

城镇家庭消费不平等的度量 and 分解

——基于广东省城镇住户调查数据的实证研究

邹红 喻开志*

摘要: 本文利用2000-2009年广东省城镇住户调查数据,详细度量了城镇家庭各种消费不平等的大小,采用出生组分解和回归分解方法,探讨了消费不平等和收入不平等、总消费不平等和服务消费不平等的形成机制。研究发现,2000-2009年,收入基尼系数维持在0.326~0.366之间,而消费基尼系数由0.320增长至0.384,2005年开始消费不平等高于收入不平等。除食物消费不平等外,文化娱乐、汽车和住房消费不平等显著大于总消费不平等和收入不平等。更年轻的出生组(1970年代和1980年代)存在更高的收入不平等和消费不平等。可支配收入对总消费差距和文化娱乐消费差距的贡献度均达到了40%以上。降低收入不平等、提高人力资本、发展服务业、完善消费刺激政策,对降低家庭消费不平等和扩大内需具有重要作用。

关键词: 消费不平等 出生组分解 回归方程分解 扩大内需

一、引言

改革开放以来,我国城乡家庭收入增长较快,衣食住行用的条件明显改善,而家庭之间的收入不平等、消费不平等和消费内部结构差异程度也在不断加剧。城乡家庭人均收入比从1978年的2.11扩大到了2011年的3.13。与我国最终消费率和居民消费率快速下降形成鲜明反差,城乡家庭消费差距日趋上升,城乡家庭人均消费支出比从1978年的2.04扩大到了2011年的2.91。城镇家庭的恩格尔系数远低于农村家庭的恩格尔系数,农村家庭较多以吃、穿、大众化耐用消费品、居住等生存型消费为主,而城镇家庭除食物外,消费结构主要以交通通讯和文教娱乐服务等享受发展型消费为主。近年来,服务性消费逐渐成为提高我国居民总消费水平、调整经济结构和促进经济增长的重要力量,1990年我国居民服务性消费支出占总消费支出的比重为14%左右,而2011年这一比重超过35%,但城乡家庭服务性消费支出比也从1990年的2.25提高到2011年的3.61。我们在提倡扩大内需促进经济增长的同时,要防止城乡家庭消费差距,特别是服务消费差距的进一步扩大。^①

长期以来,国内外文献侧重于分析收入不平等、消费不等的研究一直被学者们所忽略。而相比收入不平等,消费不平等能更准确地反映家庭之间真实的福利差异。深入分析家庭各种消费不平等的大小,厘清消费不平等的形成机制,这对于当期我国构建扩大居民消费需求的长效机制具有重要的现实意义。因此,本文将利用国家统计局城镇住户调查(UHS)数据,较为系统地度量城镇家庭的非耐用品消费、服务消费、大宗消

* 邹红,西南财经大学经济学院,邮政编码:611130,电子信箱:zouhong190@sina.com;喻开志,西南财经大学统计学院,邮政编码:611130,电子信箱:yu_kz@163.com。

本文得到国家社科基金青年项目“收入与制度视阈下提高居民实际与潜在消费能力的长效机制研究”(编号:11CJL013)、教育部人文社科基金青年项目“收入分配结构调整与扩大消费需求:理论、实证与政策研究”(编号:10YJC790420)、国家自然科学基金青年项目“新兴市场股票交易行为建模理论与实证研究——基于整数金融时间序列模型新视角”(编号:71201126)和中央高校基本科研业务费专项资金年度培育项目“我国退休消费困境:基于断点回归设计的实证分析”(编号:JBK130920)的资助。感谢匿名审稿专家对本文提出的建设性修改意见,文责自负。

^①根据历年《中国统计年鉴》相关数据计算而得。

费(住房和汽车)、文化娱乐、家庭生存型和享受发展型消费、家庭性别资源配置的消费不平等,并与收入不平等进行比较,探讨消费不平等的形成机制,为我国降低消费不平等和扩大内需提出政策建议。

二、文献综述

消费不平等的研究大多是基于收入不平等衡量的标准方法,根据截面消费数据计算基尼系数、泰尔指数和各分位数之比等不平等指标,或者基于居民的人口学特征予以分组,讨论消费不平等的大小和演变趋势。

(一) 国外消费不平等研究

Blundell 和 Preston(1998)、Barrett 等(2000)、Pendakur(1998)等学者们研究了一些发达国家的消费不平等,较为一致的结论是过去三十年英国、加拿大、澳大利亚等国的消费不平等均经历了不同程度上升,而有关美国消费不平等的趋势并没有形成一致的观点。Slesnick(1993)发现美国1980年代消费不平等在下降,可能原因是贫困率的变化对等值因子的选择较为敏感。Krueger 和 Perri(2006)计算了消费的基尼系数、对数方差、90/10分位数之比、50/10分位数之比,结果却表明美国1980年代消费不平等的走势相当平稳。Attanasio 等(2004)认为造成观点不一致的原因,可能是由于在数据使用、等值因子调整和忽略家庭内部资源配置不平等导致了消费不平等指标存在较大的测量误差。Aguilar 和 Bils(2011)通过综合利用家庭收支动态调查(PSID)、消费者支出调查(CEX)等多个微观数据库,研究发现过去三十年(1980-2010年)美国消费差距和收入差距均在不断恶化。Attanasio 和 Pistaferri(2012)对 CEX 问卷组成项目进行了优化和融合,通过采用家庭规模等值因子调整、总消费不平等分类等方法一定程度上降低了消费不平等测量误差,研究发现,1980-2010年美国消费不平等的增长幅度和时间趋势几乎与收入不平等一样。

(二) 国内消费不平等研究

国内学者对消费不平等的研究主要从两个方面展开,一是基于收入不平等衡量的标准方法,研究消费不平等的大小和演变趋势,试图比较收入不平等与消费不平等变化的时间趋势和内在联系。Qu 和 Zhao(2008b)认为低收入群体存在更大的消费不平等,消费不平等的快速增长主要发生在1988-1995年,而收入不平等的快速增长主要发生在1995-2002年期间。曲兆鹏和赵忠(2008a)认为我国农村消费不平等要低于收入不平等,老龄化对不平等的效应很小,此文更侧重研究老龄化对消费不平等的微小影响,可能忽略了消费不平等更为重要的形成原因。Cai 等(2010)发现城镇地区的收入和消费不平等均持续上升,城镇消费不平等要大于收入不平等,且消费不平等紧密跟随收入不平等走势,但文章仅分析了收入不平等的形成原因。二是借用测量个人收入分配差距的基尼系数方法,分解消费结构各项基尼系数,得出各分项消费差距对总消费差距的贡献度。戴平生和庄赞(2012)、范金等(2012)采用基尼系数的组群和要素统一分解式考察了消费结构各项基尼系数,发现消费基尼系数大于收入基尼系数,医疗保健、教育文娱和居住类消费基尼系数处于前三位,居住和教育娱乐支出的增加推高了总消费的不公平性,文教娱乐消费已逐步成为影响居民总体消费差距的重要力量。

本文的主要贡献有:第一,国内研究更多注重总消费不平等或局限于国家统计局对总消费的八大项消费分类,本文从多个维度对总消费做了进一步细分,细致比较非耐用品消费和耐用品消费、非耐用品消费和服务消费、服务消费与文化娱乐服务消费、汽车和住房等特殊的大宗消费,减少了单一总类消费不平等指标引起的测量误差。第二,通过构建家庭消费支出结构不平等(享受发展型消费与生存型消费比)和家庭性别内部资源配置不平等(家庭夫妻代表性消费比),丰富了家庭消费不平等的测量指标。第三,本文利用出生组分解和回归分解方法探讨了消费不平等的形成原因,从出生组和年龄效应视角比较了城镇家庭消费不平等与收入不平等;构建由收入、教育、职业、区域等因素决定的消费方程,分别探讨了服务消费不平等和总消费不平等形成原因的异质性。

本文第三部分是数据说明与处理,第四部分是消费不平等的度量,第五部分利用出生组分解和回归分解方法探讨消费不平等的形成机制,第六部分是结论与政策含义。

三、数据说明与处理

国家统计局的城镇住户调查采用分层(地级以上城市、县级市、县)抽样的方式获得样本,含有完善的家庭人口特征、家庭收入、家庭消费类支出和非消费类支出等信息,该调查采用让调查户每日记账的方式收集数据,获得的收入和消费数据更为详细和准确。本文使用的数据来自于国家统计局广东省城调队的城镇住

户调查数据 共获得 2000 - 2009 年 10 个年份的 20 000 多个样本。

本文的收入为城镇家庭的可支配收入。家庭总消费一般分为耐用品消费和非耐用品消费 ,Deaton 和 Paxson(1994) 认为这两大类消费表现出完全不同的规律。本文重点分析家庭的非耐用品消费 ,指家庭总消费支出减去设备用品后的消费支出 ,包括食品、衣着、医疗保健、交通和通讯、娱乐教育文化用品及服务、居住和其他。服务性消费支出是家庭支付社会提供的各种文化和生活方面的非商品性服务费用 ,本文采用住户调查加总的服务性消费支出数据。文化娱乐服务消费指教育文化娱乐服务支出减去文化娱乐用品和教育后的支出。汽车消费是交通通信支出中的家用汽车支出。

城镇住户调查数据是以家庭户为单位进行调查 因此比较完整地记录了家庭每一个成员的信息 ,可以匹配到家庭内丈夫和妻子代表性的消费支出。夫妻配对样本便于分析家庭夫妻消费的内部不平等和家庭内部资源配置 故本文选取包括 2000 - 2009 年 10 个年份家庭配对的在婚夫妻样本作为研究对象。我们去掉了样本中的单亲家庭 ,夫妻一方均不为户主 家庭成员数大于 10 人的家庭 ,选取了 22 ~ 65 岁的户主作为研究对象。另外 ,我们剔除了收入和消费数据中 1% 最高和最低的异常值 ,且非耐用品消费大于可支配收入 4 倍以上的家庭。最后 ,我们得到 15 158 户样本。

由于家庭消费的不可分割性 获得个人消费数据不如个人收入那样方便。本文通过构造丈夫代表性消费(男性成人衣服与烟酒消费) 与妻子代表性消费(女性成人衣服与美容化妆品消费) 之比表示核心家庭丈夫与妻子消费份额比。为控制家庭规模的影响 ,本文借鉴 OECD(2008) 和 Attanasio 等(2012) 的计算公式^① ,采用 OECD 等值因子把家庭层面的消费和收入调整到个体层面 ,一定程度上消除家庭规模经济的影响 ,得到家庭的“真实”福利。下表中的总消费为家庭人均非耐用品消费 ,即人均家庭消费性支出减去人均家庭耐用品消费支出 ,可支配收入为人均家庭可支配收入。可支配收入和总消费均是等值因子和广东省 CPI 调整后的结果。

表 1 家庭可支配收入和总消费的描述统计

年份	样本数	可支配收入				总消费			
		均值	标准差	最小值	最大值	均值	标准差	最小值	最大值
2000	1 290	11106.2	7261.8	921.4	59654.3	8372.1	5265.2	864.7	54529.0
2001	995	11962.2	7667.6	1143	63270.7	9031.6	5374.9	989.8	58588.3
2002	1 224	12682.4	9018.9	1508.3	77337.6	9338.6	7351.8	936.4	83751.4
2003	1 175	13333.4	10320.0	1722.9	124906.0	9573.7	7642.5	912.6	123733.1
2004	1 229	14420.6	10835.8	1577.7	109306.5	10211.8	8294.4	1025.7	86864.6
2005	1 206	15173.0	11383.7	1486.6	125187.5	11054.6	9627.6	1036.0	90541.4
2006	1 225	15984.8	11927.8	1210.0	103260.7	11569.7	10317.2	721.2	118846.7
2007	2 420	17350.7	11770.2	1521.3	137449.4	13176.4	11150.1	917.0	114981.5
2008	2 143	18609.1	13377.7	1168.7	116633.1	13570.0	11981.0	900.8	137126.6
2009	2 251	20227.6	13870.9	1193.4	119712.1	14449.9	11929.1	918.1	131041.8

表 2 家庭人口特征描述统计

	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
户主性别(女性 = 1)	15 158	0.21	0.38	0	1
户主年龄	15 158	44.21	8.95	22	65
户主受教育年限	15 158	12.43	2.73	1	19
户主职业	15 158	3.15	2.07	0	8
家庭规模	15 158	3.25	0.84	2	9
家庭抚养系数	15 158	0.34	0.16	0	0.7
地区					
东翼	1 668	0.11	0.31	0	1
粤北山区	2 425	0.16	0.37	0	1
西翼	1 364	0.09	0.28	0	1
珠三角	9 701	0.64	0.48	0	1

①等值因子 = 1 + 0.7 × (家庭成人人口 - 1) + 0.5 × (年龄小于 18 岁的小孩数)。

根据表 1 和表 2 可以看出 2009 年广东省城镇家庭人均可支配收入和人均非耐用品消费支出分别为 20 228 元和 14 450 元,略高于全国平均水平的 17 175 元和 12 265 元。^① 本文使用的样本,从户主的个体特征看,21% 的户主为女性,户主平均年龄为 44.21 岁,平均受教育年限为高中,职业主要为各种类型单位职工和商业工作人员,平均家庭规模为 3.25 人,平均家庭老人和小孩抚养比为 0.34。广东省珠三角、东翼、西翼和粤北山区四大经济区域的自然地理条件差异较大,经济发展程度和人口规模也显著不同,珠三角区域的优势显著高于其他三个区域。

四、消费不平等的度量

据表 1 可知,过去十年来,广东省城镇居民的收入水平和非耐用品消费水平持续增长,但家庭人均消费水平增长速度明显小于收入增速,且收入和消费波动明显增加(两者的标准差均增加)。广东省城镇家庭非耐用品消费的剧烈波动与持久收入假说的理论并不一致,这可能由于沿海城市现代化的生活消费方式和收入风险加剧,增加了居民消费的不确定性。然而收入和消费的平均值和标准差仅能反映绝对水平的大体状况,下面我们主要采用基尼系数和对数标准差作为不平等的衡量指标比较各种不平等的大小。

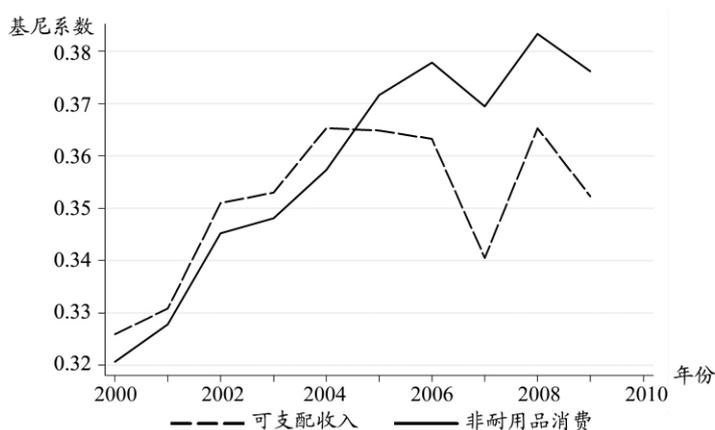


图 1 消费不平等和收入不平等

从图 1 可知 2000 - 2009 年,两种不平等基本呈不断扩大之势,可支配收入的基尼系数在 0.326 ~ 0.366 之间波动,非耐用品消费^②的基尼系数在 0.320 ~ 0.384 之间变化。值得注意的是,从 2005 年开始非耐用品消费不平等高于收入不平等,这可能由于城镇家庭消费水平的提高带来了更为严重的消费差距;也可能由于城镇居民出于逃避个人所得税、避免个人收入信息泄露等考虑,收入数据存在明显低报。这相当程度上证实了消费不平等大小更能准确反映家庭的福利水平差异,政府在降低收入不平等的同时应重视居民间不断扩大的消费差距。2008 年开始,消费不平等和收入不平等均出现了下降趋势。可能的原因是 2008 年金融危机使广东省城镇居民实际消费或收入水平增速放缓,收入分配、社会保障等民生政策的改善降低了居民收入和消费不平等。

为了分析非耐用品消费内部差距的相对状况和时间趋势,表 3 采用基尼系数和对数标准差指标,详细度量了食物消费和耐用品消费、服务消费和文娱服务消费、汽车和住房、享受发展型消费与生存型消费、家庭不同性别消费的消费不平等。

从表 3 可以看出^③:

第一,食品消费不平等显著小于其他消费不平等。食品作为居民最基本的生活需要,在人均收入较高的广东省,食品的消费差距最高不到 0.3。经计算,如果将食品从非耐用品消费中剔除以后,非耐用品消费的

^①全国平均水平的数据来源于 2010 年《中国统计年鉴》。

^②需要指出的是,不同口径计算出的非耐用品消费不平等大小会略有区别。本文采用常见的统计口径,非耐用品消费等于总消费减去家庭耐用品设备(包括洗衣机、电风扇、冰箱等常用的 15 种家庭耐用品)。

^③借鉴 Attanasio 等(2012),同时考虑到汽车等消费变量存在较多的缺失值,采用基尼系数指标会引起较大的测量误差,且本文在此仅想得出各类消费不平等的直观走势,故表 3 中的汽车、文娱/食物、夫妻消费(家庭内丈夫与妻子代表性消费比)采用对数标准差表示消费不平等,而其他消费类型的消费不平等采用基尼系数指标。

基尼系数将上升到 0.407~0.438 之间。耐用品虽然也是家庭生存型消费品,但广东省城镇居民耐用品消费不平等一直维持在 0.46 以上,如果把耐用品加入总消费支出中,总消费的基尼系数更会显著高于非耐用品消费的基尼系数。

第二,服务消费不平等远远高于非耐用品消费不平等。2000-2009 年,广东省城镇家庭的服务消费不平等经历了一个快速上升的过程,服务消费的基尼系数在 0.433~0.502 之间,显著高于图 1 中的非耐用品消费不平等的 0.320~0.384 之间。从服务消费的进一步细分,我们可以看到文化娱乐服务消费的基尼系数一直处在 0.680~0.726 之间,远远高于其他消费不平等。

第三,住房和汽车消费不平等不断增长且位居高位。随着房地产市场化的不断推进和房价的快速上涨,影响了收入不平等(瞿晶、姚先国 2011)以及与住房相关的消费不平等。十年来,广东省城镇家庭住房消费的基尼系数基本呈快速上升之势,由 0.352 升至 0.500 左右。与此同时,城镇家庭的汽车消费也快速增长,汽车消费不平等更呈现显著扩大之势。从汽车消费的对数标准差来看,2005 年开始汽车消费不平等快速上升且一直维持高位。

第四,文娱与食物消费支出比的不平等(家庭享受发展型与生存型消费支出结构差距)位居高位。娱乐与食物对数消费支出比的标准差由 2000 年的 1.479 上升到 2004 年的 1.582,其后一直维持在 1.54 上下。这一指标能简单反映家庭消费支出结构内部的不平等(Lise and Seitz 2011),也是非耐用品消费不平等的一种稳健性检验。尽管我国城镇居民消费结构不断升级,但家庭旅游娱乐服务等消费性支出还很少,且极易受到收入等不确定性的影响。

第五,家庭夫妻代表性消费不平等(家庭性别资源配置差距)呈现倒 U 型趋势。家庭夫妻间的消费不平等由 2000 年的 1.273 上升到 2007 年的 1.331,随着女性地位的提升,这种不平等在 2009 年下降至 1.309。家庭夫妻间的消费不平等程度的缩小,从某种意义上说是女性在家庭内福利水平的改善,降低这种不平等更有利于增进女性的福利水平和生活满足程度。

表 3 各种消费不平等的比较

年份	基尼系数					对数标准差		
	食品	耐用品	服务消费	文娱服务	住房	汽车	文娱/食物	夫妻消费
2000	0.252	0.543	0.440	0.680	0.352	4.430	1.479	1.273
2001	0.237	0.533	0.433	0.685	0.366	4.950	1.485	1.280
2002	0.259	0.528	0.447	0.693	0.374	5.383	1.493	1.291
2003	0.277	0.533	0.450	0.697	0.382	3.705	1.515	1.305
2004	0.247	0.501	0.471	0.704	0.400	6.227	1.582	1.316
2005	0.262	0.482	0.480	0.717	0.403	8.090	1.543	1.319
2006	0.263	0.475	0.475	0.694	0.412	11.132	1.560	1.321
2007	0.261	0.461	0.459	0.711	0.460	10.959	1.531	1.331
2008	0.285	0.486	0.502	0.725	0.500	8.416	1.545	1.318
2009	0.293	0.479	0.482	0.726	0.467	9.933	1.538	1.309

注:表 3 中的“汽车”为构造的汽车存量价值标准差。因为有些家庭从没有购买汽车,我们不能算出这些家庭汽车价值的对数,因此我们通过构造汽车存量价值的标准差系数来表示汽车消费不平等,公式为汽车消费标准差=每个家庭的汽车存量价值与各年所有家庭汽车存量价值均值的标准差,存量价值和存量价值均值都包括那些汽车消费为 0 的家庭。表 3 中的“文娱/食物”指标为家庭文化娱乐服务对数除以食物支出对数的标准差。“夫妻消费”为核心家庭丈夫消费份额与妻子消费份额之比的标准差。

总体看来,随着收入水平的不断提高,广东省城镇居民消费结构重心已转向享受型消费和发展型消费,服务性消费支出特别是文化娱乐服务,大宗消费等享受发展型消费拉大了城镇居民的消费不平等。

五、消费不平等的分解

以上我们仅仅考察了收入不平等和各种消费不平等的基本状况,这一部分我们将从两个方面探寻消费不平等的形成原因。国外标准化消费不平等形成原因的分析主要将其分解为出生组效应、年龄效应和时间效应,国内一些学者也认为人口老龄化是我国收入差距和消费差距不断扩大的重要原因,本文将对消费不平等进行出生组效应和年龄效应分解,检验人口年龄结构变动、消费不平等和收入不平等的关系。同时,将在

此基础上进行更为详细的回归方程分解,探寻消费不平等和娱乐服务消费不平等的关系。

(一) 消费不平等的出生组效应与年龄效应分解

各出生组年龄不同、所处时代不同,会面临不同的收入和消费冲击。以下我们将构建出生组,分析组内和组间的收入和消费不平等状况。在中国的家庭文化中,户主通常具有较高的收入和议价能力,对家庭消费的影响较大。我们用户主作为家庭的代表性个体,根据户主的出生年代每10年构建一个出生组,共有6个出生组。

表4显示了从1930年代到1980年代共6个出生组的观察值情况,大多数出生组的样本在1000以上。由于样本的选择和处理,最年老(1930年代)的出生组样本量较小,分析容易形成误差,本文重点考察1940年代至1980年代共5个出生组的消费不平等。

表4 各出生组在各年的样本数量

年份 年代	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	总计
1930	32	13	1	0	0	0	0	0	46
1940	240	225	213	179	162	219	203	167	1 608
1950	544	458	433	395	353	586	484	522	3 775
1960	354	387	451	476	512	1001	802	853	4 836
1970	54	76	115	146	198	598	618	665	2 470
1980	0	16	16	10	0	16	36	44	138
总计	1 224	1 175	1 229	1 206	1 225	2 420	2 143	2 251	12 873

1. 模型

根据 Deaton 和 Paxson(1994)的研究,消费不平等随着人口老龄化而恶化,他们的理论基础是,在永久收入假说的一般框架和相关前提假设下,持久冲击将导致组内的消费不平等随着时间增加而积累。我们沿用 Ohtake 和 Saito(1998)的模型,将消费不平等分解为出生组效应和年龄效应:

$$\text{Var} \ln c(j, k) = \text{Var} \ln c(j) + \frac{1}{\gamma^2} \sum_{l=0}^{k-1} \sigma_h(j, l)^2 \quad (1)$$

(1)式中 c 表示消费, j 表示出生组所处的年代, k 表示年龄, σ_h 表示个体异质性方差, l 为年份。消费不平等可分解为两个部分, (1)式左边表示出生组总体的不平等,右边第一项为出生组效应,代表了出生组初始的分配差距,右边第二项为年龄效应,代表了随时间变化的未预期到的冲击积累的结果。为便于实证检验,我们构建虚拟变量,估计以下方程:

$$\text{Var} \ln c(j, k) = \sum_{m=j_0}^J \alpha_m \text{cohort}_m + \sum_{n=k_0}^K \beta_n \text{age}_n \quad (2)$$

(2)式中 cohort 表示出生组,与之前的分析相同,从1930年代到1980年代,每10年确定一个出生组,共6个。 age 表示年龄组,从23岁到65岁,每1岁确定1个年龄组,共43个。然后构造虚拟变量进行回归分析,系数 α_m 、 β_n 分别表示出生组效应和年龄组效应。

2. 出生组效应

某种意义上,出生组效应才是“真实的不平等”,因为剔除了年龄效应代表的时间风险。出生组效应可比较各不同出生组之间消费和收入的差距,但宏观经济环境的变动使得这种比较意义不大,因为经济增长的成果与收入差距的扩大相互交织,难以分辨出真实的福利差异,只能对不平等的大小有一个大致的印象。

消费不平等的出生组效应尤其具有经济含义,它代表了出生组本身持久收入的差距。表5几乎所有的估计系数在10%的水平上显著。我们可得到两点基本认识:第一,基于不同出生组的不平等效应比较,相比更年老的出生组(1940年代、1950年代和1960年代),更年轻的出生组(1970年代和1980年代)存在更大的收入不平等和非耐用品消费不平等。出生组效应的比较基于1930年代出生的人群,1930年代之后的出生组面临更高的收入不平等和更高的非耐用品消费不平等。比如相对于1930年代出生的人群,1980年代出生的人群收入不平等高出0.3425,非耐用品消费不平等高出0.3455。第二,基于同一出生组两种不同的不平等效应比较,更年老的出生组的收入不平等效应大于非耐用品消费不平等效应,而更年轻的出生组的非耐用品消费不平等效应大于收入不平等效应。如相对于1930年代出生的人群,1970年代出生的人群收入不平等要高0.2667,而非耐用品消费不平等要高0.2747,消费差距更加明显。这也说明,相比年老的出生组,

更年轻的出生组工作经验较少,但喜欢追求现代化的生活方式和消费模式,因此,相比收入不平等、消费不平等更大。

表5 收入不平等和消费不平等出生组效应的估计系数

	收入对数		非耐用品消费对数	
	系数	RSE	系数	RSE
1940年代	0.1107**	0.0040	0.0685*	0.0042
1950年代	0.1204***	0.0043	0.0799***	0.0046
1960年代	0.1972***	0.0044	0.1935***	0.0047
1970年代	0.2667***	0.0046	0.2747***	0.0049
1980年代	0.3425***	0.0064	0.3455***	0.0069
常数项	-0.1867***	0.0223	0.1093***	0.0238
R^2	0.7543		0.7212	
N	12 872		12 872	

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%的置信水平下显著,RSE为稳健标准差。表5考察了1930年代至1980年代共6个出生组,其中以1930年代出生组为基准组。

3. 年龄效应

由于年龄组虚拟变量较多,我们将年龄组的估计系数用图表进行说明。年龄效应的分析是考虑全部出生组样本且在控制出生组因素不变的情况下,以23岁的样本为参照组,区别不同年龄进行回归得出的估计系数。

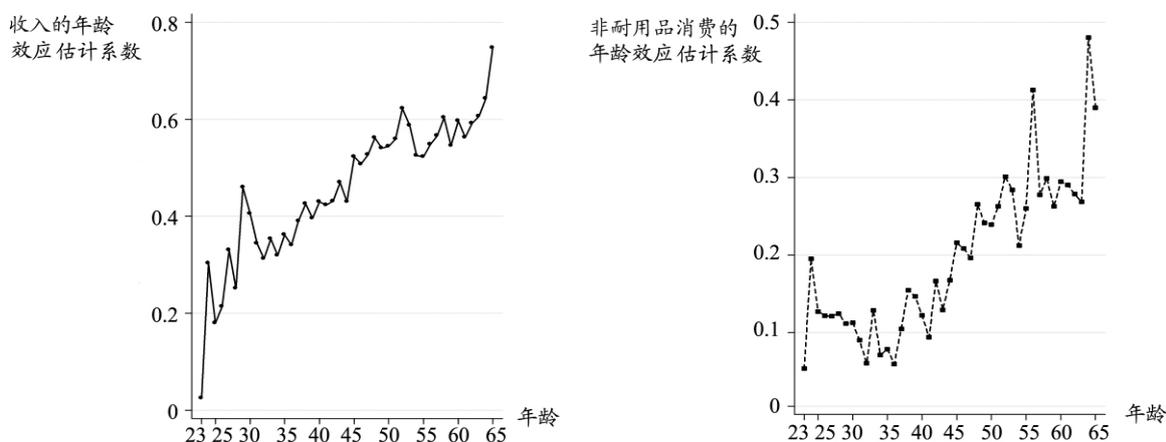


图2 收入不平等与消费不平等的年龄效应

回归结果显示,收入和非耐用品消费的估计系数都呈不断上升趋势,所有的估计系数都在0.1%的水平上显著,且总体而言,收入的估计系数大于非耐用品消费的估计系数。从图2可知,相对于23岁的人群,30岁及以上的人面临更大的收入不平等,并且这种不平等的程度越来越高。消费方程的估计系数呈现出阶段性的趋势,在23~30岁之间,可能刚开始组建年轻家庭,没有小孩,养老和健康支出也较少,消费方程的估计系数呈现显著上升再下降的趋势。55~65岁之间,有些家庭老年有稳定的社会保障和医疗保障,而有些家庭却要今后的养老和健康支出进行预防性储蓄,消费方程的估计系数又呈现显著上升的趋势。而在30~55岁之间,几乎所有年龄段估计系数显著随着年龄的增加而递增。

对于特定的出生组,收入差距随着年龄的增加变得更加敏感,年龄越大,收入冲击的累计效果越明显,非耐用品消费差距的年龄敏感性特征与收入差距基本一致,这与收入不平等和耐用品消费不平等的年龄效应显著不同。

(二) 消费不平等的回归方程分解

以上我们主要从人口年龄结构因素,讨论了收入不平等和消费不平等形成的不同特点。但消费结构内部存在很不一致的消费不平等,汽车、住房、文化娱乐服务消费不平等远远高出食物消费和总消费不平等的程度,意味着分项消费不平等的形成原因也不一样。本部分将借鉴回归方程的收入差距分解方法,以期探讨文化娱乐服务消费不平等和总消费不平等更为详细的形成原因。

我们以文化娱乐服务为例代表享受发展型支出,以非耐用品消费代表家庭总消费,基于回归方程的分解

框架来分析消费决定方程中各变量对于消费差距的影响。本文采取了文献上一种比较常用的方法(Wan and Zhou 2005; 陈钊等 2010) 来度量各解释变量对消费不平等的贡献度,以及估计模型和残差对消费不平等的解释程度。基本思想为:第一,将消费决定函数的某一个自变量 X 取样本均值,然后将 X 变量的平均值和其他变量的实际值一起代入基本消费决定方程,得到消费预测值,同时利用组群基尼系数方法计算出对应的消费不平等系数。^① 该消费不平等系数与根据真实数据计算出的消费差距之差衡量了 X 变量对于消费差距的贡献。第二,通过上述类似回归估计思路能获得模型各变量的估计系数和残差,在此基础上用已知系数代出模型的估计值,然后用估计值与原始值的比值作为解释变量对被解释变量消费差距的解释度,而残差与原始消费差距的比值表示没有被解释的消费差距部分。

根据消费需求和消费不平等的影响因素文献(曲兆鹏、赵忠 2008a; 邹红、喻开志 2011),我们先确定解释变量,估计总消费和娱乐消费决定方程。然后,在两个消费决定方程的基础上进行两种消费差距的分解。

我们估计的消费决定方程如下:

$$c_{it} = \beta_t w_{it} + \gamma_t X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3) 式中 w 表示家庭的人均年可支配收入, c 为家庭的人均非耐用品消费水平,下标 i 表示家庭, t 表示年份。 X 是一组包括收入和户主信息等变量构成的向量,解释变量具体包括可支配收入、性别、年龄及其平方、教育程度、职业类型、家庭抚养系数、家庭规模和区域虚拟变量。总消费和娱乐消费回归模型的拟合程度均较高, R^2 都在 0.6 以上。^②

本文通过回归估计方法得到模型各变量的估计系数和残差,在此基础上计算出模型对消费差距的解释度,以及残差对消费差距的解释度。根据这样的原则,我们得到了 2002 - 2009 年总消费和娱乐消费在这八个年份的不平等状况,表 6 报告了 2002 年和 2009 年两种消费不平等,我们的模型分别可以解释 2002 年总消费差距和娱乐消费差距的 87.5% 和 88.6%, 2009 年总消费差距和娱乐消费差距的 86.6% 和 91.6%。^③

表 6 城镇家庭总消费和娱乐消费差距的基尼系数及模型的解释度

	2002 年		2009 年	
	总消费	娱乐消费	总消费	娱乐消费
原始数据计算的基尼系数	0.3452	0.7033	0.3762	0.7116
估计数据计算的基尼系数	0.3021	0.6230	0.3256	0.6519
残差对消费差距的解释度(%)	12.50	11.42	13.45	8.39
模型对消费差距的解释度(%)	87.50	88.58	86.55	91.61

从表 6 可知,不管是总消费还是娱乐消费决定方程,加入可支配收入这一变量大大提高了模型的解释力度。无论是用基尼系数,还是用泰尔指数或变异系数作为消费差距的度量指标,每种因素对收入差距贡献度的排序没有变化,因此,本文仅使用基尼系数作为消费差距的度量指标,基于回归方程的分解方法研究各影响因素对消费差距的贡献度。

基于回归方程的收入差距分解方法可以对决定消费差距的各个因子按其重要性进行排序,进而找到影响消费不平等的重要因素。在表 7 中我们报告了 2002 年和 2009 年消费决定方程中 8 个因素对于总消费差距和娱乐服务消费差距的贡献。

由表 7 可知:城镇家庭可支配收入各年对两种消费差距的贡献度均达到了 40% 以上。与总消费差距相比,收入水平的提高,会更为拉大娱乐消费差距,2009 年收入对娱乐消费差距的贡献度达到了 47.7%。说明缩小消费差距的根本仍在于缩小收入差距,增加低收入群体的收入水平不仅可以降低基本生存型消费的不平等,更能降低享受发展型消费的不平等,这大于 Blundell 等(2008) 发现的发达国家收入冲击作用于消费不平等 20% 的贡献程度和保险平滑机制效应。

① 本文采用年份-区域-出生组三个维度,计算出不同年份、不同区域和不同出生组内的基尼系数表示消费不平等。

② 限于篇幅,我们没有报告基础回归方程的估计结果,有兴趣的读者可向作者索要。

③ 考虑到本部分的样本期,2002 年是起始年份,而 2009 年为最末年份,所以本文仅列出了这两年的估计结果,主要目的是考察各变量对消费差距贡献的时间趋势。

表 7

2002 年和 2009 年消费差距影响因素的分解

变量	2002 年				2009 年			
	总消费		文化娱乐消费		总消费		文化娱乐消费	
	Gini	%	Gini	%	Gini	%	Gini	%
可支配收入	0.1213	40.152	0.2812	45.140	0.1429	43.890	0.3111	47.727
性别	0.0209	6.921	0.0482	7.738	0.0191	5.870	0.0413	6.329
年龄	0.0211	6.985	0.0314	5.047	0.0206	6.336	0.0373	5.723
教育	0.0249	8.250	0.0660	10.598	0.0276	8.475	0.0638	9.783
职业	0.0209	6.926	0.0614	9.850	0.0236	7.255	0.0599	9.196
抚养系数	0.0208	6.896	0.0414	6.651	0.0220	6.753	0.0439	6.730
家庭规模	0.0330	10.929	0.0419	6.720	0.0305	9.372	0.0424	6.511
区域	0.0391	12.941	0.0514	8.257	0.0392	12.054	0.0522	8.001
总基尼系数	0.3021	100	0.6230	100	0.3256	100	0.6519	100

对于总消费差距而言,区域、家庭规模和教育贡献度排在第二大类重要因素。相比 2002 年,2009 年区域和家庭规模对消费差距的贡献度有所下降,而教育的贡献度却有所上升。广东的珠三角、东翼、西翼和粤北山区四大经济区域的经济差距显著影响了城镇家庭的消费差距;此外,家庭规模的增加也会拉大消费差距;不同教育水平的回报率显著不同,且在此期间教育的回报率存在明显上升,教育对消费差距的贡献度理所当然相应上升了。

对于文化娱乐消费差距而言,教育、职业和区域的贡献度排在第二大类的重要因素,但相比 2002 年,2009 年这三种因素对消费差距的贡献度均有所下降,而收入水平的贡献度却有所上升。值得注意的是,提高教育水平,发展文化教育对缩小文化娱乐消费差距具有日益重要的作用。

性别、年龄和抚养系数对总消费和文化娱乐消费差距的贡献均在 5%~7% 之间,对两种消费差距仅起到微弱的作用,这也进一步说明了相比收入、教育等因素,目前中国消费不平等的年龄效应较小。

六、结论与政策建议

本文利用 2000-2009 年广东省城镇住户调查数据,详细度量了城镇家庭各种消费不平等的大小,采用出生组分解和回归分解方法,比较分析了消费不平等和收入不平等、总消费不平等和服务消费不平等的形成机制。研究发现:2000-2009 年,城镇家庭收入基尼系数基本在 0.326~0.366 之间变化,而消费基尼系数由 0.320 增长至 0.384,2004 年开始消费不平等高于收入不平等。除食物消费不平等外,服务消费及汽车、文化娱乐的消费不平等显著大于总消费不平等和收入不平等。更年轻的出生组(1970 年代和 1980 年代)存在更大的收入不平等和更大的消费不平等,但出生组的消费不平等效应大于收入不平等效应。城镇家庭可支配收入各年对总消费差距和文化娱乐消费差距的贡献度均达到了 40% 以上,对于总消费差距而言,区域、家庭规模和教育贡献度位居其次,而对于文化娱乐消费差距而言,教育、职业和区域的贡献度排在第二类重要因素。

降低收入不平等,提高人力资本,发展服务业,完善消费刺激政策对于缩小中国城镇消费差距和提高居民消费需求具有重要意义。第一,降低收入不平等是降低消费不平等的根本。政府应进一步完善收入分配制度,提高城市中低收入群体和农村居民的转移支付及社会保障程度,缩小城乡之间、地区之间和不同阶层之间的实际收入差距和消费差距,同时注重发挥城镇化释放农村居民服务消费及汽车、住房、家用设备消费需求的巨大潜力。第二,降低受教育程度不平等是缩小收入差距和消费差距的长期路径。政府应加大城乡教育投入、减少机会不均等,同时注重人力资本对缓解文化娱乐等享受发展型消费不平等的显著作用。第三,加快产业结构转型升级和发展服务业是扩大消费需求的重要途径。随着我国扩大内需的深入推进,培育新的消费增长点,发展服务消费日趋重要。政府应加快产业转型升级,刺激居民文化、娱乐消费需求,特别是要大力培育农村文化市场,制定鼓励和支持农村文化消费、中小二三级城市文化消费的相关政策。第四,完善消费刺激政策是扩大内需的重要短期手段。国家已实行的家电下乡、以旧换新、汽车下乡等政策促进了城乡之间耐用品消费的公平,我国消费刺激政策应继续拓宽至非日常耐用消费品、文化娱乐消费、节能消费和服务消费等领域,进一步对降低家庭消费不平等和扩大内需发挥作用。

参考文献:

1. 陈钊、万广华、陆铭 2010 《行业间不平等: 日益重要的城镇收入差距成因——基于回归方程的分解》,《中国社会科学》第3期。
2. 戴平生、庄赞 2012 《农村居民消费不平等的微观结构分析》,《统计与信息论坛》第5期。
3. 范金、杨中卫、坂本博 2012 《中国城镇居民消费差距的动态演进及分类决定》,《管理评论》第7期。
4. 瞿晶、姚先国 2011 《城镇居民收入不平等分解研究》,《统计研究》第11期。
5. 曲兆鹏、赵忠 2008a 《老龄化对我国农村消费和收入不平等的影响》,《经济研究》第2期。
6. 邹红、喻开志 2011 《劳动收入份额、城乡收入差距与中国居民消费》,《经济理论与经济管理》第3期。
7. Aguiar M. A. and M. Bils. 2011. "Has Consumption Inequality Mirrored Income Inequality." NBER Working Paper 16807.
8. Attanasio O. E. Battistin and H. Ichimura. 2004. "What Really Happened to Consumption Inequality in the US." NBER Working Paper 10338.
9. Attanasio O. E. Hurst and L. Pistaferri. 2012. "The Evolution of Income, Consumption, and Leisure Inequality in the US 1980 – 2010." NBER Working Paper 17982.
10. Barreti G. F. T. F. Crossley and C. Worswick. 2000. "Demographic Trends and Consumption Inequality in Australia between 1975 and 1993." *Review of Income and Wealth* 46(4): 437 – 456.
11. Blundell R. and I. Preston. 1998. "Consumption Inequality and Income Uncertainty." *The Quarterly Journal of Economics*, 113(2): 603 – 640.
12. Blundell R. L. Pistaferri, and I. Preston. 2008. "Consumption Inequality and Partial Insurance." *American Economic Review*, 98(5): 1887 – 1921.
13. Cai H. B., Y. Y. Chen, and L. Zhou. 2010. "Income and Consumption Inequality in Urban China: 1992 – 2003." *Economic Development and Cultural Change* 58(3): 385 – 413.
14. Deaton A. and C. Paxson. 1994. "Inter-temporal Choice and Inequality." *Journal of Political Economy* 102(3): 437 – 467.
15. Heathcote J. 2009. "Discussion of Heterogeneous Life – Cycle Profiles, Income Risk and Consumption Inequality." *Journal of Monetary Economics* 56(1): 40 – 42.
16. Krueger D. and F. Perri. 2006. "Does Income Inequality Lead to Consumption Inequality? Evidence and Theory." *Review of Economic Studies* 73(1): 163 – 193.
17. Lise J. and S. Seitz. 2011. "Consumption Inequality and Intra – household Allocations." *Review of Economic Studies* 78(1): 328 – 355.
18. OECD. 2008. "Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries." Available at <http://www.nber.org/papers>.
19. Ohtake F. and M. Saito. 1998. "Population Aging and Consumption Inequality in Japan." *Review of Income and Wealth* 44(3): 361 – 381.
20. Pendakur K. 1998. "Changes in Canadian Family Income and Family Consumption Inequality between 1978 and 1992." *Review of Income and Wealth* 44(2): 259 – 282.
21. Qu Z. P. and Z. Zhao. 2008b. "Urban – Rural Consumption Inequality in China from 1988 to 2002: Evidence from Quantile Regression Decomposition." IZA Discussion Paper 3659.
22. Slesnick D. T. 1993. "Gaining Ground: Poverty in the Postwar United States." *Journal of Political Economy* 101(1): 1 – 38.
23. Wan G. H. and Z. Y. Zhou. 2005. "Income Inequality in Rural China: Regression based Decomposition Using Household Data." *Review of Development Economics* 9(1): 107 – 120.

The Measurement and Decomposition of Consumption Inequality of Urban Household in Guangdong Province

Zou Hong and Yu Kaizhi

(Southwestern University of Finance and Economics)

Abstract: Using the data from 2000 – 2009 Urban Household Survey in Guangdong Province, this paper measures different kinds of consumption inequality. Based on methods of birth cohort decomposition and regression decomposition, we compare the mechanism of consumption inequality with that of income inequality and entertainment consumption inequality respectively. The study finds that from 2000 to 2009, the Gini coefficient of income increases from 0.326 to 0.366, and the Gini coefficient of consumption increases from 0.320 to 0.384. The consumption inequality of entertainment car and house is significantly greater than the total consumption inequality and income inequality. Younger birth cohorts (1970s and 1980s) have greater income inequality and greater consumption inequality than older birth cohorts. The disposable income of urban household has more than 40% contribution to total consumption inequality and entertainment consumption inequality. Reducing income inequality, improving human capital, developing the services industry and improving stimulus policies on consumption play important roles on reducing household consumption inequality and expand domestic demand.

Key Words: Consumption Inequality; Birth Cohort Decomposition; Regression Equation Decomposition; Expand Domestic Demand

JEL Classification: D12, D31, E21

(责任编辑:陈永清)