

# 中国城镇家庭消费不平等的 演变趋势及地区差异<sup>\*</sup>

周龙飞 张 军

**内容提要:**不平等问题的主要方面分为收入不平等、消费不平等两个方面,在二者之中,消费不平等在诸多方面尤其值得关注。本文以家庭拥有的耐用品种类数量为基础,利用 FMM 模型测算了中国城镇家庭的消费不平等。该方法可以将每个家庭内生分类为不同的消费阶层,估计出不同消费阶层的占比及其特征参数,同时也能够推断出每个家庭属于不同消费阶层的条件概率。在此基础上,本文利用 1993—2012 年中国城镇住户调查数据,分析了中国城镇家庭消费不平等的演变趋势及地区差异,主要结论如下。(1)在全国层面上,中国城镇家庭消费不平等的演变趋势具有三阶段特征,且低消费阶层占比从 1999 年开始呈现持续下降的趋势。(2)在可比时期内,所有消费阶层的消费水平始终在提升,但高消费阶层的提升幅度在 2001 年之前大于低消费阶层,而 2001 年之后则恰好相反。(3)在任何年度,消费不平等程度几乎都表现为西部地区最低、中部地区次之、东部地区最高,但东部地区的低消费阶层占比几乎始终低于中部和西部地区。(4)所有地区高消费阶层和低消费阶层的消费水平在可比时期内几乎均有所提升,但提升幅度在不同时期、不同地区存在差异,特别是从 2007 年开始,中部和西部地区低消费阶层的消费水平要高于东部地区。

**关键词:**消费不平等 有限混合模型 演变趋势 地区差异

**作者简介:**周龙飞,复旦大学经济学院博士研究生,200433;

张 军,复旦大学经济学院教授,200433。

**中图分类号:**F063.2 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2019)05-0143-018

## 一、引言

经过 40 年的改革开放,中国的经济发展取得了举世瞩目的成就,但同时也存在发展不平衡不充分等一系列突出问题,这其中就包括严重的不平等现象。图 1 为中国居民人均可支配收入的基尼系数,它在 2008 年达到峰值 0.491,此后逐步回落至 2016 年的 0.465,这表明中国居民的收入不

<sup>\*</sup> 基金项目:文化名家暨“四个一批”人才项目“中国的产业转型与就业变化:理论与经验研究”。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见。

平等程度在不断改善。但就具体数值而言,中国的基尼系数目前仍处于 0.4 ~ 0.5 的区间内,这是一个被国际公认为代表收入差距较大的区间。伴随着中国经济进入新常态,在告别两位数的高增长之后,不平等问题开始得到全社会越来越多的关注,同时缓解不平等问题也成为当前中国政府一项重要的工作任务。党的十九大报告中就曾提出,中国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。明确新的主要矛盾必须坚持以人民为中心的发展思想,不断促进人的全面发展、全体人民共同富裕。在 2035 年基本实现社会主义现代化之时,人民生活将更为宽裕,中等收入群体比例明显提高,城乡区域发展差距和居民生活水平差距显著缩小。由此可见,对不平等问题研究在当今极具现实意义。

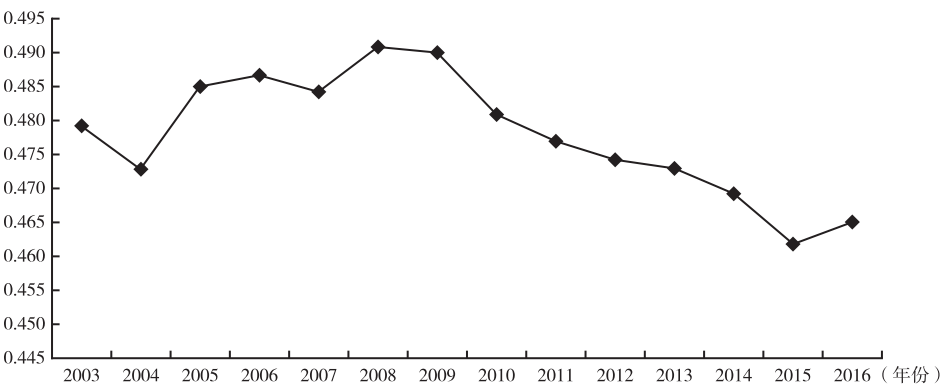


图 1 中国居民人均可支配收入的基尼系数

资料来源:国家统计局。

一般来说,不平等问题主要分为收入不平等、消费不平等两个方面。由于与其他类型的数据相比,微观个体的收入数据更容易获得 (Sen, 1992), 因此目前关于中国不平等问题研究主要围绕收入不平等展开。Wu 和 Perloff (2005) 基于分组数据, 提出了最大熵密度估计方法, 并以此来研究中国的收入分布, 结果表明中国的收入不平等程度在 1985—2001 年显著上升, 而这主要是城乡收入差距扩大以及城乡内部不平等程度上升导致的。张涛 (2016) 对上述方法进行了改进, 他的实证结果表明, 中国总体收入差距在 1985—2008 年先迅速扩大, 但随后有所缩小, 呈现倒 U 型。与之类似, 瞿晶和姚先国 (2011) 同样发现, 中国城镇居民收入不平等程度在 2002—2007 年呈现先上升后下降的趋势。欧阳葵和王国成 (2014) 以罗尔斯主义社会福利函数为基础, 构建了罗尔斯主义 AKS 指数并进行测算, 发现中国城镇居民收入差距在 2005—2011 年有略微缩小的趋势, 而农村居民收入差距在 2002—2011 年则一直在扩大。杨耀武和杨澄宇 (2015) 利用经过回溯调整的 2007 年 CHIPS 数据, 对中国居民收入的基尼系数进行了点估计, 并使用自助法 (Bootstrap) 计算出了基尼系数的置信区间, 结果表明 2008—2013 年基尼系数的 5 次下降中只有 3 次是显著的, 由此他们对中国居民收入的基尼系数已经进入下行通道的论断提出了质疑。

但是, 收入不平等仅是测量不平等的指标之一, 它在衡量居民福利水平差异方面具有一定的局限性 (邹红等, 2013a)。相比之下, 消费不平等则在诸多方面有其值得关注之处。(1) 消费与居民福利水平的联系更为紧密, 消费不平等能够更加真实地反映居民福利状况的差距。根据经典的效用理论, 个体的效用由消费直接产生, 收入只是用于购买商品或服务的经济资源, 收入的增加仅仅扩大了个体的预算集, 只有当个体的消费量也随之增加时, 才能获得更高的效用。正因为如此,

将消费不平等引入不平等的评价体系之中,有助于政府在改善收入分配、消除贫困、提升消费需求和促进经济增长等方面更加科学地制定政策(邹红等,2013b; Cutler 和 Katz, 1992; Attanasio 等, 2004)。(2)从数据统计的角度而言,作为一个发展中国家和转型国家,中国是收入构成最复杂的国家之一。这主要表现为收入来源多元化,收入形成机制缺乏透明度,这种情况多存在于国有部门,如以非货币形式出现的各种明补或暗补(李实、罗楚亮,2011)。而这可能会造成受访对象无法准确把握收入的含义,从而造成统计上的偏差,但所有人对消费的理解几乎都是清晰且一致的,因此不同受访对象对于消费并不存在理解上的分歧(Deaton 和 Grosh, 2000)。(3)即使受访对象能够准确地理解收入的含义,低报收入的问题也是不可避免的。原因主要在于以下几个方面:其一,政府对居民征税或提供补贴通常以收入为标准来确定,因此低收入家庭为了获得补贴、高收入家庭为了避税都有动机瞒报收入(白重恩等,2015; Deaton 和 Grosh, 2000);其二,部分家庭可能存在灰色收入,但这些家庭并不会上报这部分收入(Cai 等,2010);其三,受传统文化影响,中国大部分家庭奉行“低调”“不露富”的价值观念,这也会导致低报收入的问题出现(邹红等,2013a)。而相较于收入数据,有研究表明消费数据不易受到低报的影响,并且受访对象也更愿意提供消费数据(Deaton 和 Grosh, 2000; Meyer 和 Sullivan, 2003)。(4)收入可以理解为过去一段时间内的财富增量,而直接决定居民福利的消费水平则更多地取决于财富总量,如果允许存在充分的信贷市场,那么未来预期获得的财富同样会影响居民当前的消费水平,所以单纯以收入不平等来衡量居民福利水平的差距难免失之偏颇。

虽然关于中国消费不平等的研究尚不丰富,但近年来逐渐为越来越多的学者所关注。Cai 等(2010)的研究表明,中国城镇居民的消费不平等程度在 1992—2003 年迅速上升,且其趋势与该时期内的收入不平等程度近乎平行,但这并不意味着社会福利的下降,因为城镇居民消费不平等程度的上升是由高收入群体消费增速更快造成的。杨继东(2013)同样发现中国城镇居民的总体消费不平等程度在 1992—2010 年呈现上升趋势。就具体消费种类而言,交通、通信、文化娱乐服务和食品消费的不平等程度呈现上升趋势,家用电器、医疗保健和衣着的消费不平等程度呈现下降趋势。曲兆鹏和赵忠(2008)则考察了中国农村的消费不平等与收入不平等,结果发现中国农村的消费不平等程度低于收入不平等,而且不平等的变化主要是由年龄组内的不平等造成的,老龄化对不平等的的影响很小。也有部分研究聚焦中国城乡之间的消费不平等,Qu 和 Zhao(2008)发现中国城乡之间的消费不平等程度在 1988—2002 年显著上升,其中在 1988—1995 年上升尤其迅速,这主要是因为城镇家庭消费具有更高的增长率。徐振宇等(2014)利用 1998—2011 年的城乡居民消费水平数据,通过引入滚动虚拟变量,分段定量检测了城乡消费差距的转折点,结果表明中国城乡消费差距从 2005 年前后开始缩小,且缩小的速度在加快。值得一提的是,邹红等(2013a)在研究中使用了受访对象估计的耐用品存量价值来测算消费不平等,发现中国的消费不平等一直大于收入不平等,但消费不平等程度不断下降而收入不平等程度日益上升。此外,无论是分时期还是分城乡,收入不平等都是消费不平等变化的最重要影响因素。

不同于以往文献采用整体或分项消费金额数据,本文选取家庭耐用品种类数量来测算中国城镇家庭的消费不平等。<sup>①</sup>这主要是出于以下几点考虑。(1)测算不平等需要使用准确的数据,但

① 由于数据未包含家庭存量耐用品的金额,我们无法区分耐用品的价值,但拥有更昂贵的耐用品意味着家庭拥有更多的财富,这些家庭也必定更有可能拥有更多种类的耐用品。例如,2009 年数据表明,拥有汽车的家庭其耐用品种类数量显著多于没有汽车的家庭,因此我们认为选取耐用品种类数量来衡量不同家庭的消费水平是合理的。

金额数据或多或少存在测量误差。<sup>①</sup> 相比之下,耐用品种类数量数据只关注是否拥有,并不涉及购买该商品的具体金额,受访对象能够轻易地观察并做出明确判断,并且也不存在任何瞒报动机,因此该项数据的质量更为可靠。(2)不同于一般消费品,耐用品所产生的效用并非一次性实现,而是在未来使用期内持续提供稳定的效用流,并且由于购买金额较大,其更容易反映出家庭在生命周期内的永久性收入,因此可以作为家庭长期生活水平的代表,用于探究消费不平等在较长时期内的演变趋势。(3)使用家庭耐用品种类数量数据无须进行价格或家庭人数的调整,数据使用更为简便。如果使用消费金额数据,为了在不同时期和不同地区之间进行比较,需要利用价格指数将其调整为可比价格(Deaton 和 Grosh, 2000),但由于各个家庭的消费构成不同,使用统一的价格指数同样会产生偏误。此外,由于耐用品属于家庭内部的公共品,具有家庭意义上的规模经济,无须根据家庭人数进行平均即可表示家庭的经济福利状况(Deaton 和 Paxson, 1998)。事实上,耐用品种类数量并非首次用于测算家庭的经济福利状况。部分文献以该数据为基础,利用主成分分析法构建代表家庭财富经济状况的资产指数(Asset Index),并发现在消费金额数据存在较小测量误差的情形下,该指数与基于消费金额的指标可以得到几乎一致的结果,能够很好地识别居民福利水平的变化趋势(Filmer 和 Scott, 2012; Wietzke, 2015)。

Maitra (2016)曾利用有限混合模型(Finite Mixture Model, FMM)研究了印度不同消费阶层的消费水平,发现在 20 世纪 90 年代印度低消费阶层的人口比例虽然有所下降,但其贫困程度在上升。受其启发,本文利用 FMM 模型测算了中国城镇家庭的消费不平等,但本文与 Maitra (2016)的研究有诸多不同之处。Maitra (2016)在研究中仅使用了印度 1993—1994 年和 1999—2000 年的数据,而且数据中的耐用品种类在两个年度是一致的,作者直接通过比较两个年度低消费阶层额外拥有一类耐用品的概率  $p$  来判断低消费阶层消费水平的变化,并未涉及对消费不平等的考察。这是因为不同消费阶层的消费水平是以其耐用品种类数量的期望值  $N \cdot p$  来衡量的,而整体耐用品种类数量  $N$  在两个年度是不变的,因此低消费阶层的消费水平是否发生变化仅取决于  $p$ 。此外,由于 Maitra (2016)仅有两个年度的数据,因此相较于 1993—1994 年,尽管作者可以判断印度低消费阶层在 1999—2000 年的占比以及消费水平发生了怎样的变化,但两个年度之间其他年份的变化趋势如何我们无法知晓。幸运的是,本文拥有 1993—2012 年的中国城镇住户调查数据,这使得我们可以研究相关指标在此时期内的演变趋势。但由于该调查在 20 年间共更新并使用过 4 套方案,而且每套调查方案中的耐用品种类均存在较大差异,因此我们必须解决不同调查方案之间的可比问题。为此,本文构造了一个指标  $\frac{p_h}{p_l}$ ,其中  $p_h$  与  $p_l$  分别表示高消费阶层和低消费阶层额外拥有一类耐用品的概率,由于该指标并不涉及耐用品种类数量,因此它不同年份是可比的。如果将该指标的分子和分母分别乘以当年的耐用品种类数量  $N$ ,则它表示某一年份高消费阶层和低消费阶层耐用品种类数量的期望值之比,恰好可以用于衡量消费不平等。本文正是以该指标为基础,系统考察了 1993—2012 年中国城镇家庭的消费不平等。

本文的可能贡献在于以下几个方面。第一,本文所使用的中国城镇住户调查数据是一套非常难得且翔实的微观调查数据。该数据的时间跨度为 1993—2012 年,这恰恰是中国发展变化最为明

① 造成金额数据存在测量误差的原因可能包括:调查对象故意低报;由于时间相隔较远,受访对象在接受调查时无法准确回忆收入或消费的金额;由于调查过程需要填写大量报表,受访对象出于自身方便的考虑可能随意填写金额数据。目前已有部分文献尝试对此进行修正(李实、罗楚亮, 2011; 白重恩等, 2015; 赵达等, 2017)。

显的一个时期,在此期间,中国城镇家庭的消费不平等同样发生了显著变化。而且该数据中的样本地域分布广泛,覆盖了中国 18 个省份,遍及东、中、西部地区,这使得我们可以进一步分析中国城镇家庭消费不平等在地区之间的差异。第二,以往文献通常采用整体或分项消费金额数据,但本文选取家庭耐用品种类数量数据来测算中国城镇家庭的消费不平等,这一类型的数据几乎不存在测量偏误且使用方便,同时在反映居民长期生活水平以及消费不平等演变趋势方面具有独特优势。第三,基于 Maitra(2016)的方法,本文利用 FMM 模型测算了中国城镇家庭的消费不平等。不同于传统方法依照某一事先人为规定的数值标准,将样本中每一个家庭分类为不同的消费阶层,该方法将样本的消费阶层分类内生化的估计出不同消费阶层的占比及其特征参数,进而以不同消费阶层额外拥有一类耐用品的概率之比来衡量消费不平等。同时,该方法也可以推断出每个家庭属于不同消费阶层的条件概率。本文后续部分安排如下:第二部分详细介绍了 FMM 模型,以及它如何应用于测算消费不平等;第三部分对本文的数据进行了简单介绍与初步描述;第四部分为回归结果,首先详细解释了系数的含义,其次测算了 1993—2012 年中国城镇家庭消费不平等的演变趋势,并比较了消费不平等在不同地区间的差异;第五部分则是本文的结论与政策建议。

## 二、测算方法

本文基于 Maitra(2016)的方法,以家庭拥有的耐用品种类数量为基础,利用 FMM 模型来测算中国城镇家庭的消费不平等。FMM 模型主要适用于包含无法观测的潜在类别变量的数据,它可以将存在异质性的总体分为几个子总体(Subpopulation),并且估算出各子总体的占比及其特征参数,是一种能够控制不可观测异质性的有效工具(Kasahara 和 Shimotsu,2009)。测算消费不平等的传统指标主要包括消费金额的对数方差、基尼系数、相对平均偏差、变异系数、不同分位数阶层消费金额之比。其中,只有最后一个指标能够衡量不同消费阶层消费水平的变化趋势,但该方法的缺点在于区分不同消费阶层时非常主观,因为在将样本中的消费金额排序之后,如何区分消费阶层完全由学者自己决定。例如,可以将排名后 10% 的样本作为低消费阶层,但同样也可以将排名后 30% 的样本作为低消费阶层,这就使我们无法合理确定低消费阶层的占比。与传统方法不同,FMM 模型可以将家庭的消费阶层分类内生化的估计出我们只需指定消费阶层的个数即可将样本分类,并且估算出不同消费阶层的占比及其特征参数,同时也能够推断出每个家庭属于不同消费阶层的条件概率。

我们将城镇家庭所拥有的耐用品种类数量记为  $y, y \in \{0, 1, 2, 3, \dots, N\}$ ,  $N$  表示数据中耐用品种类数量。假设城镇家庭存在不同的消费阶层,经过模型筛选,我们将其分为两类,<sup>①</sup>即高消费阶层和低消费阶层,不同消费阶层额外拥有一类耐用品的概率是不同的,我们将两个消费阶层的概率分别记为  $p_1$  和  $p_2$ 。为了区分高消费阶层与低消费阶层,进一步将高消费阶层额外拥有一类耐用品的概率定义为  $p_l, p_h = \max(p_1, p_2)$ , 将低消费阶层额外拥有一类耐用品的概率定义为  $p_l$ ,

① 理论上 FMM 模型可以设定任意个数的消费阶层,但如果将中国城镇家庭的消费阶层个数设定过多,不仅会增加需要估计的参数,造成自由度的损失,使模型估计质量有所下降,而且不利于实际意义上的解读。此外,我们在估计过程中也发现,如果将模型设定为存在两类或者三类消费阶层,二者计算出的 AIC、BIC 指标数值相差无几,均明显优于存在其他数量消费阶层的模型。但在部分年份中如果使用存在三类消费阶层的模型,我们则无法拒绝其中两个消费阶层参数  $p$  相等的原假设,因此本文选择使用存在两类消费阶层的 FMM 模型。



$p_l = \min(p_1, p_2)$ , 二者满足  $p_h > p_l$ , 这表明高消费阶层更有可能多拥有一类耐用品。如果进一步假设每个家庭获得不同种类耐用品的概率是相互独立的, 那么不同消费阶层所拥有的耐用品种类数量将满足二项分布  $B(N, p_i)$ ,  $i = h$  或  $l$ 。根据二项分布的性质, 每一个消费阶层耐用品种类数量的期望值为  $N \cdot p_i$ ,  $i = h$  或  $l$ , 高消费阶层与低消费阶层的比值恰为  $\frac{p_h}{p_l}$ , 该比值衡量了不同消费阶层在耐用品意义上的消费不平等程度, 该指标数值越大说明消费不平等程度越严重。此外, 我们设第一类消费阶层占家庭总数的比重为  $\pi$ , 则第二类消费阶层占家庭总数的比重为  $1 - \pi$ 。基于上述假设, 样本中城镇家庭耐用品种类数量的概率分布可以表示为:

$$P(y; \pi, p_1, p_2) = \pi B(y; N, p_1) + (1 - \pi) B(y; N, p_2) \quad (1)$$

式(1)为由二项分布构成的 FMM 模型, 针对该模型参数的可识别问题, Blischke (1964) 曾提出, 模型中不同类别所对应的概率  $p$  能够被识别的充分且必要条件为  $N \geq (2r - 1)$ , 其中  $N$  为二项分布定义中总的试验次数,  $r$  为 FMM 模型中设定的类别数量。就本文而言, 尽管因为统计口径的调整, 不同年份的家庭耐用品种类略有不同, 但  $N$  (耐用品种类数量) 至少为 19, 而  $r$  (消费阶层数量) 则始终为 2, 因此式(1)中的待估参数  $\pi, p_1, p_2$  均为可识别的, 下文将对这些参数进行估计。

首先假设存在一个表示家庭消费阶层类别的虚拟变量  $d$ , 如果样本中第  $i$  个家庭属于第一类消费阶层, 则  $d_i = 1$ , 否则  $d_i = 0$ 。由此可以得出模型的极大似然函数及其对数似然函数:

$$L(y, d; \pi, p_1, p_2) = \prod_{i=1}^n [\pi B(y_i; N, p_1)]^{d_i} [(1 - \pi) B(y_i; N, p_2)]^{1-d_i} \quad (2)$$

$$\ln[L(y, d; \pi, p_1, p_2)] = \sum_{i=1}^n \{d_i \ln[\pi B(y_i; N, p_1)] + (1 - d_i) \ln[(1 - \pi) B(y_i; N, p_2)]\} \quad (3)$$

其中,  $n$  表示样本个数。如果虚拟变量  $d$  是已知的, 则式(2)、式(3)就是普通的极大似然估计。但由于每个家庭的消费阶层类别是不可观测的隐变量 (Latent Variable), 因此无法使用传统的极大似然方法进行估计, 对此我们需要运用 EM 算法 (Expectation Maximization Algorithm) 来加以处理。EM 算法最早由 Dempster 等 (1977) 提出, 是一种能够对具有隐变量概率模型的参数进行极大似然估计的有效算法。其主要思想是, 首先随机选择一组初始参数, 并利用贝叶斯公式计算出隐变量的期望值, 而后以此为基础对模型参数进行极大似然估计, 接下来用估计得到的参数替换初始参数, 重复上述步骤直至参数估计结果收敛。EM 算法主要分为 E (Expectation) 和 M (Maximization) 两个步骤, 详细计算过程如下。

(1) 针对待估参数, 首先随机选取一组数值 ( $\pi^0, p_1^0, p_2^0$ ) 作为其猜测的初始值。

(2) E 步: 在第  $k$  次迭代 ( $k = 1, 2, 3, \dots$ ), 将上一次迭代过程中得到的参数估计值 ( $\pi^{k-1}, p_1^{k-1}, p_2^{k-1}$ ) 作为已知参数, 利用贝叶斯公式并以家庭所拥有的耐用品种类数量为条件, 计算出样本中每一个家庭属于第一类消费阶层的条件概率  $\gamma_i^k$ 。由于本文仅设定存在两类消费阶层, 因此该家庭属于第二类消费阶层的条件概率为  $1 - \gamma_i^k$ ,  $\gamma_i^k$  的具体表达式如下:

$$\gamma_i^k = E(d_i | (y_i; \pi^{k-1}, p_1^{k-1}, p_2^{k-1})) = \frac{\pi^{k-1} B(y_i; N, p_1^{k-1})}{\pi^{k-1} B(y_i; N, p_1^{k-1}) + (1 - \pi^{k-1}) B(y_i; N, p_2^{k-1})} \quad (4)$$

(3) M 步: 在第  $k$  次迭代 ( $k = 1, 2, 3, \dots$ ), 将上一步计算得到的条件概率  $\gamma_i^k$  作为虚拟变量  $d_i$  的

取值,由式(3)计算出所有待估参数的极大似然估计量。

$$\pi^k = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \gamma_i^k \tag{5}$$

$$p_1^k = \frac{1}{N} \frac{\sum_{i=1}^n \gamma_i^k Y_i}{\sum_{i=1}^n \gamma_i^k} \tag{6}$$

$$p_2^k = \frac{1}{N} \frac{\sum_{i=1}^n (1 - \gamma_i^k) Y_i}{\sum_{i=1}^n (1 - \gamma_i^k)} \tag{7}$$

(4)将上述两个步骤不断迭代,直到所有参数收敛。此时就可以得到所有待估参数的估计量  $\hat{\pi}$  (第一类消费阶层占家庭总数的比重)、 $\hat{p}_1$  (第一类消费阶层额外拥有一类耐用品的概率)、 $\hat{p}_2$  (第二类消费阶层额外拥有一类耐用品的概率)。以此为基础,我们能够进一步计算出  $p_h$  与  $p_l$  的比值,并以此来衡量中国城镇家庭消费不平等的程度。

### 三、数据来源及描述性统计

本文所使用的数据来自 1993—2012 年中国城镇住户调查,数据中的样本地域分布广泛,共覆盖全国 18 个省份,<sup>①</sup>遍及中国东、中、西部地区。该调查所涉及的内容非常丰富,涵盖了居民家庭人口和劳动就业情况,耐用品拥有量及变动情况,家庭住房情况,家庭收入、储蓄和消费状况,家庭非现金收支状况等内容。在抽样方法上,中国城镇住户调查首先采用分层随机抽样的方法确定调查城镇,而后按照城镇人口比例分配具体的样本数量,而且经常性调查住户要求每年轮换一半,即两年之内所有调查住户均会被轮换。正是因为上述种种特点,与国内其他微观数据库相比,该数据具有时间跨度大、持续跟踪、消费信息丰富等优势(赵达等,2017),是研究中国城镇居民消费问题的重要数据来源。

在数据涵盖的 1993—2012 年,中国城镇住户调查共更新并使用过 4 套方案,<sup>②</sup>虽然不同调查方案均包括对耐用品的调查,<sup>③</sup>但其中关于耐用品的定义及种类都在发生变化。对此,本文对不同年份的耐用品种类进行如下筛选。第一,我们依据 2007 年国家统计局的最新定义,将耐用品定义为价值比较高、消费期较长的家用电器和家庭设备。基于上述定义,首先剔除其他调查方案中不符合耐用品定义的消费品,如皮毛大衣、地毯、家具等物品。第二,耐用品价值较高是相对于收入而言的,因此有必要根据不同时期的收入水平来调整耐用品价值标准。由于在 2007 年当年购买的耐用品价值均高于 500 元,我们以此作为 2007 年的耐用品价值标准,再利用国家

① 不同年份数据所覆盖的省份不同。1993—2001 年的数据包括 17 个省份:北京、山西、辽宁、黑龙江、上海、江苏、安徽、江西、山东、河南、湖北、广东、四川、云南、甘肃、浙江、陕西。2002—2009 年的数据包括 16 个省份:北京、山西、辽宁、黑龙江、上海、江苏、安徽、江西、山东、河南、湖北、广东、重庆、四川、云南、甘肃。2010—2012 年的数据包括 4 个省份:上海、辽宁、四川、广东。

② 4 套调查方案的调查期分别为 1993—1996 年、1997—2001 年、2002—2006 年、2007—2012 年。

③ 自 2002 年开始,调查方案中有专门的耐用品调查,而在此之前的调查方案则只包括主要消费品的调查,并未明确指出其中的耐用品。

统计局公布的历年城镇家庭人均可支配收入进行调整,就可以计算出历年耐用品价值标准。在每套调查方案的使用期间内,如果某一类耐用品的平均购买价格在每一年均低于当年耐用品价值标准,则将其从调查方案的耐用品种类中剔除。第三,由于部分耐用品的功能相似或者相近,如冰箱和冰柜、立体声收录机和普通收录机、固定电话和移动电话等,因此我们将此类耐用品归为一类。

经过筛选之后,各年份的耐用品种类数量及家庭拥有情况见表 1。从表 1 可以看出,城镇家庭平均拥有的耐用品种类数量在每个调查期内总体呈现上升趋势,这表明中国城镇家庭的消费水平始终在改善。表 1 的后 4 列根据耐用品种类数量将家庭分为 4 组,其中拥有 75% 以上耐用品种类的家庭占比始终未超过 1%,而在每个调查期内,拥有 25% ~ 50% 耐用品种类的家庭占比基本维持在 55% ~ 60%,拥有 25% 以下耐用品种类的家庭占比明显下降,拥有 50% ~ 75% 耐用品种类的家庭占比则明显上升。需要强调的是,在耐用品种类不同的年份之间,绝对意义上的指标不可比,而相对意义上的指标则由于不受耐用品种类数量的影响,可以在不同年份间进行比较。<sup>①</sup>

表 1 耐用品种类数量及家庭拥有情况的描述性统计

年份	样本数(个)	耐用品种类数量(类)	城镇家庭平均耐用品种类数量(类)	25% 以下耐用品种类的家庭占比(%)	25% ~ 50% 耐用品种类的家庭占比(%)	50% ~ 75% 耐用品种类的家庭占比(%)	75% 以上耐用品种类的家庭占比(%)
1993	8454	21	7.35	24.41	63.73	11.69	0.17
1994	8974	21	7.79	21.47	60.97	17.18	0.38
1995	8956	21	8.04	19.08	61.58	18.83	0.51
1996	8988	21	8.37	16.72	60.07	22.52	0.69
1997	8968	23	6.97	31.94	61.76	6.23	0.07
1998	9083	23	7.26	29.15	62.01	8.72	0.12
1999	8984	23	7.71	25.26	62.41	12.14	0.19
2000	9043	23	7.98	25.32	58.23	16.15	0.30
2001	9097	23	8.36	22.61	57.72	19.22	0.45
2002	26444	25	7.94	37.10	52.90	9.89	0.11
2003	28683	25	8.34	32.70	54.84	12.25	0.21
2004	31832	25	8.82	27.99	56.08	15.69	0.24
2005	33359	25	9.25	24.10	56.86	18.65	0.38
2006	33441	25	9.53	21.44	57.36	20.83	0.37
2007	34462	19	7.64	11.98	64.00	23.72	0.22
2008	38944	19	7.71	12.78	61.08	25.81	0.33

① 本文中,绝对意义上的指标主要指某一消费阶层平均拥有的耐用品种类数量,相对意义上的指标主要指不同消费阶层占家庭总数的比重与不同消费阶层额外拥有一类耐用品的概率的比值。



续表 1

年份	样本 数(个)	耐用品 种类数 量(类)	城镇家庭平均 耐用品种类 数量(类)	25% 以下耐用品 种类的家庭占比 (%)	25% ~ 50% 耐用品 种类的家庭占比 (%)	50% ~ 75% 耐用品 种类的家庭占比 (%)	75% 以上耐用品 种类的家庭占比 (%)
2009	37480	19	7.93	10.96	60.46	28.20	0.38
2010	11100	19	8.31	9.39	54.32	35.77	0.52
2011	10950	19	8.39	7.90	56.03	35.46	0.61
2012	11050	19	8.56	6.32	55.49	37.48	0.71

四、估计结果

(一)估计结果的基本解释

根据式(1)至式(7)的估计方法,我们使用 FMM 模型对 1993—2012 年的数据进行了估计。为便于理解,我们以 2009 年的估计结果为例,对参数估计结果进行详细的解释(见表 2)。

表 2
 2009 年参数估计结果

	占家庭总数的比重( $\pi$ )	额外拥有一类耐用品的概率( $p$ )	耐用品种类数量的期望值
低消费阶层	0.3379 *** (0.0102)	0.3030 *** (0.0026)	5.7578 *** (0.0498)
高消费阶层	0.6621 *** (0.0102)	0.4755 *** (0.0016)	9.0341 *** (0.0306)

注:括号内的数据为标准误。所有数据均保留 4 位小数。\*\*\* 表示在 1% 的水平下显著。

表 2 中所有参数的估计结果都在 1% 的水平下显著。FMM 模型的优点之一就是能够将不同消费阶层的分类内生化的,并估计出不同消费阶层的占比。表 2 数据显示 2009 年中国城镇高消费阶层和低消费阶层占家庭总数的比重分别为 66.21% 和 33.79%,这说明低消费阶层的规模远小于高消费阶层,后者约为前者的一半。表 2 数据还表明,低消费阶层仅有 30.30% 的概率额外拥有一类耐用品,而高消费阶层的概率则多出了 17.25 个百分点,达到 47.55%。二者的比值  $p_h/p_l = 1.5693$ ,是用来衡量消费不平等的指标,尽管无法知晓具体数值所代表的消费不平等程度,但依据该指标多年的时间序列数据,我们可以考察中国城镇家庭消费不平等的演变趋势。表 2 的最后一列是依据二项分布假设以及估计结果  $p$  计算出的不同消费阶层耐用品种类数量的期望值,该指标代表了在某一特定年份不同消费阶层绝对意义上的消费水平。结果显示,2009 年低消费阶层平均拥有 5.7578 类耐用品,高消费阶层平均拥有 9.0341 类耐用品。

利用 FMM 模型将中国城镇家庭区分为不同的消费阶层,根据表 2 的估计结果,我们绘制了 2009 年高消费阶层和低消费阶层拥有耐用品种类数量的概率分布。从图 2 可以直观地看出,不同消费阶层具有非常显著的特征差异,高消费阶层的概率分布在  $y = 9$  处取得最大值,表明高消费阶层最有可能拥有 9 类不同的耐用品,而相比之下,低消费阶层则最有可能拥有 6 类不同的耐用品。从统计学意义上,我们可以检验原假设  $H_0:p_h = p_l$ 。该原假设意味着高消费阶层与低消费阶层的特征是相似的,检验结果显示可以在 1% 的水平下拒绝原假设。将高消费阶层与低消费阶层的概率

分布以其所占比重为权重相加,就可以得到城镇家庭耐用品种类数量概率分布的拟合值(见图3),与实际值相比,FMM模型的拟合情况良好,这也进一步验证了模型的合理性。

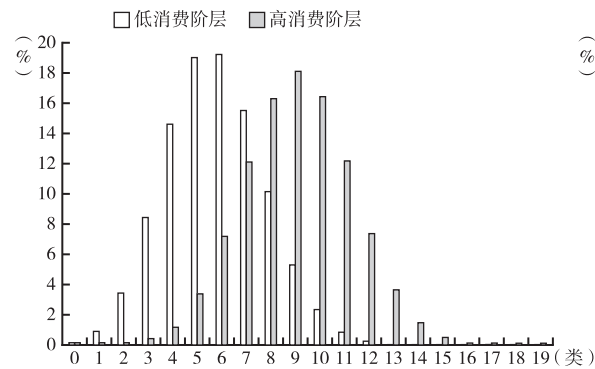


图2 2009年不同消费阶层拥有耐用品种类数量的概率分布

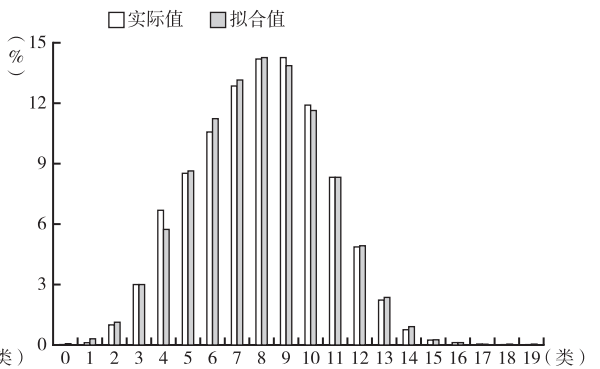


图3 2009年城镇家庭耐用品种类数量概率分布的实际值与拟合值

我们在模型介绍部分曾指出,EM算法的E步利用贝叶斯公式,以城镇家庭所拥有的耐用品种类数量为条件,能够计算出每个家庭属于不同消费阶层的条件概率。图4即根据最终的参数估计结果,针对拥有不同耐用品种类数量的家庭,推断其属于不同消费阶层的概率。从图4可以发现,对于每一个家庭而言,总体来看,随着其所拥有耐用品种类数量的增加,该家庭属于高消费阶层的概率不断上升,属于低消费阶层的概率不断下降。当耐用品种类数量小于或等于3类时,该家庭属于低消费阶层的概率均在90%以上;而当耐用品种类数量大于或等于10类时,该家庭有90%以上的概率属于高消费阶层;当耐用品种类数量为7类时,该家庭属于高消费阶层的概率开始高于属于低消费阶层的概率。

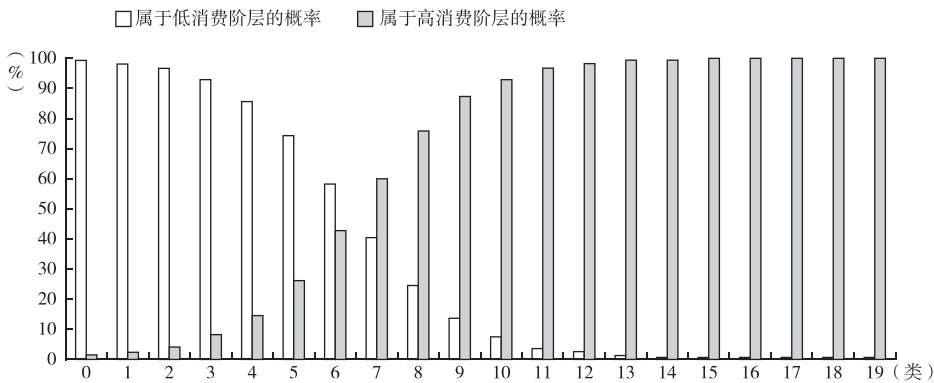


图4 2009年拥有不同耐用品种类数量的家庭属于不同消费阶层的概率

(二)城镇家庭消费不平等的演变趋势

包括消费不平等在内的不平等问题,近年来开始成为社会各方所关注的焦点,在相关的学术研究中,关于消费不平等的演变趋势亦有诸多争论。本文使用的数据时间跨度长达20年,且样本数量丰富,分布地域广泛,因此能够较为全面地反映中国城镇家庭在此期间消费不平等的演变

趋势。

经过逐年测算,我们绘制了 1993—2012 年中国城镇家庭消费不平等的演变趋势,为消除个别年份的噪声扰动,捕捉长期的趋势变化,我们在每个年份均使用包含前后一个年份在内的 3 年移动平均值。<sup>①</sup> 另外,需要说明的是,1993—2001 年的数据包括 17 个省份的样本,2002—2009 年的数据包括 16 个省份的样本,因此可以认为 1993—2009 年的测算结果具有全国层面代表性,这一时期城镇家庭消费不平等的演变趋势如图 5(a) 所示。而 2010—2012 年的数据则仅包括上海、辽宁、四川、广东 4 个省份,为检验该时期内的测算结果能否代表全国的变化趋势,我们同样仅使用这 4 个省份的数据测算了 2002—2009 年的不平等趋势,并将其与 2002—2009 年全国的不平等趋势进行了对比[见图 5(b)]。尽管在具体数值上有所不同,但在 2002—2009 年,4 个省份测算结果的变化趋势与全国层面是一致的,由此我们认为在 2010—2012 年,4 个省份的测算结果同样可以反映全国的变化趋势。<sup>②</sup>

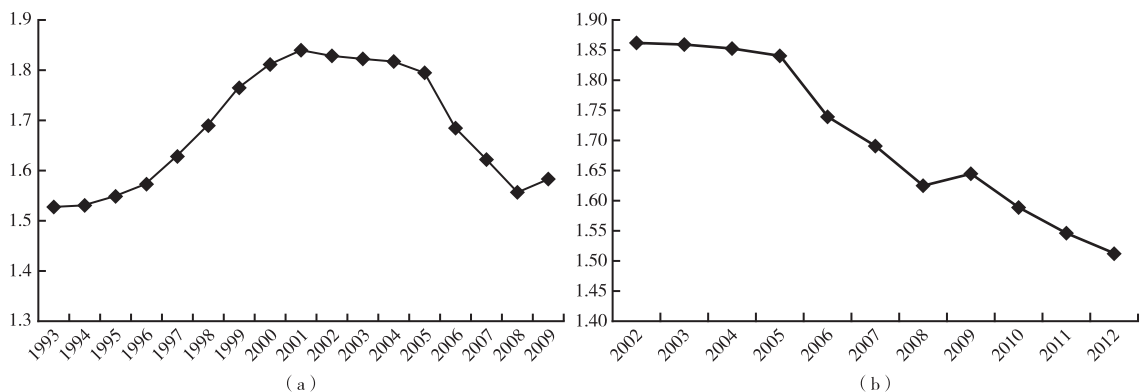


图 5 城镇家庭消费不平等的演变趋势

综合来看,中国城镇家庭消费不平等的演变趋势在样本期内大致可以分为三个阶段。第一阶段是 1993—2001 年,城镇家庭的消费不平等程度迅速上升,且恶化速度有逐年加快的趋势,不平等指标从 1993 年的 1.527 攀升至 2001 年的 1.839。第二阶段是 2002—2005 年,城镇家庭的消费不平等程度略有下降,但基本保持平稳,不平等指标至 2005 年仅微调至 1.795。第三阶段是 2006—2012 年,城镇家庭的消费不平等程度出现非常明显的下降,期间除 2009 年略有回升之外,其余年份的不平等指标均保持回落。本文发现的消费不平等变化趋势与部分现有研究是相似的,如邹红等(2013a)同样发现中国的消费不平等程度先升后降,且下降趋势从 2001 年开始出现。究其原因,我们认为这可能是由于在 2001 年之后,特别是中国加入 WTO 以后,全球制造业的生产开始向中国转移,得益于生产技术的提高以及生产规模的扩大,中国市场上的耐用品价格开始下降。在此之前,虽然中国经济一直在快速增长,居民收入也在提高,但可能只有更为富裕的高消费阶层才会购买耐用品,而之后由于耐用品价格的下降,低消费阶层也开始购买耐用品用以改善生活(邹红等,2013a)。另外,由于耐用品使用期限长,更早时期购买耐用品的高消费阶层必然在短时间内不

① 在样本的首尾年份,我们使用其与后一年份或前一年份的平均值代替。如无特别说明,后文的不平等指标、低消费阶层占比等均使用 3 年移动平均值。

② 图 6 的两个图也是出于同样的原因进行绘制。

会重新购买,因此中国城镇家庭的消费不平等程度从2002年尤其是2006年开始出现下降。中国政府的发展思路也有所改变,2003年提出的科学发展观开始强调以人为本的发展理念,其中就包括需要缓解伴随前期快速发展而产生的不平等问题,此后中国政府推出了一系列用于改善民生的社会保障政策,这些政策的实施同样有利于中国城镇居民消费不平等的改善。

利用FMM模型,我们可以估算出历年低消费阶层在中国城镇家庭中的占比(见图6)。从图6可以观察到,在1998年以前低消费阶层占比基本保持平稳,大致保持在60%~63%的范围内,而从1999年开始,低消费阶层占比呈现持续下降的趋势。在具有全国层面代表性的16个省份的数据中,低消费阶层占比在2009年仅为35.14%,相较于前期的峰值下降了近30个百分点。考虑到中国巨大的人口基数,可以说多年来中国在缩小低消费阶层人口规模的工作中取得了非常显著的成果。

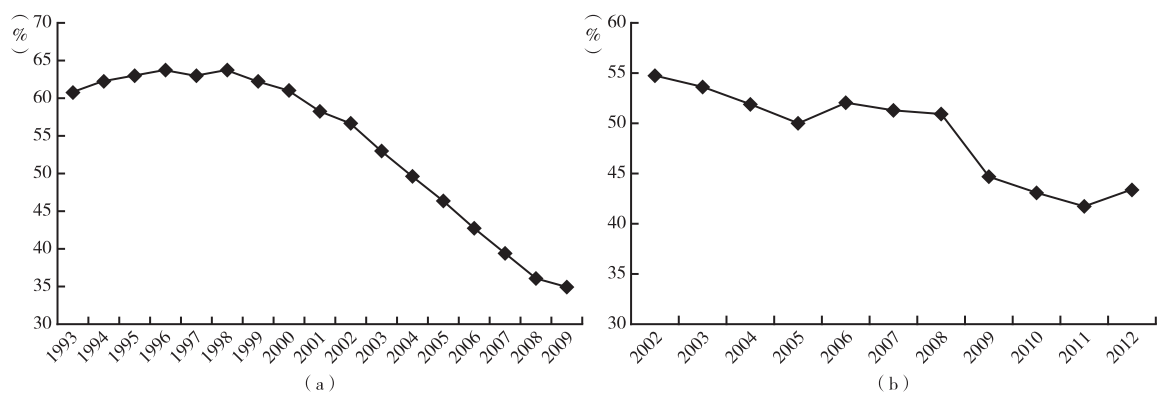


图6 低消费阶层占比的演变趋势

前文所讨论的城镇家庭消费不平等以及低消费阶层占比均是就相对意义而言的。从理论上来说,消费不平等程度的下降完全有可能是高消费阶层的消费水平相较于低消费阶层发生了更严重的下降导致的。为检验上述假说,我们需要进一步探究高消费阶层和低消费阶层具体的消费水平变化。我们以耐用品种类的期望值来衡量高消费阶层和低消费阶层的消费水平,但由于调查方案的更新,不同年份的耐用品种类可能是不同的,因此只有在使用相同调查方案的时期内才能进行比较。图7展示的是在4个可比时期内,首末两年高消费阶层和低消费阶层的耐用品种类数量的期望值及其增长幅度,我们从中可以发现以下几个特征。第一,无论是高消费阶层还是低消费阶层,他们拥有的耐用品种类数量在可比时期内均在增加,这表明不同消费阶层的消费水平都在不断提高,他们的福利水平因而也在不断改善。第二,从不同消费阶层的对比来看,高消费阶层消费水平的提升幅度在2001年之前大于低消费阶层,而且在1997—2001年的提升幅度差距明显大于在1993—1996年的提升幅度差距,这恰好解释了图5中2001年之前的情形。在2002年以后,低消费阶层消费水平的提升幅度开始大于高消费阶层,而正是这一趋势的转变才使城镇家庭的消费不平等程度在此期间内逐步下降。

(三)城镇家庭消费不平等的地区差异

地区发展不平衡是中国多年来经济发展的特征之一。统计数据显示,2017年中国东、中、西部地区GDP占全国的比重分别为55.36%、24.65%、19.98%,同年东部地区的人均GDP达到82284

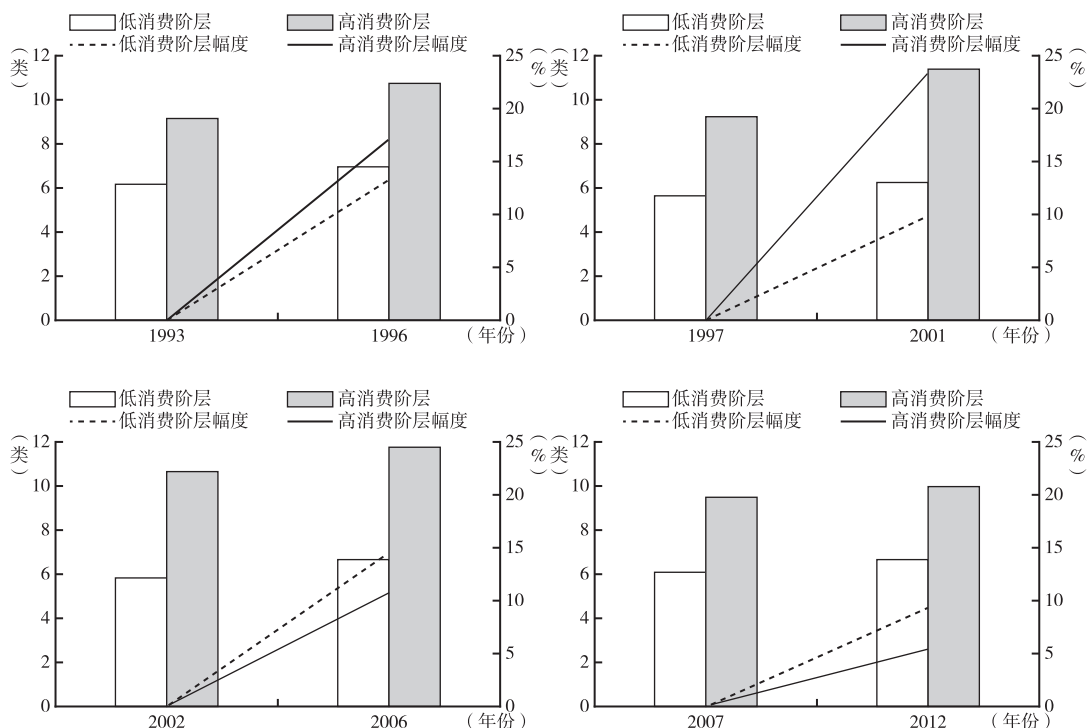


图 7 高消费阶层和低消费阶层耐用品种类数量的期望值及其增长幅度

元,分别是中部和西部地区的 1.69 倍和 1.81 倍,而从人均可支配收入来看,2017 年东部地区为 57559 元,分别是中部和西部地区的 1.50 倍和 1.72 倍,同样具有明显的差距。经济发展的不平衡势必造成中国城镇家庭消费不平等在地区间存在差异,下面将对此进行相应的分析。

图 8 是中国东、中、西部地区城镇家庭消费不平等的演变趋势,我们从中可以看到以下几个特征。第一,东、中、西部地区城镇家庭的消费不平等演变趋势与全国层面是相同的,均具有三阶段特征,但它们的区别在于,三个地区代表消费不平等程度停止上升的拐点依次提前,东、中、西部地区的拐点分别出现在 2003 年、2001 年和 2000 年。第二,在任何年份,城镇家庭的消费不平等程度几乎都表现为西部地区最低、中部地区次之、东部地区最高,这说明尽管东部地区经济更为发达,

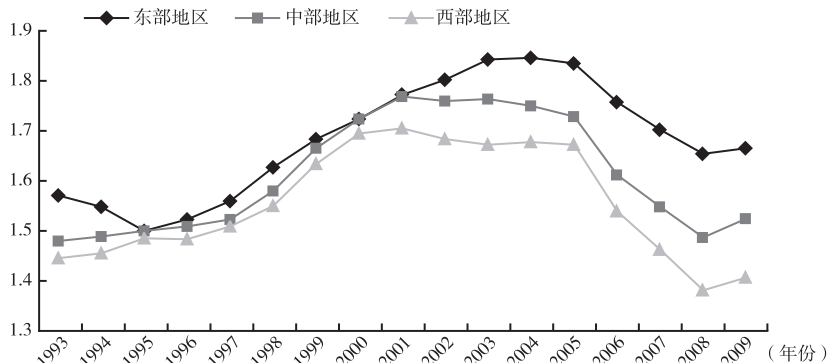


图 8 城镇家庭消费不平等演变趋势的地区差异

但它始终都是中国消费不平等最为严重的地区。第三,东、中、西部地区城镇家庭的消费不平等程度从 2005 年以后都出现明显下降,但西部地区的下降幅度最大。对此,一个可能的解释是,中国推行的一系列区域均衡发展政策在此期间开始产生效果,因为一些研究发现,东部地区 GDP 占全国的比重同样自 2005 年开始出现下降,而且不同省份间人均 GDP 的基尼系数也是从 2005 年开始呈现缩小态势的(徐现祥、梁剑雄,2014)。这些政策极大地改善了西部地区低消费阶层的生活,因此使西部地区城镇家庭的消费不平等程度下降最明显。

图 9 描绘的是在东、中、西部地区城镇家庭中,低消费阶层占比在 1993—2009 年的变化趋势,从中可以看出,不同地区间表现出较大的差异。东部地区低消费阶层占比几乎始终低于中部和西部地区,这与东部地区整体更为富裕的事实是一致的。具体来看,东部地区低消费阶层占比自 1993 年开始呈现先升后降的态势,在 1998 年达到峰值 54.51%,此后开始出现显著下降,至 2009 年仅为 17.57%。在中部地区,低消费阶层占比由 1993 年的 74.76% 迅速下降至 1998 年的 55.19%,而后略有回升,之后逐渐下降,并从 2005 年开始稳定在 50% 左右。与东部地区类似,西部地区低消费阶层占比在 2006 年之前总体呈现先升后降的态势,但一个有趣的现象是,西部地区低消费阶层占比自 2007 年开始出现上升,在 2009 年甚至达到了 61.28%。这并不意味着居民生活水平的下降,因为西部地区低消费阶层的消费水平始终在提升。由此可以推断,西部地区低消费阶层占比上升的一个可能解释是,低消费阶层的消费水平迅速提升,而高消费阶层的消费水平提升缓慢,二者之间特征差异的显著缩小导致被模型分类为低消费阶层的家庭占比上升。另外,值得说明的是,由于我们构建的消费不平等指标并未使用不同消费阶层占比数据,因此该指标与低消费阶层占比并不存在必然联系。图 8 与图 9 主要表明,虽然低消费阶层在中部和西部地区的占比要高于东部地区,但由于与当地高消费阶层的差距并不如东部地区那样大,因此中部和西部地区的消费不平等程度反而要低于东部地区。

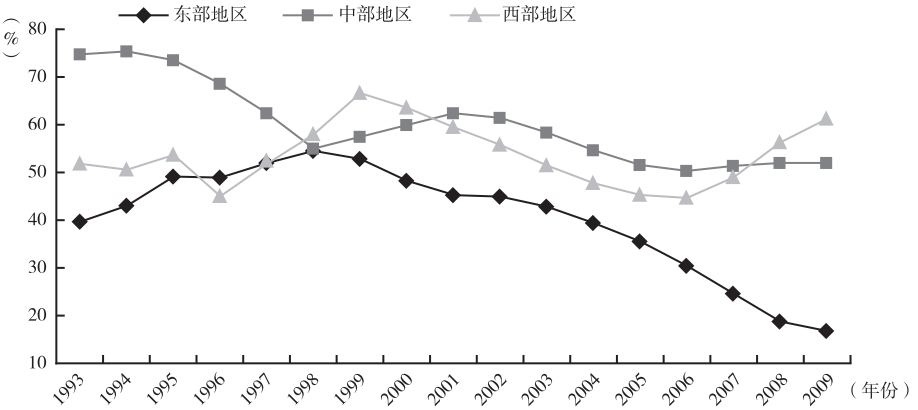


图 9 低消费阶层占比的地区差异

图 10 展示的是在 4 个可比时期内,东、中、西部地区低消费阶层耐用品种类数量的期望值及其增长幅度。从图 10 可以发现,与全国情况类似,所有地区低消费阶层的消费水平在可比时期内几乎均有所提高,<sup>①</sup>但提升幅度在不同时期、不同地区的表现是不同的。1993—1996 年,东部地区低

① 2007—2009 年,东部和中部地区的消费水平虽然在数值上出现下降,但在统计上并不显著。



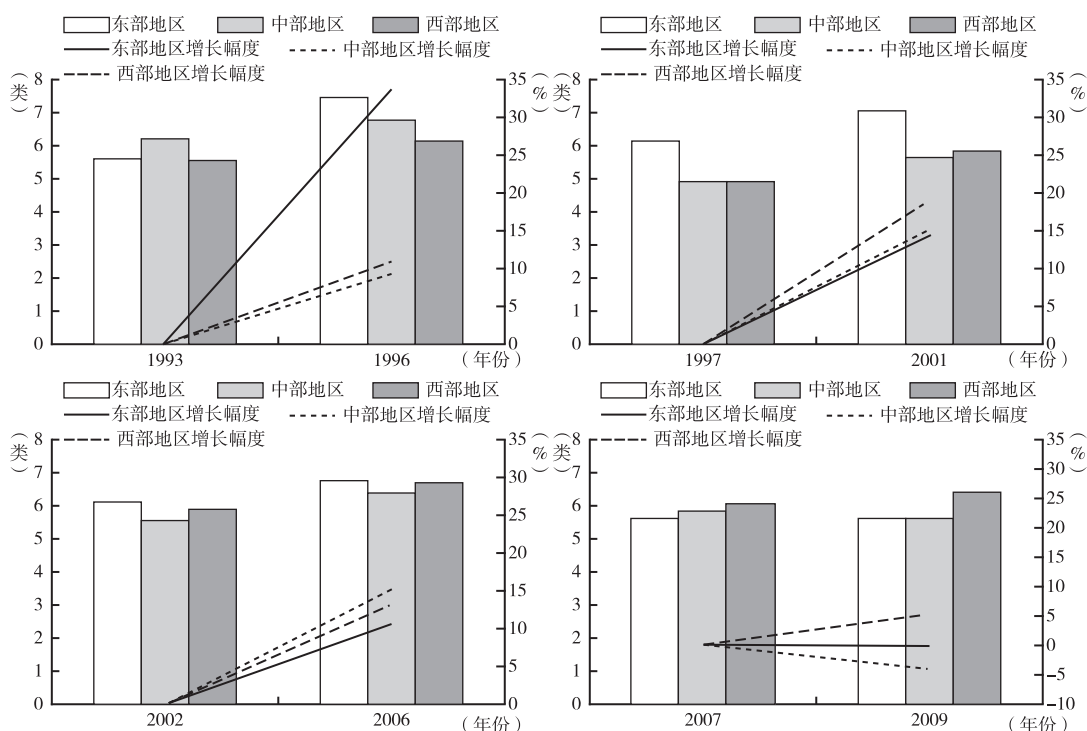


图 10 东、中、西部地区低消费阶层耐用品种类数量的期望值及其增长幅度

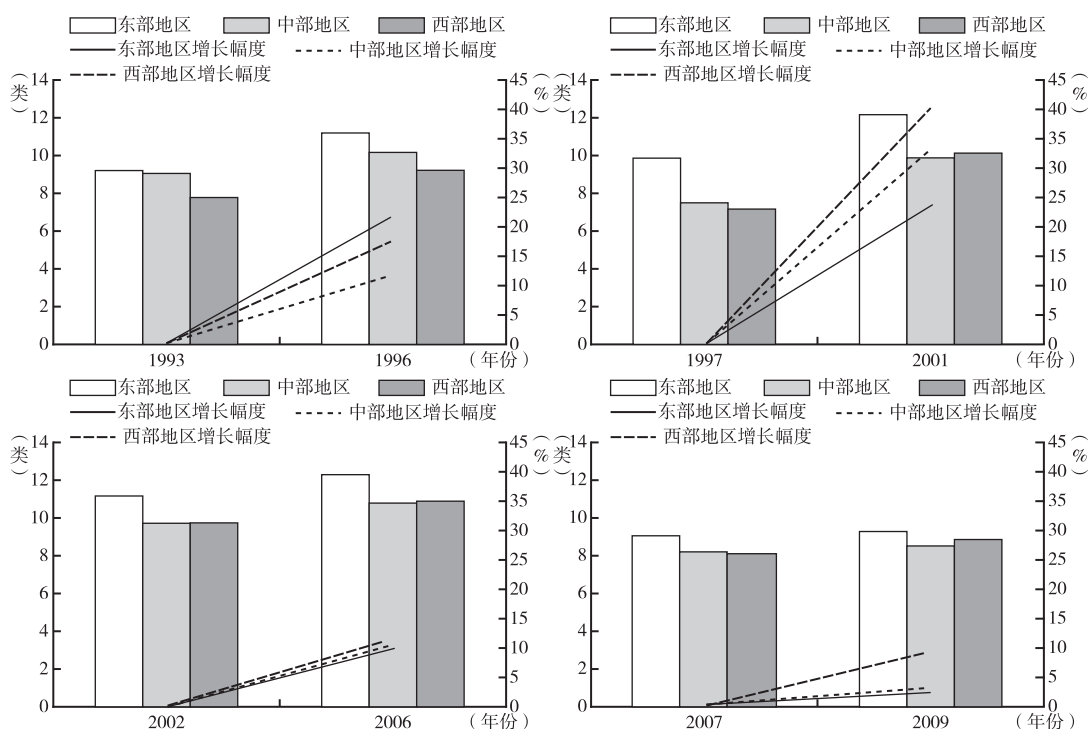


图 11 东、中、西部地区高消费阶层耐用品种类数量的期望值及其增长幅度

消费阶层的消费水平提升幅度最大,这使东部地区低消费阶层的消费水平在此后较长一段时间内都要高于其他地区。但在 1997—2006 年,中部和西部地区低消费阶层的消费水平提升幅度超过了东部地区,并且中部和西部地区低消费阶层的消费水平从 2007 年开始也要高于东部地区,这表明东部地区的经济发展虽然依旧领先,但东部地区低消费阶层的生活水平反而是三个地区中最低的,这应当是值得政府部门注意的一个现象。

图 11 展示的是在 4 个可比时期内,东、中、西部地区高消费阶层耐用品种类数量的期望值及其消费水平提升幅度。从图 11 同样可以观察到,所有地区高消费阶层的消费水平均有所提高,且提升幅度均是在 1997—2001 年达到最大,同时也大于同时期当地低消费阶层的消费水平提升幅度,从而导致该时期内所有地区的消费不平等程度均出现上升。分地区来看,东部地区高消费阶层的消费水平提升幅度在 1993—1996 年要高于其他地区,而后则开始落后于中部和西部地区,至 2009 年,各地区高消费阶层所拥有的耐用品种类数量几乎没有显著差异。考虑到在 2007—2009 年中部和西部地区低消费阶层的消费水平要高于东部地区,因此也使中部和西部地区的消费不平等程度在此期间要明显低于东部地区。

## 五、结论与建议

本文使用 1993—2012 年中国城镇住户调查数据,对中国城镇家庭消费不平等的演变趋势及地区差异进行了分析。基于 Maitra (2016) 的方法,本文以城镇家庭拥有的耐用品种类数量为基础,利用 FMM 模型测算了中国城镇家庭的消费不平等。与传统测算方法相比,该方法可以将家庭的消费阶层分类内生,估计出不同消费阶层的占比及其特征参数,进而以不同消费阶层额外拥有一类耐用品的概率之比来衡量消费不平等,同时该方法也能够推断出每个家庭属于不同消费阶层的条件概率。实证结果表明,FMM 模型的拟合良好。

从全国层面的演变趋势来看,本文的结论主要包括以下几个方面。(1) 中国城镇家庭的消费不平等呈现三阶段特征:1993—2001 年城镇家庭的消费不平等程度迅速上升,且恶化速度有逐年加快的趋势;2002—2005 年城镇家庭的消费不平等程度略有下降,但基本保持平稳;2006—2012 年城镇家庭的消费不平等程度出现了非常明显的下降。(2) 在中国城镇家庭中,低消费阶层占比在 1998 年以前基本保持平稳,而从 1999 年开始,低消费阶层占比呈现持续下降的趋势,这说明中国多年来的经济发展有效地缩小了低消费阶层人口的规模。(3) 无论是高消费阶层还是低消费阶层,他们的消费水平在可比时期内均在提升,但高消费阶层消费水平的提升幅度在 2001 年之前大于低消费阶层,而 2002 年之后则恰好相反,这解释了中国城镇家庭消费不平等趋势发生变化的原因。

分地区来看,本文的结论主要包括以下几个方面。(1) 东、中、西部地区城镇家庭的消费不平等演变趋势都具有三阶段特征。在任何年份,城镇家庭的消费不平等程度几乎都表现为西部地区最低、中部地区次之、东部地区最高。2005 年以后,西部地区的消费不平等程度下降幅度最大。(2) 东部地区低消费阶层占比几乎始终低于中部和西部地区,西部地区低消费阶层占比自 2007 年开始出现明显上升。一个可能的解释是,低消费阶层的消费水平迅速提升,而高消费阶层的消费水平提升缓慢,二者之间特征差异的显著缩小导致被模型分类为低消费阶层的家庭占比上升。(3) 所有地区高消费阶层和低消费阶层的消费水平在可比时期内几乎均有所提高,但提升幅度在不同时期、不同地区的表现不同,特别是从 2007 年开始,中部和西部地区低消费阶层的消费水平要高于东部地区。

综合全文的分析结果,本文尝试提出以下建议。第一,尽管中国城镇家庭的消费水平在不断提高,而且不平等程度以及低消费阶层占比自 1999 年开始下降,但高消费阶层和低消费阶层之间的消费水平差距仍然较大。测算结果表明,高消费阶层所拥有的耐用品种类数量比低消费阶层高出 50% 以上,因此应当继续实行完善社会分配的政策。第二,当前东、中、西部地区高消费阶层的消费水平已经相差无几,但东部地区低消费阶层的消费水平要低于其他地区,因此相关政策不应仅仅向低消费阶层占比较大的中部和西部地区倾斜,也应当关注东部地区的低消费阶层,让所有群体共享发展成果,有更多、更直接、更实在的获得感,早日实现全体人民共同富裕。

#### 参考文献:

1. 白重恩、唐燕华、张琼:《中国隐性收入规模估计——基于扩展消费支出模型及数据的解读》,《经济研究》2015 年第 6 期。
2. 欧阳葵、王国成:《社会福利函数与收入不平等的度量——一个罗尔斯主义视角》,《经济研究》2014 年第 2 期。
3. 李实、罗楚亮:《中国收入差距究竟有多大?——对修正样本结构偏差的尝试》,《经济研究》2011 年第 4 期。
4. 瞿晶、姚先国:《城镇居民收入不平等分解研究》,《统计研究》2011 年第 11 期。
5. 曲兆鹏、赵忠:《老龄化对我国农村消费和收入不平等的影响》,《经济研究》2008 年第 12 期。
6. 徐现祥、梁剑雄:《经济增长目标的策略性调整》,《经济研究》2014 年第 1 期。
7. 徐振宇、郭志超、荆林波:《中国城乡消费差距的转折点——引入滚动虚拟变量的分段定量检测》,《经济学动态》2014 年第 6 期。
8. 杨继东:《中国消费不平等演变趋势及其原因》,《财贸经济》2013 年第 4 期。
9. 杨耀武、杨澄宇:《中国基尼系数是否真的下降了?——基于微观数据的基尼系数区间估计》,《经济研究》2015 年第 3 期。
10. 张涛:《中国收入差距的变动及其原因分析:1985—2012 年》,《数量经济技术经济研究》2016 年第 12 期。
11. 赵达、谭之博、张军:《中国城镇地区消费不平等演变趋势——新视角与新证据》,《财贸经济》2017 年第 6 期。
12. 邹红、李奥蕾、喻开志:《消费不平等的度量、出生组分解和形成机制——兼与收入不平等比较》,《经济学(季刊)》2013a 年第 4 期。
13. 邹红、喻开志、李奥蕾:《消费不平等问题的研究进展》,《经济学动态》2013b 年第 11 期。
14. Attanasio, O., Battistin, E., & Ichimura, H., What Really Happened to Consumption Inequality in the US?. NBER Working Paper, 2004.
15. Blischke, W. R., Estimating the Parameters of Mixtures of Binomial Distributions. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 59, No. 306, 1964, pp. 510 – 528.
16. Cai, H., Chen, Y., & Zhou, L., Income and Consumption Inequality in Urban China: 1992 – 2013. *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 58, No. 3, 2010, pp. 385 – 413.
17. Cutler, D. M., & Katz, L. F., Rising Inequality? Changes in the Distribution of Income and Consumption in the 1980's. *The American Economic Review*, Vol. 82, No. 2, 1992, pp. 546 – 551.
18. Deaton, A., & Grosh, M., Consumption. In Margaret Grosh and Paul Glewwe, *Designing Household Survey Questionnaires for Developing Countries*. World Bank Publications, 2000.
19. Deaton, A., & Paxson, C., Economies of Scale, Household Size, and the Demand for Food. *Journal of Political Economy*, Vol. 106, No. 5, 1998, pp. 897 – 930.
20. Dempster, A. P., Laird, N. M., & Rubin, D. B., Maximum Likelihood from Incomplete Data via EM Algorithm. *Journal of the Royal Statistical Society Series B-methodological*, Vol. 39, No. 1, 1977, pp. 1 – 38.
21. Filmer, D., & Scott, K., Assessing Asset Indices. *Demography*, Vol. 49, No. 1, 2012, pp. 359 – 392.
22. Kasahara, H., & Shimotsu, K., Nonparametric Identification of Finite Mixture Models of Dynamic Discrete Choices. *Econometrica*, Vol. 77, No. 1, 2009, pp. 135 – 175.
23. Maitra, S., The Poor Get Poorer: Tracking Relative Poverty in India Using a Durables-based Mixture Model. *Journal of Development Economics*, Vol. 119, 2016, pp. 110 – 120.
24. Meyer, B. D., & Sullivan, J. X., Measuring the Well-being of the Poor Using Income and Consumption. *Journal of Human Resources*, Vol. 38S, 2003, pp. 1180 – 1220.

25. Qu, Z. , & Zhao, Z. , Urban-Rural Consumption Inequality in China from 1988 to 2002: Evidence from Quantile Regression Decomposition. IZA Discussion Paper, 2008 ,
26. Sen, A. , *Inequality Reexamined*. Cambridge: Harvard University Press, 1992.
27. Wietzke, F. B. , Who is Poorest? An Asset-based Analysis of Multidimensional Well-being. *Development Policy Review* , Vol. 33 , No. 1 , 2015 , pp. 33 – 59.
28. Wu, X. M. , & Perloff, J. M. , China's Income Distribution, 1985 – 2001. *Review of Economics and Statistics*, Vol. 87 , No. 4 , 2005 , pp. 763 – 775.

## Evolution Trend and Regional Difference of Chinese Urban Household Consumption Inequality

ZHOU Longfei, ZHANG Jun (Fudan University, 200433)

**Abstract:** Inequality mainly includes income inequality and consumption inequality. Compared with the former, consumption inequality deserves more attention in many aspects. This paper tries to measure Chinese urban household consumption inequality using the number of different types of durables owned by the households and the finite mixture model. This method can endogenously classify the surveyed households into different consumption classes and estimate the portion of different consumption classes as well as their characteristic parameters. It can also help to infer the conditional probability of each household to fall into a certain consumption class. Using the data of the Urban Household Survey from 1993 to 2012, this paper analyzes the evolution trend and regional difference of Chinese urban household consumption inequality. Below are the main conclusions. (1) The trend of Chinese urban household consumption inequality had three-stage characteristics and the portion of the lower consumption class continuously declined from 1999. (2) The consumption level of all consumption classes increased all the time during the comparable periods, but that of the higher consumption class outgrew that of the lower consumption class until 2001. (3) In any year, it was almost the case that East China had the highest consumption inequality, followed by Central China and then West China, but the portion of the lower consumption class in East China was almost always the lowest. (4) The consumption level of the higher and lower consumption classes in all regions almost increased during the comparable periods, but their growth margin varied from year to year and from region to region. Especially from 2007, the consumption level of lower consumption classes in Central and West China became higher than that in East China.

**Keywords:** Consumption Inequality, Finite Mixture Model, Evolution Trend, Regional Difference

**JEL:** D63, P36

责任编辑:非 同