

中国城镇地区消费不平等演变趋势

——新视角与新证据*

赵 达 谭之博 张 军

内容提要:本文利用不同收入群体消费支出结构差异,基于中国城镇住户调查丰富详尽的消费支出数据,同时修正了不同收入群体的报告误差和不同消费品支出的测量误差,重新测度了 1993—2010 年中国城镇地区消费不平等程度及其演变趋势。误差调整后的实证分析结果表明,部分文献中“消费不存在瞒报”的假设存在较大问题,以修正后的中国城镇地区高、低收入群体平均消费总支出之比核算的消费不平等在 18 年间上升了 67%,远大于直接使用原始消费总支出数据所得的 36%。具体而言:时间趋势层面,消费不平等在 1993—2007 年经历了快速上升,2008 年后有所缓解;群体分布层面,高收入群体与社会其他群体间的差异是消费不平等上升的重要推动力量;群体瞒报层面,2002 年以来,相对于低收入群体,高收入群体存在严重的消费支出低报问题且低报程度保持稳定,而中等收入群体则存在轻微高报问题。本文为重新认识中国城镇地区消费不平等的演变趋势奠定了基础,有助于准确把握消费不平等程度,有的放矢地推行再分配政策。

关键词:消费不平等 恩格尔曲线 误差修正

作者简介:赵 达,复旦大学经济学院博士研究生,200433;

谭之博,复旦大学经济学院讲师,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(2017)06—0115—15

一、引 言

不平等问题是中西方学术界和公共政策界争论的焦点。在中国,无论是北京大学中国社会科学调查中心计算所得的 2012 年家庭净财产基尼系数 0.73,还是西南财经大学中国家庭金融调查中心发布的 2010 年全国居民收入基尼系数 0.61,抑或是中国国家统计局公布的 2012 年全国

* 基金项目:国家社会科学基金重大项目“我国经济发展新常态的趋势性特征及政策取向研究”(15ZDA008);国家自然科学基金重点项目“推动经济发达地区产业转型升级的机制与政策研究”(71333002);国家自然科学基金青年科学基金项目“促进企业创新的金融市场特征研究:基于金融结构与互联网金融发展的视角”(71603057)。作者感谢北京大学第二届新结构经济学专题研讨会(冬令营)、第六届中国劳动经济学者论坛(季会)与会学者以及匿名审稿专家的宝贵意见。

居民收入基尼系数 0.47,均会在全社会引起较大争议(Xie 和 Zhou,2014)。不过,关于不平等的有关争论并不限于数字本身,其引发的各种经济社会问题同样令人担忧:中央财经领导小组办公室主任刘鹤在《两次全球大危机的比较研究》中指出,收入分配差距过大是危机前兆。^①同时,考虑到当前众多议题,如全球化与不平等(Ezcurra 和 Rodríguez-Pose,2013)、量化宽松货币政策与不平等(Saiki 和 Frost,2014)、老龄化与不平等(Zhong,2011)、消费刺激与不平等(Auclert 和 Rognlie,2016)均将不平等作为因变量或自变量进行分析,因此关于不平等程度的讨论不仅从未停止,而且愈演愈烈。

不平等在经济层面主要表现为财富不平等、收入不平等和消费不平等(Attanasio 和 Pistaferri,2016)。现有讨论集中于探讨财富不平等以及收入不平等的测度、趋势、成因、应对政策等,薛宝贵、何炼成(2015)对此进行了综述,而对于消费不平等的关注度却远远不足。不过,与财富或收入相比,消费不平等在以下四个维度更为重要。首先,在微观层面,由于收入的增加只有被消费掉,才能带来真实效用提高,所以消费与居民福利联系更为紧密,真正地反映了家庭的生活质量;不仅如此,消费能反映各种不同类型收入水平(如居民暂时性收入、永久性收入、信贷收入、政府和私人转移支付、真实社会保障、难以估计的灰色收入等)以及具有存量属性的财富变动,从而综合体现一个家庭所能调动的社会资源,所以对于经济不平等的刻画更为全面^②,稳定性也更强(邹红等,2013;杨继东,2013)。其次,在宏观层面,全球金融危机以来中国净出口急剧萎缩,投资又受制于产能过剩,不可能成为内需增长的长期驱动力,因此将经济增长方式转向消费驱动迫在眉睫,而消费不平等则是居民消费率长期偏低且持续下降的重要原因(Auclert 和 Rognlie,2017;方福前,2009)。第三,在统计层面,由于数据缺失,有关财富不平等的研究大多停留在文献综述层面,收入不平等的估算又存在较大争议:Cai, Du 和 Wang(2010)认为特权及灰色收入导致收入数据不如消费数据准确,有鉴于此,无论是王小鲁(2010)还是白重恩等(2015),都将消费数据准确性作为间接推算“隐形收入”的前提,^③国内既往文献也无一例外地直接应用 UHS 原始消费数据进行分析,然而本文研究显示,这一假设面临严重挑战,因而已有文献关于“隐形收入”的估算结果误差可能较大,而关于消费不平等原因的结论也有待商榷。第四,在社会层面,极具创新能力的企业家,在市场竞争中得到相应超额收入回报和财富迅速积累均较为合理,不过由于物理、生理和时间维度的限制,超级富豪也遵循着“广厦万间,夜眠七尺;良田千顷,日仅三餐”的自然规律。而低收入群体尽管收入相对较低,但如果由于社会生产力进步导致其消费较为丰富,消费不平等并未严重恶化,不至于出现“朱门酒肉臭,路有冻死骨”的现象,那么即使高、低收入群体存在较大财富或收入差距,也不会引发社会动荡。因此对于消费不平等的把握能够更好地对群体性危机进行预警。总而言之,准确测度消费不平等程度,厘清消费不平等的演变趋势,不仅仅是对财富不平等和收入不平等研究的有益补充,而且对于衡量真实福利、消费刺激潜力,认知中国经济深层次问题,以及评估过往文献“隐形收入”估算的可靠性均具有重要现实意义。实际上,正是基于以上原因,自 20 世纪 90 年代,全球经济不平等研究重心由收入层面转向了消费层面(Attanasio 和 Pistaferri,2016)。

然而,由于统计数据质量问题,准确测度不平等在执行层面并非易事。虽然部分研究(李实、

① 国际货币基金组织前首席经济学家拉古拉迈·拉詹发现:2008 年危机前,面对日益严峻的贫富差距和与之相随的需求萎缩,美国政府不能也不愿推行改革从根本上解决问题。随手可得抵押信贷成了零成本的解决途径。正是这种“让穷人吃信贷”的思想导致了危机及后危机时期的经济衰退。

② 分别以收入和消费指标对贫困率等福利指标进行度量,结论差异较大(Meyer 和 Sullivan,2012)。

③ 他们假设,与收入和财富相比,家庭住户调查中的居民出于避税和保护隐私等考虑而瞒报消费的动机较小。而这一前提也是相关文献根据恩格尔定律和消费数据反推真实收入水平的逻辑起点。

罗楚亮,2011;白重恩等,2015;王小鲁,2010)努力修正了中国收入不平等估计中存在的误差,^①但是关于中国消费不平等的修正,目前仍为空白。“城镇住户调查改革研究”课题组(2012)指出了原始微观消费数据存在的问题:第一,与日常消费相比,需按月或按季回忆的偶尔发生的大项目支出(如旅游支出等)往往记录误差较大;第二,部分高收入住户拒绝接受调查,即便接受,也常存在低报问题;第三,一些家庭为图省事,仅记录部分项目消费支出情况。基于此,许宪春(2013)从基本概念、基本用途、口径范围、资料来源、计算方法、数据表现六个方面,对比了资金流量表中的居民可支配收入、支出法 GDP 中的居民消费和住户调查中的居民可支配收入。他发现,住户调查中居民消费数据存在一定程度低估。鉴于科学合理地测算消费不平等是众多前文所提议题的基础,而统计误差又较难通过直接调查手段加以解决,本文认为有必要积极探索蕴含以上三类误差的间接技术,同时也为校正其他含有消费支出信息的数据库提供一般解决方案。

方法论层面,Browning 和 Crossley (2009)、Aguiar 和 Bils (2015)指出,在无法准确核算消费总支出的情况下(即仅有部分项目消费信息可得),可以利用恩格尔曲线,通过比较不同收入群体的支出结构差异,反推消费不平等程度。^②直观上,如果相比于低收入群体,高收入群体的奢侈品与生活必需品消费支出之比增长更快,则表明消费不平等程度加大。^③可以看到,该方法具有以下优点:第一,有效控制了不同收入群体间的差异,修正了特定群体的测量误差(如高收入住户倾向于低报支出);第二,考虑到了不同消费品属性的差异(如隐私商品和低值易耗品的误报);第三,控制了特定时期的测量误差(如社会观念及习惯变化引起某一时期全体社会成员低报);第四,由于恩格尔支出弹性法不要求获知家庭消费总支出信息,所以即使存在部分项目漏报,也不会影响消费不平等核算。基于以上四点优势,本文利用 1993—2010 年中国城镇住户调查(Urban Household Survey, UHS)微观消费支出数据重新测度了中国城镇地区消费不平等及其演变趋势,并与未经校正的收入不平等进行比较。本文发现:第一,高收入群体低报消费支出的情况不仅存在,而且较为严重(Cai 等,2010;杨继东,2013);第二,修正后的消费不平等程度远大于直接测度法计算(即 UHS 直接列报的消费总支出金额)的消费不平等程度,并超过未经修正的收入不平等程度;第三,2007 年前的 15 年间,消费不平等程度持续扩大,而全球金融危机后的消费不平等程度则相比于危机前三年有所下降。

由上所述,本文的贡献在于:第一,在重新划分消费支出细分项目的基础上,应用不同收入群体消费支出结构相异的思想,克服了消费总支出信息不准确等现实难题,首次对 UHS 微观数据进行了误差修正,科学地度量了消费不平等程度,为后续相关研究提供了可信保障。第二,虽然高收入群体低报问题已被广泛讨论,但通过计量模型对其大小进行量化尚属首次。第三,利用官方微观调查数据容量大、跨度长、覆盖广、代表性强、连续不间断、人口统计特征丰富等优势,本文刻画了消费不平等 18 年间的动态演进趋势,从而为相关课题研究(比如探究消费不平等拐点出现的经济社会原因和影响)提供了更宽阔的时间窗口。

二、文献回顾

关于消费不平等的研究始于 Cutler 和 Katz (1992),随后演化为三大方向:第一,合理测度消

① 由于数据匮乏,关于财富不平等的研究更是少之又少。

② 具体推导详见计量方法部分。

③ 以文化娱乐活动(奢侈品)和蔬菜、肉禽、瓜果(生活必需品)支出为例。图 1 显示,1993—2010 年间,高收入群体两种消费支出之比迅猛增长,而对于低收入群体,该比例却略有下降,说明消费不平等程度有所恶化。

费不平等与收入不平等动态演变趋势并进行相互比较(Aguiar 和 Bils, 2015; Attanasio, Hurst 和 Pistaferri, 2012; Jappelli 和 Pistaferri, 2010); 第二, 由消费数据本身入手, 基于消费支出子类分解, 核算各项消费支出对消费不平等的贡献; 第三, 基于经济社会变迁角度探讨消费不平等成因, 如人口老龄化、城乡人口迁移、教育水平提升、经济增长、货币政策再分配效应、信贷市场发展、劳动社会保障、户籍制度等(Blundell, Pistaferri 和 Preston, 2008; Krueger 和 Perri, 2006; 曲兆鹏、赵忠, 2008)。由于本文与前两个方向紧密相联且全面综述每篇文献并非本文重点, 所以下文仅选取相关度最高的主流文献进行简要述评。

具体而言, 曲兆鹏、赵忠(2008)基于 CHIP1988、1995、2002 年数据发现, 中国农村地区消费不平等的快速增长主要发生在 1988—1995 年, 而 1995—2002 年则是收入不平等出现快速增长的年份, 且总体来看, 消费不平等小于收入不平等。李林、赵昕东(2015)根据 CHIP1988、1995、2002、2007 年的数据指出, 中国城镇居民收入不平等大于消费不平等。邹红等(2013)利用 1989—2009 年 CHNS 数据分析认为, 中国消费不平等一直大于收入不平等, 不过前者不断下降而后者却日益上升。Cai 等(2010)对于以上实证结果不以为然: CHIP、CHNS 数据各轮调查间隔较长, 且大多采用季度记账、年度记账, 所以并不适合用来精确测度不平等尤其是消费不平等变迁。有鉴于此, 他们基于 Krueger 和 Perri (2006)的基本架构, 应用 1992—2003 年 UHS 未经校准的微观数据发现, 中国城镇地区收入不平等略小于消费不平等, 且两者走势紧密相联。杨继东(2013)同样采用 1992—2010 年 UHS 未经校准的微观数据发现, 1992 年以来中国消费不平等水平呈上升趋势, 其中教育、娱乐和交通通讯消费不平等上涨幅度更大, 而家庭设备用品和医疗保健支出项目的消费不平等程度则呈下降趋势。

不言而喻, 消费不平等作为上述几类文献的核心变量, 对它的准确度量是后续讨论的基础。^①然而遗憾的是, 尽管众多学者普遍认为中国统计数据中存在不可忽视的误差, 却鲜有文献对其进行修正, 这里归纳总结三方面原因: 第一, 绝大多数文章所用数据为省级加总的宏观数据, 难以进行误差修正。比如, 消费决策通常以微观家庭为主体, 而加总数据无法控制家庭成员人数、有收入者人数以及户主年龄等因素, 因而单就获得可比消费指标便已十分不易。第二, 基于微观数据的研究大多直接使用家庭消费总支出数据, 并未充分挖掘细分消费支出结构信息, 造成子项目消费信息的无谓损失, 从而无法解决高收入群体支出低报、部分消费支出项目存在漏报等客观偏误。第三, 受限于数据可得性, 国内研究很少使用微观面板数据, 缺乏对同一个家庭消费支出的连续观测, 从而在变量遗失问题或工具变量选择上捉襟见肘。

与国内文献形成鲜明对比, 正是考虑到数据质量是实证研究的灵魂, 国外相关研究始终十分重视数据评估和误差修正。Attanasio 等(2012)在比较了 CEX(Consumer Expenditure Survey)与 PSID(Panel Study of Income Dynamics)两个数据库关于消费不平等的测算结果后, 认为后者更合理精确。他们进一步分析指出, 针对原始 CEX 的校正程度大小, 是导致众多消费不平等测度以及后续原因探讨的文献结论出现相左的主要原因。Attanasio, Battistin 和 Ichimura(2004)利用美国 CEX 日记账层面的数据倒推季度频率的面访数据并进行了双向核验, 发现后者严重低估了 20 世纪 90 年代美国消费不平等增加程度。Browning 和 Crossley(2009)以及 Aguiar 和 Bils (2015)基

① Krueger 和 Perri(2006)利用未经校准的 CEX 数据发现, 1980—2010 年间, 美国收入不平等与消费不平等存在明显背离。然而, Aguiar 和 Bils(2015)利用校准后的 CEX 数据发现, 1980—2010 年间, 两者紧密相关, 从而间接否定了 Krueger 和 Perri (2006)随后对不平等提出的种种解释, 也再次说明对核心变量的准确测度是一切实证研究的前提。

于饱受争议的 CEX 数据,利用恩格尔曲线反推了家庭消费总支出水平。他们认为,由于该方法仅需部分支出信息,从而可以比较基于不同商品束所得外推结果,进行相互印证,使得测算结果更为稳健(Blundell 等,2008)。

与数据质量紧密相关的另一主要研究方向在于收入、消费不平等演变趋势的比较。生命周期理论指出,理性消费者在能够预期到收入波动的情况下,会在收入较高时储蓄并在较低时借贷以平滑消费。因此无论是美国、英国、澳大利亚、意大利、加拿大等发达国家还是巴基斯坦等发展中国家,消费不平等程度均显著小于收入不平等程度(Jappelli 和 Pistaferri,2010)。本文基于 UHS 微观数据发现,虽然未经误差校正的原始数据支持了中国城镇地区消费不平等与收入不平等程度相当且变化趋势类似的国际经验,但利用恩格尔支出弹性法校正原始家庭消费总支出数据后,消费不平等在 1993—2007 年间经历了快速上升,远远超过了收入不平等程度,这一发现可能意味着中国城镇地区收入不平等低估问题确实较为严重。

总之,与以往文献相比,本文充分挖掘了 UHS 所拥有的面板特性、日记账更为精确、年度长远且连续、各细分消费支出记录极为详细、人口统计特征丰富等优势,巧妙地利用了各收入群体支出结构的差异性,对原始数据进行了校正,以期对相关领域后续研究奠定坚实基础。

三、数据与方法

(一)数据

本文数据来源为中国国家统计局城镇调查队开展的城镇住户调查(Urban Household Survey, UHS),时间跨度为 1993—2010 年,范围涵盖 16 个省(直辖市)^①的城市市区和县城关镇居民委员会行政管理区域内的住户,是国家计算城镇 CPI、各行业、各职业居民收入以及失业水平的基础性微观数据库,采用科学分层抽样方法,因而具有广泛代表性。^② 具体来说,调查变量涵盖了家庭成员人口特征、家庭总收入、可支配收入、劳动收入、家庭总支出以及多达 260 余项的子项目支出。根据 UHS 规定,经常性调查户每年轮换 1/3,即每年有 1/3 的调查户退出调查,并再抽选 1/3 的新调查户替代退出家庭,因而构成连续微观面板。可以看到,与国内其他微观数据库相比,该数据具有时间跨度长且连续、持续跟踪、消费信息丰富等优势,便于分离特定时点的消费偏好冲击。为了衡量实际收入、支出并进行跨年比较,本文选取城镇 CPI 指数对收入和支出名义变量进行处理,以剔除价格变化的影响。进一步,根据 Aguiar 和 Bils (2015)对于样本的选择,并结合中国一般家庭基本特征,本文选取户主年龄介于 25 岁和 64 岁之间的住户,最终得到 71716 个家庭,共计 170056 个观测值。

(二)计量方法

本文对原始消费支出数据的误差修正采用 Aguiar 和 Bils (2015)所提两阶段计量模型(恩格尔支出弹性法)。该模型第一步需要求解 12 类消费品的支出弹性,第二步通过构造一个简单的需求系统估计消费不平等的演化。

这里用 $h=1,2,\dots,H$ 表示家庭, $g=1,2,\dots,G$ 代表消费品种类, t 为年份。同时,为了衡量群

① 这些省份(直辖市)包括北京、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。

② 具体包括:(1)户口在本地区的常住非农业户;(2)户口在本地区的常住农业户;(3)户口在外地、居住在本地区半年以上的非农业户;(4)户口在外地、居住在本地区半年以上的农业户。

体消费不平等,本文依据可支配收入水平将家庭划分为五组(低收入、中低收入、中等收入、中高收入、高收入),分别用 $i=1,2,3,4,5$ 表示。所以 c_{hgt} 代表家庭 h 在 t 年对 g 类消费品的记账支出,相应地, C_{ht} 为家庭 h 在 t 年的消费总支出。本文进一步假设统计局所列数据 c_{hgt} , 包含前文所述的来源于不同消费品、不同收入组和非系统家庭异质性三方面的记录误差,即

$$c_{hgt} = c_{hgt}^* e^{\eta_{hgt}} \quad (1)$$

其中, c_{hgt}^* 为真实消费支出,同时,误差项 η_{hgt} 细化为:

$$\eta_{hgt} = \mu_t^g + \pi_t^i + \kappa_{hgt} \quad (2)$$

μ_t^g 表示 t 年 g 类消费品核算误差,即“结构性效应”(如需要按月或按季回忆的偶尔发生的大项目支出常存在误报); π_t^i 表示 t 年 i 收入群体存在的共性误差,即“总量效应”(如高收入群体可能倾向于低报所有消费支出); κ_{hgt} 表示 t 年家庭 h 在 g 类消费品支出上的非系统性误差,换言之,这里允许任何家庭在任何消费品支出项目上都可能存在不同程度瞒报,即“异质性效应”。本文遵循经典假设,在给定 μ_t^g 和 π_t^i 后, κ_{hgt} 的条件期望被正规化为 0。

这里首先将恩格尔方程进行对数线性泰勒展开,^①用以估计第一阶段各类消费品的支出弹性。^② 具体地,家庭 h 在 g 消费品上的支出与消费总支出的关系可用一阶泰勒展开式表示如下:

$$\ln(c_{hgt}^*) - \ln(\bar{c}_{gt}^*) = \alpha_{gt}^* + \beta_g \ln(C_{ht}^*) + \Lambda_g \Theta_h + \epsilon_{hgt} \quad (3)$$

其中 \bar{c}_{gt}^* 代表样本内所有家庭于 t 年在消费品 g 上的平均支出。 Θ_h 为包含家庭人数(小于等于 2 人、3 至 4 人、5 人及以上)、家庭中有收入者人数(小于 2 人、2 人及以上)、户主年龄(25~37 岁、38~50 岁、51~64 岁)三类家庭人口特征的虚拟向量,^③选取这些变量是为了尽可能地控制家庭异质消费偏好影响。截距项 α_{gt}^* 蕴含了 g 类消费品支出在 t 年遭受的冲击,如不同消费品相对价格变动导致的消费支出调整,因此本文计量模型考虑到了样本期内价格波动所引起的需求改变。需要特别强调的是 β_g 并不随着时间发生变化,这意味着 12 类消费品的支出弹性在 18 年间必须保持稳定。随机项 ϵ_{hgt} 反映了不同家庭消费偏好随时间推移发生的变化,其同样遵循经典假设,即在给定消费总支出 C_{ht}^* 和支出弹性 β_g 后, ϵ_{hgt} 的条件期望为 0。

由真实数据情形下的关系式(3)可以得到基于观测数据构建的估计方程式:

$$\ln(c_{hgt}) - \ln(\bar{c}_{gt}) = \alpha_{gt} + \beta_g \ln(C_{ht}) + \Lambda_g \Theta_h + u_{hgt} \quad (4)$$

其中误差项 $u_{hgt} \equiv \pi_t^i + \kappa_{hgt} + \epsilon_{hgt}$, 即包括特定收入群体系统性误报、 t 年家庭 h 在 g 类消费品支出上的非系统性误差以及不同家庭消费偏好随时间推移发生的变化。此时,观测数据方程截距项 $\alpha_{gt} \equiv \alpha_{gt}^* + \beta_g (\ln C_{ht}^* - \ln C_{ht})$ 。注意,由于(4)式左侧减掉了消费支出在家庭层面的均值 $\ln(\bar{c}_{gt})$, 因此代表 t 年 g 类消费品核算误差的 μ_t^g 被差分消失。最后,本文基于(4)式,使用 2002—2004 年数据作为基准估计各消费品支出弹性 β_g 。

然而,直接估计(4)式存在技术层面难度:由于部分家庭在若干消费品项目上的支出为 0,导致

① 除非所有商品的支出弹性均为 1,否则恩格尔曲线将不满足全局对数线性(Deaton 和 Muellbauer, 1980b)假设。因此,对数线性设定仅适用于基准模型,稳健性检验部分(篇幅所限,可与作者索取)则将(3)式拓展为二次恩格尔函数加以考虑。

② 虽然由 Deaton 和 Muellbauer(1980a)提出的近乎理想的需求系统(Almost Ideal Demand System, AIDS)在计算支出弹性领域具有广泛应用,但并不能处理测量误差问题。

③ 注意,这里允许系数 Λ_g 在不同消费品项目间有所差异。

此时对数并不存在。有鉴于此,本文构造 $\tilde{c}_{hgt} = \frac{c_{hgt} - \bar{c}_{gt}}{\bar{c}_{gt}}$ 以替代(4)式左侧自然对数表达形式。^①第二个问题来自于个体误差的累积,导致总支出 $\ln(C_{ht})$ 与误差项 u_{hgt} 相关,造成内生性问题。参照 Aguiar 和 Bils (2015),本文利用可支配收入这一连续变量与收入群体虚拟变量构成的交叉项、滞后支出的平均值分别作为消费总支出的工具变量以保证估计量的一致性。^②

在第二阶段,本文通过需求系统(3)的逆函数,估计消费不平等及其演化趋势。为保证指标可比性,这里首先利用家庭人口特征作为等值因子以对消费总支出进行简单调整:

$$\hat{c}_{igt} \equiv \tilde{c}_{hgt} - \hat{\Lambda}_g \Theta_h \quad (5)$$

其中 $\hat{\Lambda}_g$ 为第一阶段所得虚拟向量系数的估计值。利用(3)和(4)式得到:

$$\begin{aligned} \hat{c}_{hgt} &= \alpha_{gt} + \pi_t^i + \beta_g \ln(C_{ht}^*) + \epsilon_{hgt} + \kappa_{hgt} \\ &= \alpha_{gt} + \pi_t^i + \beta_g \ln(C_{it}^*) + \beta_g [\ln(C_{ht}^*) - \ln(C_{it}^*)] + \epsilon_{hgt} + \kappa_{hgt} \\ &= \alpha_{gt} + \pi_t^i + \beta_g \ln(C_{it}^*) + \lambda_{hgt} \end{aligned} \quad (6)$$

其中,误差项 $\lambda_{hgt} = \beta_g [\ln(C_{ht}^*) - \ln(C_{it}^*)] + \epsilon_{hgt} + \kappa_{hgt}$ 。注意,上式第二行利用收入群体平均支出对家庭消费总支出进行了替换,以达到可以对各收入群体消费不平等进行刻画的目的。另外,由于(6)式包含常数项,所以这里仅能得到相对于低收入群体的估计值。具体来讲,本文以最低收入组的消费支出为参照系,估计 $\delta_{it} = \ln(C_{it}^*) - \ln(C_{1t}^*)$ 的大小,此时 δ_{it} 表示消费不平等程度。同时,为了消除年度数据噪音,这里对样本取三年平均(分别为 1993—1995 年、1996—1998 年、1999—2001 年、2002—2004 年、2005—2007 年、2008—2010 年)。^③

为了估计 δ_{it} ,本文采取如下步骤:第一,构造不同商品和年份的虚拟变量(变量前的回归系数即为 α_{gt})。第二,构造不同收入群体和年份的虚拟变量(变量前的回归系数即为 π_t^i)。第三,构造收入群体一年份变量与第一阶段估计出的 β_g 的交互项(变量前的回归系数即为 δ_{it})。第四,使用 \hat{c}_{hgt} 对上述解释变量进行回归。

值得注意的是, δ_{it} 估计量的一致性建立在以下假设之上:在控制住消费品一年份层面以及收入群体一年份层面的系统测量误差后,误差项所包含的 ϵ_{hgt} 和 κ_{hgt} 应与支出弹性保持正交。^④直观上,如果高收入群体在所有消费品尤其是奢侈品支出上存在偏差低报现象,本文模型将出现偏误,导致消费不平等程度被低估。反之,倘若高收入群体相对于必需品项目,高报其奢侈品支出,或低收入群体相对于奢侈品项目,高报其必需品支出,则将导致消费不平等程度被高估。由于前者可能与现实情况更为相符,所以本文估计值提供了对于消费不平等程度估计的下限。^⑤

① 这是因为当 c 较小时, $\ln(1+c) \approx c$ 。由于将自变量中的消费总支出对数替换为百分数对结果并无太大影响,为保持用词一致,下文仍用 \ln 标记。

② 选用可支配收入是因为消费总支出反映了永久性收入,而后者又与当前收入紧密相关。

③ 为了消除价格波动对特定家庭消费支出的影响,本文在回归方程中控制了商品一年份—人口特征交叉项,发现所得估计值与基准模型估计结果基本一致。

④ 由于 $\ln(C_{it}^*)$ 代表收入阶层 i 平均支出的对数值,所以 $E((\ln(C_{it}^*) - \ln(C_{it}^*)) | D_{it}) = 0$, $E(\beta_g D_{it} \times \beta_g [\ln(C_{it}^*) - \ln(C_{it}^*)] | \beta_g, D_{it}) = \beta_g^2 D_{it} E((\ln(C_{it}^*) - \ln(C_{it}^*)) | D_{it}) = 0$,从而误差项中的第一项并不影响 δ_{it} 的一致性。关于模型更为详细的论述可进一步参见 Aguiar 和 Bils (2015)。

⑤ 本文未能解决高收入样本代表不足问题,所以本文消费不平等估计值只是真实情况的下限。

四、实证结果

(一) 未经误差修正的消费、收入不平等演变趋势

在汇报误差修正后的消费不平等之前,这里首先描绘了直接测度法下,未经误差修正的消费、收入不平等演变情况。这样做一方面是为了与过往文献进行对比,借以论证 UHS 数据的一般代表性,另一方面则是与后文模型结果进行比较以凸显误差修正的必要性。具体地,这里根据可支配收入分布分位数,^①将样本划分为 5%~20%、20%~40%、40%~60%、60%~80%以及 80%~95%五个层级。^② 对于 5%~20%的低收入群体和 80%~95%的高收入群体,本文分别取其收入、支出的平均数之比作为不平等的直接度量指标。

通过观察表 1,可以总结以下四条基本事实:第一,1993—2005 年,无论是收入不平等还是消费不平等,在初始阶段均呈现出上升趋势(其中,总收入不平等程度由 1993—1995 年的 2.73 大幅上升到 2005—2007 年的 4.71),而后于 2006 年进入下行通道。不过,消费不平等在金融危机后相比于危机前有所抬升。第二,平均意义上,消费不平等程度略小于收入不平等程度,但变动趋势大体保持一致,这与曲兆鹏、赵忠(2008)结论类似。第三,总收入与税后收入不平等趋势几乎重合,说明个人所得税对收入分配差距的调节作用并不明显,这与岳希明等(2012)实证结果一致。第四,劳动收入不平等在 2000 年后增长较快,超越了总收入与可支配收入不平等程度。考虑到财产性收入一般会扩大收入差距,这说明转移支付在 2000 年之后对于收入的再分配效果愈发显著(刘柏惠、寇恩惠,2014)。总之,基于未经修正数据得到的分析结果与现有文献基本一致,然而后文显示,误差修正可能会对以上结论构成冲击。

表 1 收入和消费不平等演变趋势:直接测度法

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)Δln	(8)Δln
	1993— 1995	1996— 1998	1999— 2001	2002— 2004	2005— 2007	2008— 2010	1993—1995/ 2005—2007	2005—2007/ 2008—2010
劳动收入	2.55	3.21	3.66	4.97	5.07	4.42	0.69	-0.14
可支配收入	2.73	3.43	3.96	4.78	4.75	4.07	0.55	-0.15
总收入	2.73	3.43	3.96	4.71	4.71	4.13	0.55	-0.13
消费支出	2.36	3.19	3.56	3.98	3.89	3.37	0.50	-0.14

注:第(1)~(6)列的数值为依据可支配收入划分的高收入群体(80%~95%分位点)劳动收入、可支配收入、总收入、消费支出平均值与低收入群体(5%~20%分位点)劳动收入、可支配收入、总收入、消费支出平均值之比。第(7)、(8)列分别为第(5)列与第(1)列、第(6)列与第(5)列对数之差。

(二) 误差修正后的消费不平等演变趋势

由计量方法部分可知,为了得到关于消费不平等程度的一致估计量,首先需要在第一阶段计算各消费品项目支出弹性,同时要求这些支出弹性在 1993—2010 年间保持稳定。中国国家统计局

① 之所以选用分位数而非基尼系数,主要便于与后文的结果进行比较。另外,岳希明、李实(2013)指出,国家统计局数据存在高收入住户代表性不足问题,可能使现在公布的基尼系数出现 2 到 3 个百分点的波动,采用分位数方法进行刻画可以反映更多信息,避免异常值干扰。

② 样本数据显示,城镇居民收入主要是货币收入,而非农村居民收入中自产自用的实物性收入,因此本文采用可支配收入口径划分城镇地区收入阶层。

局虽然已将消费支出划分为 8 大类(即(1)食品;(2)衣着;(3)居住;(4)家庭设备用品及服务;(5)医疗保健;(6)交通和通信;(7)教育文化娱乐用品及服务;(8)其他商品和服务),但如表 2 所示,已有文献表明这样的分类并不满足弹性稳定的基本要求,因而无法直接应用恩格尔支出弹性法。有鉴于此,本文试图充分发挥 UHS 消费支出信息颇为详细这一优势,依照三个原则对既有项目重新进行划分:第一,尊重国家统计局根据相似度大小进行的已有划分,并以此作为重分类基础,从而保证结果的直观性;第二,适当拓宽口径以保证任何消费品项目在 18 年样本期内的支出弹性保持稳定;①第三,适当收窄口径以保证各消费支出项目间的弹性保持足够变异性。

表 2 中国城镇居民家庭消费支出弹性:文献比较

地区	时期	家庭设备用品服务	医疗保健	交通	通信	教育	文化娱乐	居住	食物	衣着	来源
全国	1995—2010	—0.41	1.06	2.57	1.62	0.16	1.46	0.47	—	—	张颖熙(2014)
全国	2002	—	1.22	1.27		1.10	1.53	1.03	0.71	0.92	He 和 Li(2010)
珠三角	1993—2004	0.14	1.27	2.11		1.39		1.45	0.54	0.59	周先波、田凤平(2008)
长三角	1994—2004	0.52	1.80	2.09		1.51		1.25	0.65	0.75	周先波、田凤平(2008)

资料来源:根据相关文献整理。

遵循以上三原则,本文将消费支出项目重新划分为 12 个大类,具体如表 3 所示。② 这当中既包含蔬菜、肉禽、瓜果、服装、鞋等生活必需品,也涵盖了交通、文化娱乐服务等奢侈品,12 类项目支出之和约占总支出的 43.8%。值得再次强调的是,恩格尔支出弹性法并不要求获得所有消费品项目的支出信息。相反,理论上只需根据两种支出弹性不同的商品(如奢侈品和必需品)支出数据,即可运用前文所述方法估计消费不平等程度。引入更多消费品种类(如本文为 12 类)则是为了进一步增加消费品项目间的变异度,提高估计精度,保证结果更加稳健。③

表 3 中国城镇居民家庭消费支出弹性:2002—2004 年

商品种类	消费品支出占比 (单位:%)	(1)		(2)		含义
		支出弹性	标准误	支出弹性	标准误	
vt	11.69	0.43	(0.01)	0.37	(0.01)	蔬菜、肉禽、瓜果
cl	5.88	1.02	(0.02)	0.86	(0.01)	服装
sg	1.78	0.70	(0.01)	0.68	(0.01)	糖、酒、饮料
so	1.85	0.81	(0.01)	0.70	(0.01)	鞋类
cr	1.57	0.54	(0.03)	0.58	(0.02)	烟草
tn	3.18	1.71	(0.17)	1.83	(0.21)	交通
od	1.52	1.30	(0.03)	1.17	(0.03)	其他商品
en	6.55	0.85	(0.03)	0.99	(0.03)	教育

① 举例来说,倘若口径过小,仅包含自行车消费支出,则随着年代变迁,该项目便会由奢侈品变为必需品,无法满足弹性稳定性要求。

② 本文在翻阅了国内外大量弹性估计实证文献后,进行了耗时颇久的“拆解”和“重组”工作。

③ 这一点也可以在(6)式中得到印证:只要 β_u 存在变动(variation),便可以一致地估计系数 δ_{iu} 。

续表 3

商品种类	消费品支出占比 (单位: %)	(1)		(2)		含义
		支出弹性	标准误	支出弹性	标准误	
fp	2. 19	1. 04	(0. 02)	0. 98	(0. 02)	家庭设备
wy	4. 78	0. 45	(0. 01)	0. 39	(0. 01)	水电燃料及其他
re	1. 84	1. 77	(0. 06)	1. 58	(0. 05)	文化娱乐服务
sc	0. 92	1. 04	(0. 04)	1. 03	(0. 04)	其他服务
工具变量		收入和收入群体虚拟变量		滞后支出的平均值		

注: (1) 括号内为 bootstrap 标准误; (2) 第 1 列数据代表各类消费品支出在消费总支出中所占份额; (3) 其他商品涵盖金银珠宝首饰品、手表、理发美容用具、化妆品以及其他杂品; 文化娱乐服务包括参观旅游、健身活动、团体旅游、其他文娱活动以及文娱用品修理服务; 其他服务包括旅馆住宿、理发洗澡、美容以及其他服务。

表 3 依次列示了通过(4)式回归所得 12 类消费品的支出弹性。对比(1)列和(2)列估计结果, 本文发现两种工具变量对于各消费品支出弹性估计并无显著影响: 两列估计值的相关系数达到 0. 97, 差异平均值仅为 0. 04。因此, 后文分析将以第(1)列估计值为基础展开。同时可以看到, 大多数标准误较小, 这说明第一阶段支出弹性估计值精确度较高, 从而为第二阶段消费不平等程度的测算奠定了坚实基础。

由表 3(1)列可见, 文化娱乐服务类消费支出弹性最大(1. 77), 蔬菜、肉禽、瓜果类消费支出弹性最小(0. 43)。所以, 倘若高收入群体相比于低收入群体在高支出弹性类消费品(奢侈品)的支出相对于低支出弹性类消费品(必需品)的支出增长更快, 则表明消费不平等程度在上升。图 1 描绘了 1993—2010 年高、中、低收入群体文化娱乐服务支出与蔬菜、肉禽、瓜果支出之比的变迁态势。^① 可以清晰地看到, 对高收入组来说, 两者之比呈显著上升趋势(0. 16 到 0. 33), 而对于中等收入组和低收入组, 则分别略有上升(0. 12 到 0. 16)和下降(0. 12 到 0. 06)。因此, 高收入组支出比例对数于 1993—2010 年增长 0. 74($\ln(0. 332/0. 159)=74\%$), 低收入组则下降 0. 66($\ln(0. 062/0. 120)=66\%$), 不平等增加了 104. 5% ($((74-(-66))/(1. 77-0. 43))$), 远大于表 1 所示的 36%。同时, 高收入群体和低收入群体在奢侈品消费支出差距方面总体呈走阔趋势, 且在 2007 年左右达到顶峰, 表明消费不平等程度在这时达到最大, 这一模式与表 1 结果保持一致。

然而, 图 1 仅利用两种消费品项目支出作为反映消费不平等程度的载体, 并未体现剩余 10 种消费品的支出信息。有鉴于此, 图 2 进行了相应补充, 用以刻画高、低收入群体对于不同支出弹性消费品的支出变化情况: 纵轴表示 1993—2010 年间经过人口特征调整(即 \hat{c}_{hgt} 而非 \tilde{c}_{hgt})的高、低收入群体在各类消费品上的支出增幅之差(即 $[\ln(c_{5,g,2010})-\ln(c_{5,g,1993})]-[\ln(c_{1,g,2010})-\ln(c_{1,g,1993})]$), 横轴则代表相应商品支出弹性, 最终计算得到拟合直线斜率约为 0. 61, 这说明在支出弹性较大的商品项目上(如奢侈品), 高收入群体相对于低收入群体支出增长更多。如对于文化娱乐服务, 该数字约为 75%, 而对于蔬菜、肉禽和瓜果, 则保持稳定。这再次印证了消费不平等在 1993—2010 年间存在严重恶化这一论断。同时, 图 2 显示, 高收入群体教育支出(en)增幅远大于低收入群体, 这会对社会间成员流动造成不利影响。

在获得了有关消费不平等演变情况的直观印象后, 表 4 报告了基于(6)式的定量回归结果(即

① 以这两类商品为例, 在于两者支出弹性差异较大, 且两者支出份额较大从而代表性较强。

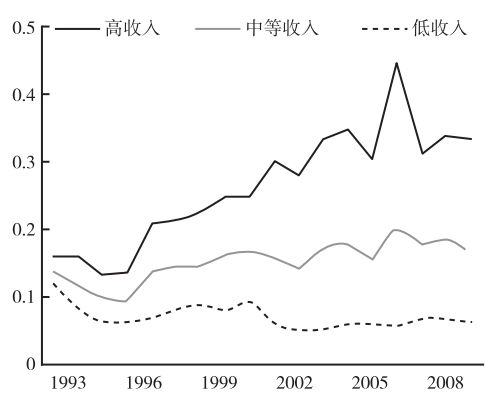


图 1 不同群体文化娱乐服务与蔬、肉、果支出之比

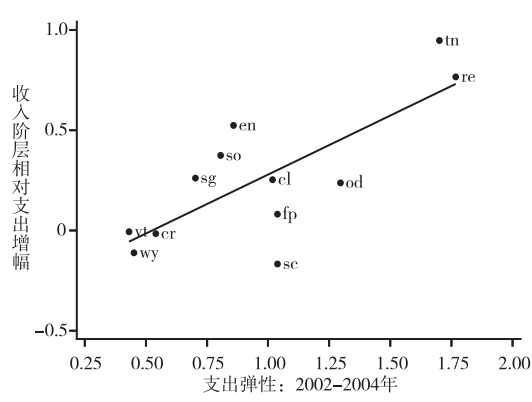


图 2 支出弹性与不同群体相对支出增幅

第二阶段)。首先,第(1)列数据显示,1993—1995 年,经过误差修正的消费不平等程度为 0.62(即 $\ln(1.9)$,其中 1.9 为高、低收入群体消费支出之比)。相比之下,未经误差修正的消费不平等程度较高,为 0.86(见表 1 第(1)列, $\ln(2.36)$,其中 2.36 为高、低收入群体消费之比),两者相差 0.24,说明两种方法在样本初期的差距虽然存在但并不巨大。然而 2005—2007 年间,利用恩格尔曲线法所得消费不平等程度相对于 1993—1995 年上升了 95%,直接测度法则仅为 50%(表 1 第(7)列),差异逐渐显现。其次,尽管两种方法估计结果不尽相同,但是相邻年份内的变动方向却几乎一致。根据国家统计局数据,2003—2008 年全国居民收入基尼系数分别为 0.479、0.473、0.485、0.497、0.485 和 0.491,随后逐步回落,2009—2012 年降低为 0.490、0.481、0.477、0.474、从而与表

表 4 消费不平等变迁:恩格尔支出弹性法

高收入与低收入	(1)	(2)	(3)	中等收入与低收入	(4)	(5)	(6)
1993—1995	0.62 (0.06)	0.57 (0.05)	0.53 (0.07)	1993—1995	0.17 (0.04)	0.17 (0.04)	0.16 (0.06)
1993—1995/ 1996—1998	0.21 (0.05)	0.33 (0.06)	0.29 (0.05)	1993—1995/ 1996—1998	−0.11 (0.05)	−0.14 (0.06)	−0.11 (0.05)
1993—1995/ 1999—2001	0.35 (0.05)	0.41 (0.07)	0.43 (0.07)	1993—1995/ 1999—2001	−0.11 (0.05)	−0.11 (0.06)	−0.11 (0.05)
1993—1995/ 2002—2004	0.77 (0.06)	0.81 (0.05)	0.76 (0.05)	1993—1995/ 2002—2004	0.05 (0.05)	0.05 (0.04)	0.08 (0.05)
1993—1995/ 2005—2007	0.95 (0.07)	1.05 (0.07)	1.02 (0.06)	1993—1995/ 2005—2007	0.04 (0.04)	0.04 (0.03)	0.06 (0.04)
2005—2007/ 2008—2010	−0.36 (0.05)	−0.38 (0.06)	−0.37 (0.07)	2005—2007/ 2008—2010	−0.25 (0.06)	−0.28 (0.07)	−0.23 (0.06)
回归方法	OLS	WLS	WLS	回归方法	OLS	WLS	WLS
第一阶段工具变量	收入	收入	支出	第一阶段工具变量	收入	收入	支出

注:(1)括号内为 bootstrap 标准误;(2)第一行(1)~(3)列数字代表 1993—1995 年间(以 m 标示)、高、低收入群体消费总支出之比的自然对数值: $\delta_{3m}=\ln(C_{3m}^*)-\ln(C_{1m}^*)$;(3)第一行(4)~(6)列数字代表 1993—1995 年间,中等收入与低收入群体消费总支出之比的自然对数值: $\delta_{3m}=\ln(C_{3m}^*)-\ln(C_{1m}^*)$;(4)第二至第六行则代表不同年间高、低群体消费不平等的演变情况,即 $\delta_{it}-\delta_{is}$,其中 t,s 为特定时间段, $i=5((1)-(3)$ 列)或者 $i=3((4)-(6)$ 列);(5)详细含义可参见(6)式。

4 变化趋势也基本吻合。所以本文认为:恩格尔支出弹性法所得实证结果虽与传统方法趋势保持一致,但在绝对程度维度上差异较大。第三,相比于高、低收入群体,中等收入与低收入群体间的消费不平等程度却保持基本稳定,仅在 2008 年后趋于缩小,而这或许与 2008 年股灾对于中等收入群体的影响有关。总而言之,中国城镇地区消费不平等的变动更多地表现为高收入群体与其他群体间的变异。

然而,OLS 方法忽略了 12 类消费品在消费总支出中所占份额差异,从而导致占比较小的消费品项目对估计结果造成过度影响。有鉴于此,本文以消费支出份额为权重,利用 WLS 方法重新进行第二阶段回归,结果如表 4 第(2)列所示。对比显示,WLS 法下消费不平等程度略有加强(仅初始年份数值较小,为 0.57)。

表 4 第(3)列则汇报了应用表 3 第(2)列支出弹性和 WLS 方法所估得的消费不平等程度及其变化率,与第(2)列相比,结果变化不大,最大相差 0.05。总而言之,无论是采用 WLS 方法还是更换工具变量,实证结果均保持稳健。

如前文所述,恩格尔支出弹性法的另一优势在于能够将不同收入群体的记录误差直接纳入分析框架,从而便于量化。表 5 结果显示,高收入群体的消费支出经历了高报、准确汇报和低报的过程(起始区间大于 0,而后逐渐减小,变为负数),并且低报幅度自 2002 年以来保持稳定。这一现象在一定意义上解释了样本期间高、低收入群体消费不平等程度(相比于直接测度法)由高估到低估的转变。不同的是,中等收入群体相比于低收入群体却出现了较低水平的高报。考虑到估计值的相对性和现实观察,^①本文倾向于认为低收入群体在绝对意义上存在低报,倘若如此,则高收入群体在绝对意义上的低报将更为严重。

表 5 不同收入群体测量误差(π_t^i)演变趋势

高收入与低收入	(1)	(2)	(3)	中等收入与低收入	(4)	(5)	(6)
1993—1995	0.29 (0.07)	0.29 (0.06)	0.35 (0.06)	1993—1995	0.12 (0.04)	0.12 (0.04)	0.14 (0.05)
1993—1995/ 1996—1998	0.00 (0.05)	0.01 (0.07)	0.02 (0.05)	1993—1995/ 1996—1998	0.13 (0.05)	0.13 (0.04)	0.13 (0.05)
1993—1995/ 1999—2001	-0.06 (0.02)	-0.05 (0.03)	-0.06 (0.03)	1993—1995/ 1999—2001	0.18 (0.06)	0.18 (0.05)	0.16 (0.06)
1993—1995/ 2002—2004	-0.31 (0.07)	-0.32 (0.06)	-0.29 (0.04)	1993—1995/ 2002—2004	0.14 (0.05)	0.12 (0.06)	0.13 (0.05)
1993—1995/ 2005—2007	-0.44 (0.05)	-0.47 (0.07)	-0.43 (0.04)	1993—1995/ 2005—2007	0.17 (0.05)	0.18 (0.07)	0.17 (0.06)
2005—2007/ 2008—2010	-0.31 (0.06)	-0.32 (0.04)	-0.29 (0.06)	2005—2007/ 2008—2010	0.13 (0.05)	0.15 (0.06)	0.14 (0.06)
回归方法	OLS	WLS	WLS	回归方法	OLS	WLS	WLS
第一阶段工具变量	收入	收入	支出	第一阶段工具变量	收入	收入	支出

注:(1)括号内为 bootstrap 标准误;(2)第一行(1)~(3)列数字反映了 1993—1995 年间(以 m 标示),高收入群体相比于低收入群体对消费总支出数据存在的误报情况,即 π_m^5 ;(3)第一行(4)~(6)列数字反映了 1993—1995 年间,中等收入群体相比于低收入群体对消费总支出数据存在的误报情况,即 π_m^3 ;(4)第二至第六行则代表不同年间误报演变情况,即 $\pi_t^i-\pi_s^i$,其中 t,s 为特定时间段, $i=5((1)-(3)$ 列)或者 $i=3((4)-(6)$ 列);(5)详细含义可参见(6)式。

① 为了领取政府各项转移支付,低收入群体往往存在一定的低报动机(Meyer 和 Sullivan,2012)。

通过对比表 4 消费不平等和表 1 收入不平等两组数据,本文发现,前者上升速度明显快于后者,这与经典消费理论相左。因为传统观点认为,通过借助保险等渠道,决策个体可以平滑消费以抵消预期到的收入冲击。世界上绝大多数国家的实证结果也显示,消费不平等水平一般弱于收入不平等(Jappelli 和 Pistaferri,2010)。本文认为,直接测度法下收入不平等的严重低估可以在一定程度上解释这一悖论,理由如下。

首先,现有文献已经意识到中国城镇地区收入不平等的严重低估问题。例如,李实、罗楚亮(2011)发现,2007 年经过修正的城镇地区个人收入基尼系数由原来的 0.34 上升到 0.42。许宪春(2013)综合运用银行业及相关金融业损益表等资料编制的资金流量表,来反推 UHS 中居民汇报收入后认为:在 2008—2009 年,基于前者计算的居民可支配收入是利用 UHS 直接推算的居民可支配收入的 1.4 倍。由于中高收入群体更容易出现在前者统计口径之内,因而这一发现以较大概率说明基于 UHS 所得收入不平等存在低估。白重恩等(2015)利用 2002 年和 2009 年的 UHS 数据发现,中国城镇地区居民收入越高,瞒报程度越高(主要体现为财产收入和工资收入)。而经过调整,以家庭总收入为基础计算的基尼系数将由原始的 0.31~0.34 上升到 0.45~0.51。王小鲁(2010)利用其自身调查数据计算发现:按城镇居民家庭 10% 分组,2008 年最高、最低收入家庭的实际人均收入相差 26 倍,而根据 UHS 数据计算,这一数值仅为 9 倍。^①

其次,一些文献认为社会保障制度不健全以及中国人特有的储蓄文化,是造成消费不平等大于收入不平等的重要原因(Cai 等,2010)。然而,根据曲兆鹏、赵忠(2008)的研究,中国农村地区消费不平等低于收入不平等。总而言之,考虑到中国高收入低估的严重性,以及中国农村地区社会保障水平虽远低于城镇地区,尚且满足“消费不平等小于收入不平等”这两大现实证据,本文初步认为,相比于社会保障缺失理论,收入不平等测量误差理论在解释中国城镇地区家庭消费、收入不平等悖论时更有说服力。^②

五、结论与政策建议

以往研究大多集中于收入不平等探讨,而财富数据的匮乏导致财富不平等的文献大多停留于综述阶段。在此背景下,对于消费不平等演变有一个准确把握,无论在宏、微观经济层面还是在统计、社会层面都具有重要意义。

然而,不同收入群体汇报误差、特定消费品测量误差以及非系统的家庭异质性误差的存在,使得直接使用 UHS 原始消费总支出数据衡量消费不平等存在较大偏误。有鉴于此,本文以消费结构视角切入,应用恩格尔支出弹性法分别考察高、中收入群体奢侈品与生活必需品之比相对于低收入群体的变化幅度,更加充分地提取了 UHS 丰富的消费支出信息。实证结果表明,1993—2007 年,中国城镇地区消费不平等快速上升,2008 年之后有所缓解,并且恩格尔支出弹性法测度的消费不平等程度远大于通过直接测度法衡量的消费不平等程度:前者认为,1993—2010 年,以修正后的

① 由于数据样本量、一般代表性、调研员专业性等原因,王小鲁(2010)的研究结论也备受质疑。

② 虽然这里定性认为收入不平等存在严重低估,但是同时应该注意到,本文研究结论在一定程度上直接否定了王小鲁(2010)和白重恩等(2015)对于收入不平等估计的前提假设(即“消费不存在瞒报”)。因此一个令人遗憾的结论是,在当前条件下无法直接找到精确地度量中国城镇地区收入不平等的数据以与本文修正后的消费不平等进行比较,因而无法回答在修正了收入不平等误差后,这一“悖论”是否仍然存在。但如前文所述,这并不代表消费不平等没有意义,恰恰相反,无论基于微观层面经济不平等综合评价维度,还是宏观需求调控角度,亦或学术严谨性,本文研究结论都有现实意义。

高、低收入群体平均消费总支出之比核算的中国城镇地区消费不平等在 18 年间上升了 67%，而原始数据背景下，该数值仅上升了 36%，相比之下，中等收入群体与低收入群体间消费不平等程度却较为稳定，这意味着中国消费不平等比过去所普遍了解的情况更加严重。其次，2002 年以来，高收入群体相比于低收入群体消费支出低报问题较为严重且保持稳定，而中等收入群体则相比于低收入群体存在一定程度的消费支出高报。

从本文实证结果来看，第一，中国城镇地区消费不平等程度长期保持增长趋势，而高收入群体相比于剩余社会成员增速较快为主要原因，同时图 1 显示，中国城镇地区消费不平等又表现为低收入群体消费支出水平的掣肘（绝对水平），而非其虽有增长却相比于高收入群体偏低这一种情况（相对水平）。因此，如何针对高、低收入群体分别推行更加有效的再分配政策，对于转变经济增长模式和社会稳定具有重大意义。第二，高收入群体低报问题是造成统计数据质量饱受诟病的重要原因，如何完善“统计法”、增强样本匿名性，以及设计能使高收入群体准确填报消费的激励机制（如提升高收入家庭记账报酬）已变得十分急迫。第三，2008 年前后，消费不平等水平在结束了多年来的提高后出现了降低，这既可能由全球性的金融危机造成，也可能产生于“刘易斯拐点”，篇幅所限，这些重要的研究课题留待今后进行深入探索。

参考文献：

1. “城镇住户调查改革研究”课题组：《城镇住户调查改革探讨》，《统计研究》2012 年第 9 期。
2. 方福前：《中国居民消费需求不足原因研究——基于中国城乡分省数据》，《中国社会科学》2009 年第 2 期。
3. 李林、赵昕东：《老龄化加剧了消费与收入不平等吗？——基于 CHIP 城镇数据的实证分析》，《消费经济》2015 年第 3 期。
4. 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。
5. 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。
6. 刘柏惠、寇恩惠：《政府各项转移收支对城镇居民收入再分配的影响》，《财贸经济》2014 年第 9 期。
7. 曲兆鹏、赵忠：《老龄化对中国农村消费和收入不平等的影响》，《经济研究》2008 年第 12 期。
8. 王小鲁：《灰色收入与国民收入分配》，《比较》2010 年第 48 期。
9. 许宪春：《准确理解中国的收入、消费和投资》，《中国社会科学》2013 年第 2 期。
10. 薛宝贵、何炼成：《我国居民收入不平等问题的研究综述》，《经济学家》2015 年第 2 期。
11. 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。
12. 岳希明、李实：《我们更应该相信谁的基尼系数？》，《华尔街日报》中文网，2013 年 1 月 24 日。
13. 岳希明、徐静、刘谦、丁胜、董莉娟：《2011 年个人所得税改革的收入再分配效应》，《经济研究》2012 年第 9 期。
14. 张颖熙：《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》2014 年第 5 期。
15. 周先波、田风平：《非参数估计方法在长江和珠江三角洲地区城镇居民消费支出分析中的应用》，《经济学（季刊）》2008 年第 4 期。
16. 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）》2013 年第 4 期。
17. Aguiar, M., & Bils, M., Has Consumption Inequality Mirrored Income Inequality? *American Economic Review*, Vol. 105, No. 9, 2015, pp. 2725—2756.
18. Attanasio, O., Battistin E., & Ichimura, H., What Really Happened to Consumption Inequality in the United States? NBER Working Paper No. 10338, 2004.
19. Attanasio, O., Hurst E., & Pistaferri, L., The Evolution of Income, Consumption, and Leisure Inequality in the US: 1980—2010. NBER Working Paper No. 17982, 2012.
20. Attanasio O. & Pistaferri L., Consumption Inequality. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 30, No. 2, 2016, pp. 3—28.
21. Auclert A. & Rognlie M., Inequality and Aggregate Demand, Working Paper, 2017.
22. Blundell, R., Pistaferri L., & Preston, I., Consumption Inequality and Partial Insurance. *American Economic Review*, Vol. 98, No. 5, 2008, pp. 1887—1921.

23. Browning, M. , & Crossley, T. , Are Two Cheap, Noisy Measures Better Than One Expensive, Accurate One? *American Economic Review*, Vol. 99, No. 2, 2009, pp. 99—103.
24. Cai, F. , Du, Y. , & Wang M. , Employment and Inequality Outcomes in China. *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 58, 2010, pp. 385—413.
25. Cutler, D. M. , & Katz, L. F. , Rising Inequality? Changes in the Distribution of Income and Consumption in the 1980s. *American Economic Review Papers and Proceedings*, Vol. 82, No. 2, 1992, pp. 46—51.
26. Deaton, A. S. , & Muellbauer, J. , An Almost Ideal Demand System. *American Economic Review*, Vol. 70, No. 3, 1980a, pp. 312—326.
27. Deaton, A. S. , & Muellbauer, J. , *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge, Cambridge University Press, 1980b.
28. Ezcurra, R. & Rodriguez-Pose, A. , Does Economic Globalization Affect Regional Inequality? A Cross-Country Analysis, *World Development*, Vol. 52, 2013, pp. 92—103.
29. He, J. , & Li, S. , Predicting Expenditure Patterns across Provinces in China, Development Research Center of State Council Working Paper, 2010.
30. Jappelli, T. , & Pistaferri, L. , Does Consumption Inequality Track Income Inequality in Italy? *Review of Economic Dynamics*, Vol. 13, No. 1, 2010, pp. 133—153.
31. Krueger, D. & Perri, K. , Does Income Inequality Lead to Consumption Inequality? Evidence and Theory, *Review of Economic Studies*, Vol. 73, 2006, pp. 163—193.
32. Meyer Eyer, B. D. , & Sullivan, J. X. , Identifying the Disadvantaged: Official Poverty, Consumption Poverty, and the New Supplemental Poverty Measure. *The Journal of Economic Perspectives*, Vol. 26, No. 3, 2012, pp. 111—135.
33. Saiki, A. , & Frost J. , Does Unconventional Monetary Policy Affect Inequality? Evidence from Japan. *Applied Economics*, Vol. 46, No. 36, 2014, pp. 4445—4454.
34. Xie, Y. , & Zhou, X. , Income Inequality in Today's China. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, Vol. 111, No. 19, 2014, pp. 6928—6933.
35. Zhong, H. , The Impact of Population Aging on Income Inequality in Developing Countries: Evidence from Rural China. *China Economic Review*, Vol. 22, No. 1, 2011, pp. 98—107.

Evolution of Consumption Inequality in Urban China

——New Perspective and New Evidence

ZHAO Da, TAN Zhibo & ZHANG Jun (Fudan University, 200433)

Abstract: By exploiting variations in consumption structure of households put forward by Aguiar and Bils (2015), this paper corrects the measurement errors of consumption expenditure reported by households with different incomes and the errors of expenditure in different consumption goods. Based on the correction, we reexamine the consumption inequality and its evolution in urban China during 1993—2010 by applying Urban Household Survey data, which contains detailed information on consumption expenditure. Empirical results show that consumption inequality (i. e. ratio of high income class to low income class in terms of total consumption expenditure) in urban China increased by 67% during the sample period, much were larger than the number 36% obtained from direct total consumption expenditure reported in the raw data. We also found that consumption inequality experienced a rapid increase till 2007 and began to decrease after 2008. Thirdly, under-reporting (over-reporting) became more evident for households with higher income (middle income) since 2002 (1993). All these results call for prudent attitude to previous empirical results.

Keywords: Consumption Inequality, Engel Curves, Corrections of Measurement Errors

JEL: D12, D63, P36

责任编辑:原 宏