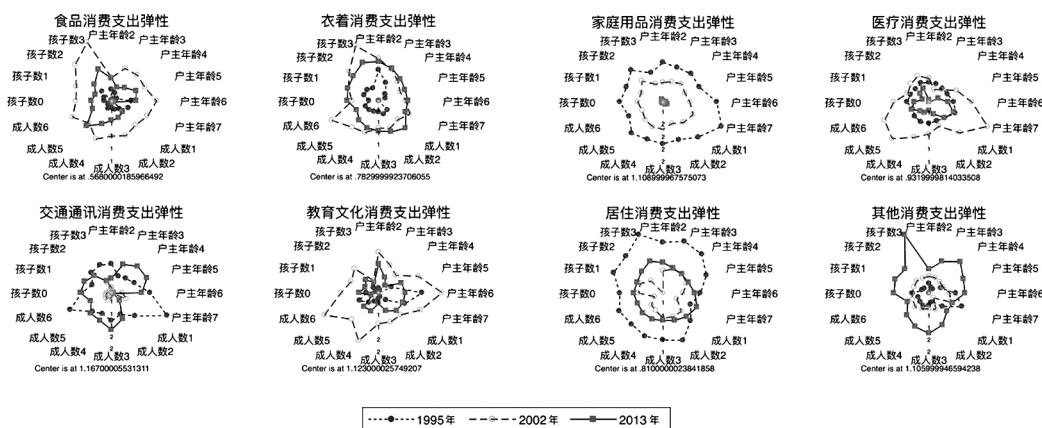


图5 不同人口特征家庭的支出弹性雷达图

在户主年龄大和孩子数量少的家庭的支出弹性较高。并且在 1995 年不同家庭的支出弹性差异不大,但是在 2002 年和 2013 年则有了明显的差异。交通通讯的支出弹性数值都在 1 以上,属于奢侈品,2002 年的数值小于 1995 年和 2013 年。教育文化消费支出弹性在 2002 年数值高于 1995 年和 2013 年,基本随户主年龄的增加而增加,在户主 60—70 岁的家庭中最大,随成人数量的增加呈 U 型变动,在成人数量为 3 的家庭中最小,随孩子数量的增加而减少,三个孩子家庭弹性最低。

居住消费支出弹性在 1995 年最高,其次为 2013 年,到 2013 年在不同家庭中差异较小。对比发现,居住支出弹性在 1995 年与 2002 年,都与户主年龄呈反比,但到 2013 年却与户主年龄成正比。居住支出弹性在 2002 年变化不规律,在 1995 年和 2013 年与成人数量的分布上变化不大,但随孩子数量的增加而变大。其他消费支出弹性从 1995 年到 2002 年再到 2013 年都呈现变大的趋势。

到 2013 年,医疗消费的支出弹性与户主年龄呈正比,衣着、其他消费的支出弹性相反;食物消费的支出弹性随成人数量增加而增加,衣着相反,居住消费近乎不受影响;食物、衣着、居住、其他消费的支出弹性随孩子数量的增加而增加,交通通讯的支出弹性相反。所以,当老年家庭收入增加时,老年人更多地增加食物、医疗这些维持生存的基本消费,而减少衣着和其他消费所占份额;对于成年人口较多的家庭,收入增加更多地用于食物消费而减少衣着消费所占份额;对于孩子数量较多的家庭,在收入增加时会提高食物、衣着、居住、其他消费占比,生活压力较大。

六、结论

本文使用 CHIP1995 年、2002 年、2013 年三个年度城镇入户调查数据和 QUAIDS 模型,考察了中国城镇家庭跨度近 20 年的消费总量和消费结构的变化。本文的研究发现,中国城镇居民的消费在时间与空间上变化巨大,而进一步结合各类消费占比、价格弹性和支出弹性的变化,可以发现:1995—2002 年消费总量没有出现显著增加,但消费结构变化明显;与此相反,2002—2013 年则出现了消费总量的迅速增加,但这一期间没有消费结构的大幅调整。

20 世纪 90 年代中期以来,城镇家庭的消费结构和模式经历了巨变。食品消费所占份额由 1995 年和 2002 年的约 1/3 下降到 2013 年的 1/4。衣着消费的份额 1995—2013 年期间里一直在 7% 左右。家庭设备与服务消费占总消费的份额由 1995 年的 22% 减少到后来两年的 5%。与食品和家庭用品消费占比不断下降相反,居住消费占比由 1995 年的 23% 增加到 2002 年的 30% 继而到 2013 年的 38%。不仅挤占其他家庭消费,降低总需求,更会使职工工资面临不断上升的压力,提高实体经济的劳动力成本。

对消费弹性的分析可以发现,不同类型消费受到的价格影响在三年中差异较大。到2013年,仅就自价格弹性而言,食品、医疗、教育文化保健消费为负且不断下降,自身价格上升将导致消费占比较大程度下降;衣着、家庭用品、交通通讯消费绝对值较小,受自身价格影响不大,居住消费价格弹性陡增为正,居住价格的上升会导致该消费份额较大幅度上升。

而就交叉价格弹性而言,八大类消费之间相互影响错综复杂,各年间变化剧烈。单以绝对值衡量的影响力而言,在1995年对其他的消费占比影响最大的是食品、家庭用品、居住价格,在2002年是食品、教育文化、衣着价格,在2013年对其他类型的消费所占份额影响最大的是居住、教育文化、食品价格(如果除去其他消费)。在三个年度中,食品价格上涨带来的波动较大。而从2002年起,教育文化消费的价格开始发挥其影响力,这是城镇居民开始重视此类消费的表现。

支出弹性的变化表明,1995—2013年间大多数消费品的支出弹性出现了向数值1靠拢的趋势,家庭消费份额受到可支配收入的影响不断下降。这与大多数价格弹性从1995—2013年绝对值不断增加的趋势正好相反,说明城镇家庭的消费结构受可支配收入的影响力减弱,受市场价格的影响力增强。

最后,考虑到随着家庭生活方式的变迁,中国城镇家庭的人口结构也出现了较大的变化。这体现为户主年龄不断提高、家庭内成年人的数量有所增加、孩子的数量却不断减少。而对于不同的家庭而言,如果收入增加,老年家庭更多用于医疗消费,成年人多的家庭更多用于食物消费,儿童多的家庭更多用于食物、衣着及居住消费。这与不同年龄人群的需求一致,随着城镇家庭向老龄、啃老、少子化发展,医疗消费将持续增加,居住消费则会因人口结构变化而下降。

总之,1995—2013年间城镇居民消费结构转变较大,不仅体现在总消费快速上升,东部与中西部两级差异显著,不同人口特征家庭之间消费结构迥异,更体现为各类消费的价格弹性变大、消费结构调整更为灵活,但支出弹性变平稳,消费受收入的影响减小。这其中暴露出的问题是:地区不平衡加剧,中西部消费潜力难以释放;城镇居民的消费结构受到市场价格的影响不断增强,如果大类消费品价格出现异变(如居住价格的过快上涨),城镇居民的消费结构失衡在所难免。

本文对城镇居民消费结构的变化进行预测:随着收入提高,支出弹性小于1的衣食等基础消费在总消费中占比不断下降;居住消费占比过高,但支出弹性已下降至1左右,如果价格控制得当,总占比提升空间不大;家庭用品及交通通讯消费的支出弹性较高,二者占比会随收入增长实现一定的提升;发展享受型的教育文化、医疗、其他消费支出弹性高于1,潜力巨大,占比会随收入的增加而增加,且高龄、少子化的人口结构也在推动这一趋势。所以,在当前人口素质提高,中产阶级初具规模,人口规模增长放缓的时代背景下,城镇居民越来越重视发展型和享受型消费,医疗、教育文化旅游、家庭用品、交通通讯将会成为新的消费拉动力与产业增长点。

参考文献

- 白重恩、李宏彬、吴斌珍 2012:《医疗保险与消费:来自新型农村合作医疗的证据》,《经济研究》第2期。
- 陈斌开 2012:《收入分配与中国居民消费——理论和基于中国的实证研究》,《南开经济研究》第1期。
- 丁菲、于冷 2016:《不同地区家庭食品需求的异质性分析——基于QUAIDS模型分析》,《农业现代化研究》第3期。
- 郭亚、葛杨 2014:《江苏省城镇居民消费结构:基于ELES模型和AIDS模型的比较分析》,《南京财经大学学报》第2期。
- 厉以宁 1992:《中国宏观经济的实证分析》,北京大学出版社。
- 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。
- 施建淮、朱海婷 2004:《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》第10期。
- 孙文祥、臧旭恒 2003:《城乡居民消费结构:基于eles模型和aids模型的比较分析》,《山东大学学报:哲学社会科学版》第6期。

- 谭涛、张燕媛、唐若迪 2014: 《中国农村居民家庭消费结构分析: 基于 QUAIDS 模型的两阶段一致估计》, 《中国农村经济》第 9 期。
- 王信 1996: 《我国居民收入高速增长时期的储蓄存款分析》, 《经济科学》第 5 期。
- 吴蓓蓓、陈永福、于法稳 2012: 《基于收入分层 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。
- 吴有昌 1995: 《中国城乡居民消费函数比较》, 《经济科学》第 3 期。
- 吴远霖 2016: 《中国城乡居民医疗服务的消费行为及福利效应分析——基于 QUAIDS 模型》, 《哈尔滨商业大学学报(社会科学版)》第 2 期。
- 徐秋艳、李秉龙 2015: 《基于 aids 模型的中国农村居民消费结构分析》, 《统计与信息论坛》第 1 期。
- 杨汝岱、陈斌开 2009: 《高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为》, 《经济研究》第 8 期。
- 余永定、李军 2000: 《中国居民消费函数的理论与验证》, 《中国社会科学》第 1 期。
- 元惠连、夏庆杰、王志伟 2016: 《中国城镇居民消费需求分析》, 《经济科学》第 4 期。
- 臧旭恒 1994: 《居民跨时预算约束与消费函数假定及验证》, 《经济研究》第 9 期。
- 张大勇、曹红 2012: 《家庭财富与消费: 基于微观调查数据的分析》, 《经济研究》第 1 期。
- 张颖熙 2014: 《中国城镇居民服务消费需求弹性研究——基于 QUAIDS 模型的分析》, 《财贸经济》第 5 期。
- 赵昕东、汪勇 2013: 《食品价格上涨对不同收入等级城镇居民消费行为与福利的影响——基于 QUAIDS 模型的研究》, 《中国软科学》第 8 期。
- Banks, J., R. Blundell, and A. Lewbel, 1997, “Quadratic Engel Curves and Consumer Demand”, *Review of Economics and Statistics*, 79(4), 527—539.
- Blanciforti, L., and R. Green, 1983, “An Almost Ideal Demand System Incorporating Habits: An Analysis of Expenditures on Food and Aggregate Commodity Groups”, *Review of Economics and Statistics*, 65(3), 511—515.
- Christensen, L. R., D. W. Jorgenson, and L. J. Lau, 1975, “Transcendental Logarithmic Utility Functions”, *American Economic Review*, 65(3), 367—383.
- Deaton, A., and J. Muellbauer, 1980, “An Almost Ideal Demand System”, *American Economic Review*, 70(3), 312—326.
- Duesenberry, J. S., 1959, *Income, Saving and the Theory of Consumer Behavior*, Harvard University Press.
- Friedman, M., 1957, *A Theory of the Consumption Function*, National Bureau of Economic Research, Princeton University Press.
- Keynes, J. M., 1936, *The General Theory of Employment, Interest, and Money*, Shaanxi People's Publishing House.
- Klein, L. R., and H. Rubin, 1947, “A Constant-Utility Index of the Cost of Living”, *Review of Economic Studies*, 15(2), 84—87.
- Kuznets, S., 1942, “Uses of National Income in Peace and War”, NBER, 1—45.
- Lecocq, S., and J. M. Robin, 2015, “Estimating Almost-ideal Demand Systems with Endogenous Regressors”, *Stata Journal*, 15(2), 554—573.
- Leser, C. E. V., 1941, “Family Budget Data and Price-elasticities of Demand”, *Review of Economic Studies*, 9(1), 40—57.
- Leser, C. E. V., 1963, “Forms of Engel Functions”, *Econometrica*, 31(4), 694—703.
- Lluch, C., 1973, “The Extended Linear Expenditure System”, *European Economic Review*, 4(1), 21—32.
- Lührmann, M., 2005, “Population Aging and the Demand for Goods and Services”, Mea Discussion Paper, series 05095.
- Modigliani F., 1949, “Fluctuations in the Saving-income Ratio: A Problem in Economic Forecasting”, *Studies in Income and Wealth*, NBER, 369—444.
- Modigliani, F., and R. E. Brumberg, 1954, “Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-sectional Data”, *Post Keynesian Economics*, Rutgers University Press.
- Poi, B. P., 2002, *Three Essays in Applied Econometrics*, University of Michigan Press.
- Shonkwiler, J. S., and S. T. Yen, 1999, “Two-Step Estimation of a Censored System of Equations”, *American Journal of Agricultural Economics*, 81(4), 972—982.
- Stone, R., 1954, “Linear Expenditure Systems and Demand Analysis: An Application to the Pattern of British Demand”, *Economic Journal*, 64(255), 511—527.
- Theil, H., 1965, “The Information Approach to Demand Analysis”, *Econometrica*, 33(1), 67—87.
- Working, H., 1943, “Statistical Laws of Family Expenditure”, *Journal of the American Statistical Association*, 38(221), 43—56.
- Zheng, Z. H., and S. R. Henneberry, 2010, “An Analysis of Food Grain Consumption in Urban Jiangsu Province of China”, *Journal of Agricultural and Applied Economics*, 42(2), 337—355.

An Analysis of the Consumption Structure of Chinese Urban Households: 1995—2013

TANG Qi^a, XIA Qingjie^a and LI Shi^b

(a: School of Economics, Peking University;

b: School of Economics and Business Administration, Beijing Normal University)

Summary: Since the economic reform of the late 1970s, China has been transformed from a poor agricultural economy into a “world manufacturing hub” and the second largest economy in the world. At the same time, the consumption patterns of Chinese urban residents have changed enormously, from subsistence-based to taste-based. With the increase in disposable income and changes in the family structure, consumption and its structure have become important factors influencing the direction of the Chinese national macro-economy. Only by understanding the main factors affecting the various types of household consumption can policymakers make appropriate policies that affect consumption and hence the whole economy.

At present, academic studies of this issue tend to focus on the macroeconomic field, and research on consumption structure is still in its infancy. This paper aims to clarify the factors that influence the consumption structure, using micro-data to study the inherent logic of urban household consumption decision making. In terms of data and research methods, this paper uses CHIP data and the QUAIDS model.

According to the classification standard of the National Bureau of Statistics of the Chinese Government, this paper divides the consumption data in CHIP 1995, 2002 and 2013 into eight broad categories to analyze its changes, status and influencing factors. This paper finds that from 1995 to 2013, the urban household consumption structure underwent tremendous changes, with obvious differences in space, time and family type. Regarding spatial diversity, the regional differences changed from three pillars (east, west, middle) to two pillars (east and middle-west), and the gap between the eastern and the central-western regions widened significantly. With respect to structure, the share of food consumption, facilities and services consumption in total consumption declined, but the share of housing consumption increased from 23% in 1995 to 38% in 2013. The rising share of housing consumption will squeeze out other consumption, reduce aggregate demand and increase the pressure on wages.

From the regression results of the QUAIDS model, it can be seen that the rise in the prices of consumer goods almost always leads to a decrease in their total share. Through this model, we can obtain the expenditure elasticity and Marshall price elasticity of urban residents' consumption in eight categories. This paper finds that the expenditure elasticity tends to the value of 1 in 1995—2013. This is in contrast to the tendency of most price elasticity from 1995 to 2013, which shows that the absolute value of consumer price elasticity gradually increased. This implies that the influence of disposable income on consumption structure was weakened, while the influence of market prices was strengthened.

Finally, the survey data are divided along three dimensions: the age of the head of the household, the number of adults in the household and the number of children. By further examining the expenditure elasticity of households, this paper finds that the consumption patterns of residents in different family demographic structures are quite different. If income increases, older households are more likely to spend more on health care expenses; families with more adults spend more on food expenses; and families with more children spend more on food, clothing and living expenses. This finding is in accordance with the needs of households with different age structures. As urban China ages and the country is characterized by “living with the elderly” and decreased numbers of children, medical spending will continue to increase, while housing consumption will decline due to changes in the population structure.

Therefore, we can conclude that as more people are educated and the scale of middle class increases, health care, education, tourism, facilities, transportation and communications will become the new driving force for consumption growth. Some problems exist in current urban residents' consumption: the regional imbalance has intensified, and the consumption structure is more influenced than before by market prices.

Keywords: Consumption Structure; QUAIDS Model; Price Elasticity; Expenditure Elasticity

JEL Classification: D12, C30, O12

(责任编辑: 林 一)(校对: 晓 鸥)