

相对收入假说下的收入差距 对消费影响的研究^①

纪园园^{1,2} 宁磊³

(1. 上海社会科学院经济研究所; 2. 上海社会科学院数量经济研究中心;
3. 上海财经大学高等研究院)

研究目标: 在相对收入假说的框架下, 考察地区收入差距对家庭消费的影响, 并深入探讨其影响机制。研究方法: 利用城镇入户调查数据 (UHS), 并与宏观数据进行匹配, 构建面板固定效应模型进行估计。研究发现: 收入差距扩大确实对家庭消费有显著的抑制影响, 但考虑了地区平均收入后, 该影响显著下降, 且这一结论对于不同的消费结构以及不同的收入不平等测度指标均稳健。该文进一步的研究揭示, 产生这一现象的原因是基尼系数与地区平均收入负相关。研究创新: 在模型中考虑了相对收入假说, 指出其在分析收入差距对消费影响时的重要性。研究价值: 本文为收入差距等相关理论的研究提供了更多的经验证据, 在实践中为政府如何提升居民消费提供建设性意见。

关键词 收入差距 相对收入 消费结构 发展水平

中图分类号 F047.3 文献标识码 A

DOI:10.13653/j.cnki.jqte.2018.04.006

一、问题的提出

改革开放以来, 经过近几十年的发展, 人民生活水平越来越高, 但消费不振始终是困扰中国经济的一个难题^②。特别是在金融危机之后, 中国经济发展的外部环境变差, 出口受到严重影响, 内需不足的问题便显得尤为突出。关于总消费过低的问题, 国内学者做了许多分析研究^③, 其中一个很重要的原因就是收入差距的恶化导致总消费降低。

收入差距对家庭总消费的影响可以从宏观和微观两种角度来看: 从宏观总量的角度, 由于家庭边际消费倾向是递减的, 因此当收入差距扩大时, 高收入家庭虽然收入较高, 但其边

^① 本文获得上海社会科学院创新工程“数量经济学”学科创新团队项目、上海财经大学“中央高校基本科研业务费专项资金”(2017110133)、博士后科学基金面上项目(2016M601621、2017M611515)和上海市哲学社会科学规划青年课题(2017EJB007)的资助。特别感谢朱平芳教授在论文修改过程中提出的宝贵意见。

^② 前美联储主席伯南克于2016年3月份在一篇讨论中国面临的汇率困境的文章中着重讲了通过扩大政府转移支付增加内需的必要性, 详见: *China's Trilemma and a Possible Solution*. <https://www.brookings.edu/blog/ben-bernanke/2016/03/09/chinas-trilemma-and-a-possible-solution/>。

^③ 例如, 养老保险对家庭消费的影响(何立新等, 2008; 白重恩、吴斌珍等, 2012; 邹红等, 2013); 房价对家庭消费的影响(颜色和朱国忠, 201; 谢洁玉等, 2013; 李涛和陈斌开, 2014); 也有一些学者研究政策对消费的影响, 如“新农合”“新农保”对农村居民消费的影响(白重恩和李宏彬等, 2012; 马双等, 2011; 丁继红等, 2013; 蔡伟贤和朱峰, 2015; 马光荣和周广肃, 2014; 张川川等, 2015)。

际消费倾向低，低收入家庭虽然边际消费倾向高，但收入低，从而导致总消费降低；从微观家庭的角度，社会地位寻求理论认为家庭有寻求更高社会地位的动机，当收入差距扩大时，富裕家庭会通过减少消费增加储蓄从而保住社会地位，低收入家庭也会减少消费增加储蓄从而进入更高的社会阶层。但是，收入差距的变动往往伴随着地区平均收入的变动，而根据相对收入假说（Duesenberry, 1967；Carroll等, 1997），家庭的消费会受到地区平均收入的影响。相对收入假说最早由 Duesenberry（1967）提出，Duesenberry 将社会心理引入到消费与收入的关系中，研究了消费的示范效应与棘轮效应，其经济学含义是在短期内，个体的消费会受到经济波动的影响，而在长期内，个体的消费还受到示范效应的影响。其基本思想是个体在消费中会互相影响，并且互相攀比，是否把收入用于消费不仅仅是由其绝对收入决定，而且还由与别人的相对收入水平决定。因此，在研究收入差距对家庭消费的影响时，就需要将相对收入假说纳入到分析框架中，这也是本研究的初衷，即通过分析收入差距对消费影响时相对收入假说的重要性，从而达到降低估计偏误，提出更加合适的政策建议的目的。

从理论上讲，收入差距与地区平均收入的联动可以概括为以下三种情况：第一种情况，收入差距扩大是由高收入群体收入相对增加导致，此时收入差距与地区平均收入正相关，而平均收入增加会促进消费，抵消收入差距增加对消费的抑制影响，因此，如果不控制平均收入，则会低估收入差距的影响；第二种情况，收入差距扩大是由低收入群体收入相对减少导致，此时收入差距与平均收入负相关，而平均收入降低会抑制消费，叠加收入差距增加对消费的抑制影响，因此，如果不控制平均收入，则会高估收入差距的影响；第三种情况，收入差距的变动与平均收入无关，因此是否控制平均收入不影响估计的准确性。也就是说只有在第三种情况时，估计才不会有偏误，由此可见在分析收入差距对消费影响时考虑相对收入假说的重要性。本文即希望利用我国微观调查数据对此进行检验，并探讨以下核心问题：运用相对收入假说是否会影响收入差距对消费的抑制作用；若有影响，该作用有多大。

在本文中，我们利用 2002~2009 年的城镇住户调查数据（Urban Household Survey, UHS），从城市层面构造衡量收入差距的不同指标，在充分考虑了城市平均收入的基础上，借助于 UHS 家庭三年一轮换的特点，利用面板固定效应模型，估算了收入差距对家庭消费的影响。我们的研究发现，引入地区平均收入确实会降低收入差距的解释能力，但其对其他控制变量的解释能力影响甚微。进一步，针对不同消费品类型、不同地区经济发展程度，本文继续探讨了这一现象存在的普遍性。依据已有文献（如陈建宝和李坤明，2013；李江一和李涵，2016），将消费划分为生存型、享受型和发展型三大类^①，我们发现，在控制了相对收入（即地区平均收入）后，收入差距对这三大类消费的抑制作用均有较大幅度减小，尤其是发展型消费。同时，在控制了相对收入后，收入差距在发展程度不同的城市的抑制作用均显著降低，具体表现为其对发达城市的抑制作用最强，对中等发达城市的抑制作用次之，对欠发达城市的抑制作用最弱。

国内学者在分析收入差距对消费的影响时也是主要从宏观与微观两方面展开。由于在构造收入差距变量时需要大样本作支撑，因此很多研究直接省去了计算这些变量的步骤，直接利用宏观数据或模拟的方法进行分析。例如，王宋涛（2014）通过构建一个包含基尼系数的

^① UHS 数据对家庭各类消费支出均有详细说明，这里将食品、衣着、居住、交通和通信四项归类为生存型消费，主要用来满足日常生活；家庭设备用品及服务、医疗保健、文化娱乐服务归类为享受型消费，这类支出是生活品质的保证；将教育支出视为发展型消费，即对人力资本的投资。

多变量宏观消费函数模型,发现居民收入比重下降是居民消费下降的主要原因。杨旭等(2014)通过蒙特卡罗模拟分析了不同程度的收入差距对总体消费的影响,发现随着基尼系数的增加,总消费呈非线性递减的趋势。巩师恩和范从来(2012)利用省级面板,在考虑了信贷约束的情况下,发现不同经济发展水平下收入差距与消费之间的关系并不一致,并指出政府需要采取措施改善收入分配不平等的现状,才能有效地刺激消费。高帆(2014)通过1992~2012年省级面板数据分析了劳动者报酬占比、城乡收入差距和居民消费率三者之间的关系,发现平均消费倾向不仅会随着收入增加而不断下降,而且收入差距变大也会降低平均消费倾向。陈斌开(2012)使用1978~2008年省级面板数据分析了城乡收入差距扩大对中国居民消费需求的影响,发现城乡收入差距扩大对居民消费有显著的抑制作用。

近年来,随着家庭调查微观数据的大量应用,越来越多的研究者采用微观数据研究收入差距与家庭消费之间的关系。其中,金烨等(2011)就是极具代表性的一篇文献。他们利用UHS数据分析了收入差距扩大对消费抑制作用的內因,进而验证了其提出的理论观点,即人们为追求社会地位而储蓄的动机。杭斌和修磊(2016)也从地位寻求的角度出发,利用中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)数据分析了收入不平等对家庭消费的影响,发现社会地位高的家庭的消费带有炫耀性消费的动机,会显著影响社会地位较低的家庭的消费。杨汝岱和朱诗娥(2007)利用中国居民收入调查(Chinese Household Income Project Survey, CHIPS)1995年和2002年的数据分析了居民边际消费倾向与收入水平之间的关系,发现相对于高收入阶层以及低收入阶层,中等收入阶层的边际消费倾向是最高的。李江一和李涵(2016)利用中国家庭金融调查2011年与2013年的面板数据,从相对收入的角度研究了城乡收入差距对居民消费的影响,发现城乡收入差距扩大抑制了农村家庭的生存型和享受型消费,促进了其发展型消费,而对城市家庭的消费影响则相反。

以上文献虽然很多借助了相对收入假说的思想,但并没有详细区分收入差距与相对收入假说的交互影响。而随着行为经济学(Behavioral Economics)的发展,越来越多的研究强调相对收入假说的重要性。Drechsel-Grau和Schmid(2014)利用德国的数据,发现比家庭自身收入高的其他家庭的平均消费会显著影响自己的消费水平。Alvarez-Cuadrado和El-Attar(2012)利用美国数据发现,收入比自身高的其他家庭的平均消费也会显著提高家庭储蓄。Bertrand和Morse(2016)发现美国中产阶级的消费确实会受到更高收入阶层的影响。Karadja等(2017)利用瑞典的数据发现,相对收入甚至会影响到家庭对于再分配的态度,从而可能影响到收入差距。

与以上文献相比,本文将相对收入假说的理论引入收入差距对家庭消费的影响中,我们的创新点在于:在基础模型中考虑了相对收入假说,并通过与没有考虑相对收入假说的模型进行对比,强调了相对收入假说在分析收入差距对消费影响的重要性;利用微观数据,并采用面板固定效应模型进行估计,可以有效地控制不可观测的个体异质性,降低了估计偏误;将代表城市发展程度的宏观数据与微观数据有效匹配,从而分别讨论收入不平等对不同发达程度的城市居民消费影响,并提出更具有针对性的政策建议。

二、模型设定和数据处理

1. 模型设定

在本文中,我们将使用面板双向固定效应模型,来考察收入差距对家庭消费的影响。家庭消费行为与很多因素都密切相关,这其中既包括可以观测到的表示家庭特征的因素,也包括家庭固有的不可观测的因素,如风险偏好、家庭贴现率等。倘若遗漏这些不可观测的因

素, 则会导致模型的内生性问题, 从而使得估计产生偏误。面板固定效应模型的优势在于, 可以通过差分的方法控制住与时间无关的不可观测的家庭层面的异质性, 从而减少由不可观测因素带来的偏误。本文的基准模型为:

$$\ln(\text{cons}_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \times \text{gini}_{it} + \beta_2 \times \ln(\text{inc}_{it}) + \beta_3 \times \ln(\text{regioninc}_{it}) + \beta_4 \times X_{it} + \alpha_i + \text{year}_t + u_{it} \quad (1)$$

其中, cons_{it} 表示家庭消费支出, i 是个体维度, t 是时间维度; gini 表示基尼系数, 是收入差距的衡量指标; inc 表示家庭可支配收入; regioninc 代表家庭所在城市的平均收入; X_{it} 为其他控制变量, 包括户主的年龄、年龄的平方、性别、学历水平、婚否、家庭规模、少儿占比、老年人占比以及所在省份的虚拟变量等。此外, 我们还控制了年份固定效应 year_t 、个体固定效应 α_i , u_{it} 是误差项。式 (1) 中系数 β_1 的值反映了收入差距对家庭消费的影响, 是我们感兴趣的参数, 根据前面的理论分析, 我们预期收入差距对消费是抑制作用, 即 $\beta_1 < 0$; 系数 β_2 表示家庭收入对家庭消费的影响, 一般而言, 家庭收入越高, 则消费越高, 即 $\beta_2 > 0$; 系数 β_3 度量相对收入对消费的影响, 我们采用所在城市平均收入来衡量, 其所在城市家庭的平均收入越高, 人们的消费能力越强, 即 $\beta_3 > 0$ 。根据 Chamon 和 Prasad (2010) 的研究, 在中国不存在明显的消费习惯形成的证据, 因此本文中并没有考虑人们消费习惯对消费的影响, 体现在模型上即没有考虑消费的滞后项对当期消费的影响。目前国内很多学者利用微观数据研究家庭消费行为 (金烨等, 2011; 李江一和李涵, 2016; 杭斌和修磊, 2016) 也并未将消费习惯考虑其中。当然, 这也与微观数据本身的局限性有关, 国内较少有连续的家庭层面的微观面板数据。

本文主要从相对收入的角度考虑收入差距对家庭消费的影响, 因此, 在实证分析时, 我们同时考虑了不控制相对收入的式 (2), 并与式 (1) 的估计结果进行对比分析, 式 (2) 的形式为:

$$\ln(\text{cons}_{it}) = \gamma_0 + \gamma_1 \times \text{gini}_{it} + \gamma_2 \times \ln(\text{inc}_{it}) + \gamma_3 \times X_{it} + \alpha_i + \text{year}_t + v_{it} \quad (2)$$

其中, 被解释变量 cons_{it} 和解释变量 gini_{it} 、 inc_{it} 、 X_{it} 的定义与式 (1) 相同, α_i 表示个体固定效应, year_t 表示年份固定效应, v_{it} 是误差项。

2. 数据处理

本文使用的数据来自中国国家统计局的城镇住户调查 (UHS) 2002~2009 年的数据。城镇住户调查采用分层抽样的方式获得样本, 包含地级以上的市、县级市、市等, 所有样本每年轮换 1/3, 每三年全部轮换一次。该数据包含了 14 个省份, 分别来自东、中、西三个地区, 具有很强的代表性。其中, 东部地区包括 5 个省份, 分别是北京、辽宁、江苏、山东、广东; 中部地区包括 5 个省份, 分别是山西、安徽、河南、湖北、湖南; 西部地区包括 4 个省份, 分别是重庆、四川、云南、甘肃。2002~2009 年分别涵盖了 168 个、169 个、171 个、172 个、171 个、166 个、173 个、173 个城市 (地级以上的市)。

本文主要关心的被解释变量是居民消费。UHS 数据在家庭层面非常详细地记录了各类消费情况, 包括食品、衣着、居住、交通和通信、家庭设备用品及服务、医疗保健、教育文化娱乐服务、其他商品和服务等八大类消费类型。我们的研究以家庭为单位, 采用家庭消费性支出来衡量居民消费, 采用数据集中的可支配收入^①作为家庭收入的衡量标准。并且以

① 家庭可支配收入包括工资性收入、经营性收入、财产性收入和转移性收入。

2002 年为基年, 通过各省份 CPI 进行平减。假设家庭的消费决策都由户主决定, 因此户主的一些个人信息, 包括年龄、性别、教育程度等对家庭的消费支出也有重要的影响。这里, 户主的教育程度分为三个水平, 分别为初级水平 (即初中及以下)、中级水平 (即高中及中专) 和高级水平 (即大学及以上)。此外, 考虑到家庭消费还受到诸如家庭人口结构、户主婚姻状况等其他因素的影响, 我们也构造了相应的变量加以控制, 如家庭人口结构就包括家庭常住人口数、16 岁以下 (含 16 岁) 儿童在家庭常住人口中的比例 (即少儿占比)、65 岁以上 (含 65 岁) 老人在家庭常住人口中的比例 (即老年人占比)。

在城市层面, 对于表示城市收入差距的指标, 我们主要采用基尼系数衡量, 同时在稳健性检验中采用 P50/P10 (收入的 50 分位数与 10 分位数之比)、P90/P50 (收入的 90 分位数与 50 分位数之比) 和对数收入方差进行代替, 重新估计收入差距对家庭消费的影响。由于我们还研究了收入差距对不同地区家庭消费的影响, 因此还引入城市层面的人均 GDP 作为地区发达程度的代理变量。

在实际分析时, 参照已有文献通常做法, 我们剔除了户主年龄小于 25 岁或大于 75 岁的家庭; 并剔除了一些收入和消费出现异常值的样本, 其中包括可支配收入小于 100 元, 可支配收入最大的 10 个家庭, 消费大于收入的 5 倍, 或者消费大于 20 万元而且大于收入 2 倍的家庭; 只保留至少有两年观测值的家庭。最终得到 64033 个家庭, 共计 151921 个非平衡面板数据。表 1 和表 2 分别给出了家庭层面和城市层面回归变量的描述性统计。

表 1 家庭层面回归变量描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
可支配收入	151921	31116.08	23531.92	413.074	465626.6
家庭消费	151921	22613.32	18285.99	244.363	391876
生存型消费	151921	15729.19	12854.878	131.372	359331.3
享受型消费	151921	4567.881	6166.157	2.479	216761.5
发展型消费	151921	1506.138	3032.979	0	122876.7
家庭规模	151921	3.971	0.845	1	10
少儿占比	151921	0.247	0.170	0	0.8
老年人占比	151921	0.160	0.211	0	1
年龄	151921	48.394	11.113	25	75
户主教育水平	151921	1.968	0.805	1	3
户主婚姻状况	151921	0.942	0.234	0	1
户主性别	151921	0.704	0.456	0	1

注: 涉及收入与消费的变量单位均为元, 家庭规模单位为人。

从表 1 中可以看出, 家庭消费的平均值为 22613.32 元, 低于家庭可支配收入, 占比 72.67%。这也说明家庭的储蓄率非常高 (Chamon 和 Prasad, 2010)。如果将家庭消费简单分为生存型 (食品、衣着、居住、交通和通信四项)、享受型 (家庭设备用品及服务、医疗保健、文化娱乐服务三项)、发展型 (教育支出一项) 三大类, 则从家庭消费结构来看, 生存型消费平均值最大, 为 15729.19 元, 占总消费比例约 69.56%, 享受型消费次之, 为

4567.881元，占比20.20%，发展型消费最低，占比6.66%。从家庭结构来看，每户平均人口接近4，家庭的少儿占比为24.7%，老年人占比低于少儿占比，为16%，反映出样本所在的时间区间内人口老龄化问题尚未严重。从户主情况来看，户主的平均年龄约为48岁，平均受教育水平接近2，即高中或中专学历水平。已婚（已婚，1；未婚，0）比例高达94.2%。户主大部分是男性（男性，1；女性，0），占比为70.4%。

表2报告了城市层面的描述性统计。在城市之间的对比上，可以看出，虽然城市间基尼系数的均值较低，但方差较大，表明不同城市间收入差距波动很大，其他收入差距指标也表现出同样的特点。在城市内部收入差距方面，由P90/P50和P50/P10的值可以看出，城市内部中低收入群体间的收入差距要高于中高收入群体间的收入差距。在城市平均收入方面，城市层面的平均收入均值要低于家庭层面的可支配收入均值，表明某些城市的地区平均收入要远远低于全体样本的家庭层面可支配收入，这也说明城市之间的发展极不均衡。

表2 城市层面回归变量描述性统计

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
基尼系数	1363	0.276	0.047	0.123	0.540
对数收入方差	1363	0.292	0.127	0.049	1.773
P90/P50	1363	1.860	0.259	1.204	3.538
P50/P10	1363	2.060	0.624	1.200	12.021
城市平均收入	1363	27699.09	10443.98	9516.355	95988.23

图1描述了本文所用的2002~2009年城镇住户调查数据中显示的样本人均收入、消费和基尼系数随时间变化的情况。其中，左轴显示的是人均收入和消费，右轴为城市平均基尼系数。可以看出，随着经济的发展，人均收入与消费均呈增长趋势。基尼系数总体呈上升趋势，但在2009年出现了下降趋势，虽然我们选用的样本为城镇家庭，但这一趋势也与统计局公布的全国基尼系数一致。并且，同现有文献相比，本文计算的基尼系数趋势与金焯等(2011)一致。

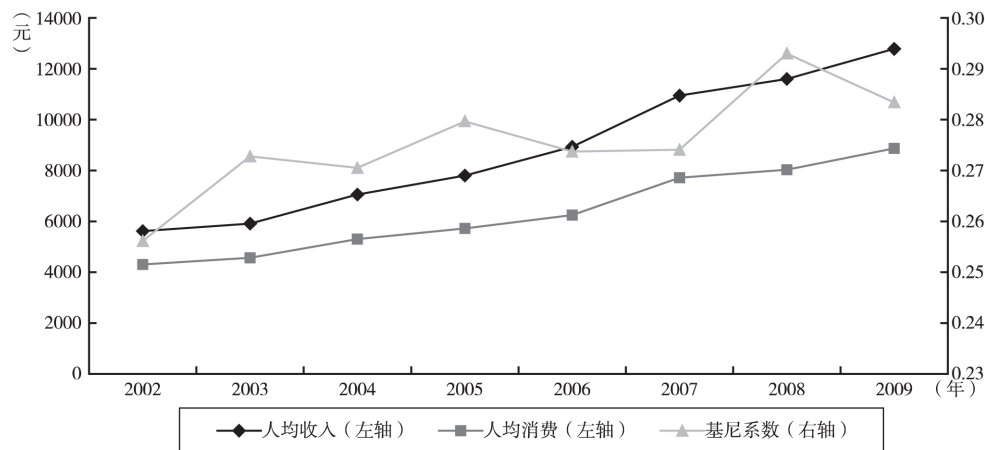


图1 人均收入、消费水平与收入不平等趋势

三、实证分析

1. 收入差距对家庭消费的影响

在本节中，我们将首先介绍基准模型的估计结论。表3的第1列和第2列报告了随机效应模型（RE）的估计结果，第3列和第4列报告了固定效应模型（FE）的估计结果，并且每种模型均分为未控制地区平均收入与控制地区平均收入两种情况。

从表3的结果不难看出，无论是随机效应模型还是固定效应模型，收入差距扩大对家庭消费均具有显著的负向影响，并且在控制了地区平均收入后，基尼系数对家庭消费的抑制作用减弱，即如果不控制地区平均收入，则会显著高估基尼系数对消费的抑制作用，高估程度在随机效应模型情况下高达17.5%（ $(0.422 - 0.359) / 0.359$ ），在固定效应模型情况下高达37.5%（ $(0.843 - 0.613) / 0.613$ ）。进一步，我们利用Hausman检验分析了两类模型的适用性^①，检验结果拒绝了随机效应模型假设，因此下面将以固定效应模型的结果为主进行解释分析。

与第（3）列相比，我们在第（4）列中考虑了相对收入假说，控制了地区平均收入。可以看出，地区平均收入确实对家庭消费有显著的正向作用，平均而言，在控制了其他因素的情况下，地区平均收入每升高1%，家庭消费将提升0.191%。在控制了地区平均收入之后，基尼系数对消费的抑制效果仍然显著，但其解释能力由-0.843下降至-0.613，下降了0.23。也就是说，收入差距每提升0.1个单位，同未考虑相对收入假说的情形相比，对家庭消费支出的影响降低2.3%，这与本文第一部分所述的第二种情形相符，即收入差距与地区平均收入负相关，若不控制地区平均收入，则会明显高估收入差距对消费的抑制作用。并且通过对比第（3）列与第（4）列的其他解释变量的估计值，我们还可以看出，是否控制平均收入并不会影响其他变量的解释能力，这更印证了我们之前的讨论，即地区平均收入的变动仅会影响收入差距的解释能力。我们将会在后继章节具体讨论其作用机制和原因。

接下来，我们以第（4）列为例详细解释其他变量的影响。家庭可支配收入对消费有显著正向影响，而且即使我们考虑了地区平均收入，家庭收入的影响并没有明显削弱，平均而言，在控制了其他因素的前提下，家庭收入每提高0.1个单位，消费提高7.13%。户主年龄与消费呈倒“U”形关系，但并不显著，这也与个体的消费曲线趋势一致。家庭人口规模与家庭消费呈现显著的正向关系，意味着家庭中人数越多，消费开支越大。从家庭内部结构来看，家中孩子的比例与家庭的消费呈现正向关系，但并没有显著的影响；老年人占比则与家庭的消费呈现负向关系，虽然老年人增多意味着可能的医疗支出增多，但同时意味着在食品、衣着以及交通通讯等其他方面的支出减少，因此导致结果不显著（李涛和陈斌开，2014）。在固定效应模型中，户主的性别和教育程度均不随时间变化，因此无法估计出其量化影响，这里我们以随机变量模型的结果为准。户主为男性的家庭显著低于户主为女性的家庭，反映了消费在性别上的差异。在教育方面，相对于户主教育等级在小学的家庭，随着教育等级的提高，家庭对未来收入的预期也就越高，家庭的永久性收入也在增加，因此家庭的消费也增大。

^① 我们利用Hausman检验得到的F统计量为145.57，显著拒绝了原假设，说明随机效应模型的假设条件不满足，也就是说不可观测的固定效应与模型中其他解释变量存在相关关系。

表3 收入差距对家庭消费的影响

	被解释变量: Ln (家庭消费)			
	(1) RE	(2) RE	(3) FE	(4) FE
基尼系数	-0.422*** (0.030)	-0.359*** (0.030)	-0.843*** (0.046)	-0.613*** (0.050)
Ln (城市平均收入)		0.246*** (0.007)		0.191*** (0.022)
Ln (可支配收入)	0.747*** (0.003)	0.725*** (0.003)	0.717*** (0.006)	0.713*** (0.006)
男性	-0.015*** (0.003)	-0.013*** (0.003)	—	—
年龄	0.004*** (0.001)	0.004*** (0.001)	0.003 (0.004)	0.003 (0.004)
年龄的平方/1000	-0.064*** (0.011)	-0.063*** (0.011)	-0.044 (0.038)	-0.046 (0.038)
已婚	-0.005 (0.006)	0.003 (0.006)	-0.001 (0.021)	-0.000 (0.021)
少儿占比	0.055*** (0.011)	0.056*** (0.011)	0.022 (0.021)	0.021 (0.021)
老年人占比	0.008 (0.010)	0.007 (0.010)	-0.005 (0.021)	-0.007 (0.021)
家庭规模	0.034*** (0.002)	0.037*** (0.002)	0.039*** (0.003)	0.039*** (0.003)
高中及中专	0.031*** (0.003)	0.033*** (0.003)	—	—
大学及以上	0.050*** (0.004)	0.057*** (0.004)	—	—
家庭固定效应	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√
样本量	151921	151921	151921	151921
Within-R ²	0.381	0.383	0.382	0.383
Between-R ²	0.733	0.738	0.715	0.724
Overall-R ²	0.678	0.683	0.662	0.671

注: 括号内为标准误; *、**、*** 分别指在 10%、5%、1%的水平上显著; 常数项估计省略。

2. 收入差距对居民家庭消费结构的影响

在上一节中, 我们验证了在估计收入差距对家庭总消费抑制作用时, 引入相对收入假说的重要性。那么一个很自然的问题是这一结论是否对各分项消费仍然成立。因此, 在本节中, 我们利用家庭分项消费, 继续讨论了相对收入假说在估计收入差距对家庭消费抑制作用时的重要性。

由表 4 可看出^①，收入差距对生存型（食品、衣着、居住、交通和通信）、享受型（家庭设备用品及服务、医疗保健、文化娱乐服务）、发展型（教育支出）消费均具有显著的负向影响，而且在控制了地区平均收入之后，收入差距对这三大类消费的抑制作用均有较为显著的降低。具体而言，在不考虑相对收入假说的情况下，保持其他因素不变，收入差距每提高 0.1 个单位，家庭生存型消费支出减少 9.26%，享受型消费减少 8.95%，发展型消费减少 8.78%，且均在 1%的水平上显著。但如果考虑相对收入假说，保持其他因素不变，收入差距每提高 0.1 个单位，家庭生存型消费支出减少 6.46%，享受型消费减少 5.92%，发展型消费减少 5.74%，且仅有对生存型和享受型消费的影响在 1%水平上显著，对发展型消费的影响不再显著。

表 4 收入差距对家庭消费结构的影响

	被解释变量					
	Ln（生存型消费）		Ln（享受型消费）		Ln（发展型消费）	
基尼系数	-0.926*** (0.044)	-0.646*** (0.048)	-0.895*** (0.115)	-0.592*** (0.132)	-0.878*** (0.301)	-0.574 (0.361)
Ln（城市平均收入）		0.233*** (0.020)		0.252*** (0.060)		0.252 (0.161)
Ln（可支配收入）	0.651*** (0.006)	0.646*** (0.006)	1.003*** (0.013)	0.997*** (0.013)	0.842*** (0.032)	0.836*** (0.032)
控制变量	✓	✓	✓	✓	✓	✓
家庭固定效应	✓	✓	✓	✓	✓	✓
年份固定效应	✓	✓	✓	✓	✓	✓
样本量	151921	151921	151921	151921	151921	151921
Within-R ²	0.377	0.378	0.131	0.132	0.048	0.048
Between-R ²	0.680	0.689	0.428	0.431	0.290	0.288
Overall-R ²	0.632	0.640	0.362	0.366	0.244	0.243

注：括号内为标准误；*、**、*** 分别指在 10%、5%、1%的水平上显著；控制变量同表 3。

这一结果表明，在考虑了相对收入假说的影响下，收入差距扩大会显著挤出家庭在生存型和享受型方面的消费支出，但对发展型消费支出几乎没有挤出，即对教育支出的负向影响较弱。其实这一结果并不难理解，根据金焱等（2011）基于追求社会地位的储蓄动机的研究，教育水平是一个被广泛认同的衡量社会地位的指标，为了保证将来子女有较高的社会地位，各个家庭都会对其进行大量投资。当收入差距扩大时，低收入的家庭为了追赶高收入水平的家庭，会增加人力资本投资；而处于高收入的家庭为了维护自己的社会地位，亦会加大发展型消费的投资。

从相对收入假说对消费的影响来看，家庭所在城市的平均收入对生存型和享受型消费均有着显著的正向影响，但对于发展型消费的影响系数虽然为正，却并不显著，这也与教育支出本身的性质有关，与其他两大类支出不同，教育支出具有“消费”和“投资”双重属性，因此与邻居的相互攀比性可能弱一些。而在家庭可支配收入方面，可支配收入的增加对三大类消费均有显著的促进作用，特别是享受型消费。具体表现为，家庭可支配收入每升高

^① 限于篇幅，之后的回归表格只报告了本文关心的解释变量的估计系数，未列出所有控制变量的结果，若对其他估计结果感兴趣，可向作者索取。

1%，在控制了其他影响因素的情况下，则发展型消费提高 0.836%，享受型消费提高 0.997%，生存型消费提高 0.646%，产生这一结果的原因是享受型消费中包含奢侈品和耐用品，因此其收入弹性最高（Browning 等，2014）。这也说明从整体上而言，家庭对享受型消费的偏好要更强一些。

3. 收入差距对不同发展程度的城市中家庭消费的影响

通过之前的分析，我们发现，相对收入假说的引入会显著降低收入差距对家庭消费的挤出效果，那么这一结论在不同的发展阶段是否不同呢？在本部分，我们通过将城市按发展状况分为不同的组群，分别来验证这一结论是否成立。由于人均 GDP 可以从一定程度上代表城市的发展程度，因此我们首先将各个城市的人均 GDP 数据与家庭层面的微观数据进行匹配，按照各个城市每年的人均 GDP 水平从低到高分三个组，分别定义为欠发达城市组群、中等发达城市组群和发达城市组群，并对三个组的样本分别讨论收入差距对家庭消费的影响。

由表 5 可以看出，收入差距扩大对处于不同发展程度的家庭均是负向影响，且在考虑了相对收入假说之后，收入差距对家庭消费的抑制作用均显著降低，这与前面的结论相一致。具体来看，我们发现以基尼系数衡量的收入不平等对发达城市组的抑制作用最大，对中等发达城市组抑制作用稍弱，对欠发达城市组的影响最弱，与韩立岩和杜春越（2012）等的结论一致。他们按照地域将城市分为东、中、西三组，采用泰尔指数作为收入差距的代理变量，发现东部地区收入差距扩大对消费的抑制作用最强，中部次之，西部最弱。虽然他们并没有对城市的发展程度进行区分，但一般而言，东部代表发达地区，中、西部发达程度则相对较弱，因此得到的结论本质上与我们的结论是一致的。

表 5 收入差距对不同发展程度的城市中家庭消费的影响

	被解释变量：Ln（家庭消费）					
	欠发达城市		中等发达城市		发达城市	
基尼系数	-0.328*** (0.072)	-0.025 (0.085)	-0.225** (0.099)	-0.190* (0.100)	-0.585*** (0.101)	-0.262** (0.107)
Ln（城市平均收入）		0.222*** (0.034)		0.156*** (0.049)		0.389*** (0.062)
Ln（可支配收入）	0.710*** (0.011)	0.704*** (0.011)	0.599*** (0.012)	0.597*** (0.012)	0.707*** (0.010)	0.701*** (0.010)
控制变量	✓	✓	✓	✓	✓	✓
家庭固定效应	✓	✓	✓	✓	✓	✓
年份固定效应	✓	✓	✓	✓	✓	✓
样本量	46066	46066	46069	46069	47468	47468
Within-R ²	0.376	0.377	0.249	0.249	0.357	0.359
Between-R ²	0.664	0.664	0.638	0.639	0.698	0.695
Overall-R ²	0.620	0.620	0.584	0.583	0.644	0.642

注：同表 4。

并且还可以看出，在欠发达城市的组别中，在考虑了相对收入之后，收入差距每提高 0.1 个单位，其对家庭消费支出的抑制作用由 3.28% 降低到 0.25%，下降了 3% 左右，并且也变得不显著，这可能是由于地区发展程度较低，整体的消费能力较弱，因此在控制了代表

地区发达水平的变量之后，收入差距对消费支出的解释能力被大大削弱了，这说明在欠发达地区，提高总体收入水平可以显著增加家庭消费，而收入差距扩大对消费的抑制作用有限。同时，在中等发达地区，考虑了相对收入之后，收入差距对消费支出的解释能力变化不大，说明收入差距对消费的抑制作用比较稳健。从地区平均收入来看，家庭所在城市的平均水平对其消费的影响均显著为正，而且发达城市的影响作用最高，中等发达城市的影响作用最低，相对收入假说对于发达城市存在着非线性关系。

与以往的文献通常考虑收入差距对不同收入群体的影响不同，本文则从宏观层面，即城市的发达水平入手，研究收入差距在处于不同发展阶段城市的异质性影响。由于我国的很多财政政策是在省份层面进行，因此，相比于针对不同收入群体的研究，本部分的研究更加具有政策含义。即对于欠发达地区，应该以增加地区收入为主，在这一过程中，即使收入差距略有恶化也问题不大。而对于发达城市，在增加地区收入的同时，还要注意改善收入分配，降低城市内部收入不平等。

4. 影响机制分析

以上的分析发现，不论是对于不同分项消费，还是对处于不同发展阶段的地区，考虑相对收入假说会显著降低收入差距对消费的抑制作用。通过本文第一部分的介绍，可以看出，产生这一结果的原因可能是收入差距与地区平均收入负相关。因此，在这一部分，我们就通过构造城市面板固定效应模型，分析产生这一结果的影响机制。考虑如下模型：

$$\text{Ln}(\text{regioninc}_{jt}) = \lambda_0 + \lambda_1 \text{gini}_{jt} + \alpha_j + \text{year}_t + \epsilon_{jt} \quad (3)$$

其中， regioninc_{jt} 表示城市 j 在 t 年的平均收入， gini_{jt} 的定义与式 (1) 中相同，为了验证结果的稳健性，我们还选择了其他衡量城市收入不平等的指标 (P90/P50、P50/P10 和对数收入方差) 进行替代回归， α_j 表示城市的固定效应， year_t 表示年份固定效应， ϵ_{jt} 表示误差项。回归结果如表 6 所示。

表 6 收入差距对相对收入的影响

	被解释变量：Ln (地区平均收入)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
基尼系数	-0.591*** (0.149)			
P90/P50		-0.075*** (0.020)		
P50/P10			-0.049*** (0.006)	
对数收入方差				-0.296*** (0.032)
年份固定效应	✓	✓	✓	✓
城市固定效应	✓	✓	✓	✓
样本量	1363	1363	1363	1363
Within-R ²	0.862	0.859	0.873	0.876
Between-R ²	0.010	0.016	0.019	0.008
Overall-R ²	0.298	0.305	0.318	0.302

注：括号内为标准误；*、**、*** 分别指在 10%、5%、1% 的水平上显著。

从表6的结果不难看出,收入差距对地区平均收入确实存在显著的负向影响,即在考虑了城市的异质性之后,收入差距越大,城市的平均收入越低。具体而言,基尼系数每提高0.1个单位,地区平均收入降低5.91%。因此,如果不控制地区平均收入,则收入差距对相对收入的负向影响便会叠加到其对消费的影响中,进而高估收入不平等对消费的抑制作用。代表收入差距的另外三个指标P90/P50、P50/P10以及对数收入方差与地区平均收入的负向关系也非常显著,这也从另一侧面体现了结果的稳健性。

同时,由P90/P50和P50/P10的系数可以看出,相比于低收入群体(收入的50分位数以下)内部的收入差距(P50/P10)与地区平均收入之间的关系,高收入群体(收入的90分位数以上)与低收入群体之间的收入差距(P90/P50)与地区平均收入之间的关系要强得多($0.075 > 0.049$),这也表明收入差距的增加确实是由于低收入群体收入相对减少所致。因为只有在这种情形下,低收入群体普遍收入相对减少,从而导致低收入群体内部收入差距增加较少,而由于低收入群体的收入相对减少,从而高收入群体与低收入群体之间的收入差距增加较多,导致其与地区平均收入之间的关系要更强一些。

四、稳健性检验

1. 采用其他表示收入差距指标替代基尼系数

在前面的分析中,我们均采用基尼系数作为收入差距的指标,因此,在本部分,我们将使用其他常用的衡量收入差距的指标(P90/P50、P50/P10和对数收入方差)验证基准结果的稳健性^①,回归结果见表7。

表7 稳健性检验1(P90/P50、P50/P10和对数收入方差分别替代基尼系数)

	被解释变量: Ln(家庭消费)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
P90/P50	-0.118*** (0.008)	-0.075*** (0.008)				
P50/P10			-0.030*** (0.002)	-0.022*** (0.002)		
对数收入方差					-0.191*** (0.010)	-0.159*** (0.012)
Ln(城市平均收入)		0.272*** (0.021)		0.162*** (0.024)		0.111*** (0.024)
Ln(可支配收入)	0.724*** (0.006)	0.715*** (0.006)	0.716*** (0.006)	0.713*** (0.006)	0.713*** (0.006)	0.711*** (0.006)
控制变量	√	√	√	√	√	√
家庭固定效应	√	√	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√	√	√
样本量	151921	151921	151921	151921	151921	151921
Within-R ²	0.381	0.382	0.382	0.383	0.383	0.383
Between-R ²	0.717	0.723	0.720	0.725	0.718	0.724
Overall-R ²	0.664	0.670	0.666	0.672	0.664	0.670

注:同表4。

^① 此处由于篇幅所限,我们只报告了利用其他收入差距指标对基准模型的稳健性检验,对于其他结果的稳健性检验,结论同之前一致,若对结果感兴趣,可以向作者索取。

表 7 报告了主要结果，第 (1) 列和第 (2) 列是将基尼系数替代为 P90/P50 的回归结果；第 (3) 列和第 (4) 列是将基尼系数替代为 P50/P10 的回归结果；第 (5) 列和第 (6) 列是将基尼系数替代为对数收入方差的回归结果。从表 7 可以看出，基本结论与基尼系数的回归结果一致。以 P90/P50 的结果为例，在控制了地区平均收入之后，收入差距每提高 0.1 个单位，其对家庭消费的影响较之前降低了 0.43% (1.18% - 0.75%)，即如果不控制相对收入假说，收入差距对消费的影响被高估了超过 50% ((0.118 - 0.075) / 0.075)。我们发现与表 3 中基尼系数对家庭消费的影响相比，P90/P50 前面的系数绝对值要小很多，这是由于 P90/P50 的值高于基尼系数 (如描述性统计表 2 所示，基尼系数的平均值为 0.276，远小于 P90/50 的平均值 1.860)，这也与金烨等 (2011) 的结果一致。地区平均收入与家庭可支配收入对家庭消费的影响与表 3 类似，例如，表 3 中二者前面的系数分别为 0.191 和 0.713，表 7 中二者前面的系数分别为 0.272 和 0.715，没有显著差异。其他表示家庭特征的解释变量与表 3 也基本类似。其他指标的回归结果，如第 (3) ~ (6) 列所示，也与采用基尼系数的回归结果类似。

2. 采用家庭人均消费和平均消费倾向 (APC) 替代家庭总消费

以上的分析均是采用家庭总消费作为被解释变量，为了检验结果的稳健性，我们还考察了家庭人均消费和平均消费倾向作为被解释变量的估计结果。为了更精确地计算家庭人均消费，在计算家庭人口数时，参照现有文献的通常做法，采用有效人口的计算方式，规定家庭中一个成年人的比重是 1，其他成年人的比重为 0.7，孩子的比重为 0.5 (Atkinson 等, 1995; 王湘红和陈坚, 2016)。家庭人均消费的定义即为总消费与家庭人口数之比，并且相应地将解释变量中的“家庭可支配收入”换算为“人均可支配收入”。由于被解释变量已换算成人均消费，因此在模型估计时，为了避免共线性，不再控制家庭人口数。结果如表 8 中第 (1) 列和第 (2) 列所示。

家庭总消费或人均消费衡量的都是家庭绝对消费，我们还进一步考察了收入差距对家庭平均消费倾向的影响，将式 (1) 简化为：

$$APC_u = \theta_0 + \theta_1 \times gini_u + \theta_2 \times \ln(inc_u) + \theta_3 \times \ln(regioninc_u) + \theta_4 \times X_u + \alpha_i + year_t + \xi_u \tag{4}$$

这里 $APC = cons/inc$ ，表示家庭的平均消费倾向，模型中其他解释变量的定义与式 (1) 中相同。估计结果见表 8 中第 (3) 列和第 (4) 列。

表 8 稳健性检验 2 (采用人均消费或 APC 作为被解释变量)

	被解释变量			
	Ln (人均消费)		APC	
	(1)	(2)	(3)	(4)
基尼系数	-0.830*** (0.045)	-0.593*** (0.050)	-0.570*** (0.038)	-0.370*** (0.042)
Ln (城市平均收入)		0.196*** (0.022)		0.166*** (0.019)
Ln (人均可支配收入)	0.715*** (0.006)	0.711*** (0.006)		

(续)

	被解释变量			
	Ln (人均消费)		APC	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Ln (可支配收入)			-0.206*** (0.005)	-0.210*** (0.005)
家庭人数			0.023*** (0.003)	0.023*** (0.003)
控制变量	✓	✓	✓	✓
家庭固定效应	✓	✓	✓	✓
年份固定效应	✓	✓	✓	✓
样本量	151949	151949	151949	151949
Within-R ²	0.384	0.385	0.051	0.052
Between-R ²	0.696	0.705	0.101	0.123
Overall-R ²	0.644	0.653	0.081	0.098

注：同表4。

从表8中可以看出，收入差距对人均消费和平均消费倾向的影响均显著为负，而且在控制了相对收入之后，收入差距对这两者的影响均有显著的降低，即不控制地区平均收入，将会高估收入差距对消费的影响，并且高估的比例均超过了30%，这与使用家庭总消费时的结论一致。并且从第(3)列和第(4)列可支配收入的回归系数为负可以看出，收入高的家庭的平均消费倾向要低于收入低的家庭，这也是中国的“富人储蓄多的现象”(Dynan等，2004)。

3. 其他稳健性检验

为了进一步验证结果的稳健性，本文还做了多种其他稳健性检验，如使用区县的基尼系数代替城市基尼系数用以验证地理范围选取的稳健性；去掉户主年龄在55岁以上的家庭用以验证样本选取规则的稳健性等，表9报告了主要回归结果。

从表9可以看出，无论是使用区县基尼系数或是改变样本选取原则，结论均与基准模型相一致。即在控制了相对收入之后，收入差距对家庭消费的解释能力明显减弱。并且降低幅度也与之前的分析一致，所有这些结果都验证了结果的稳健性。特别是采用区县平均收入代替城市平均收入的结果中，区县平均收入对家庭的影响要大于城市平均收入的影响(0.202 > 0.191)，但基尼系数对消费的抑制作用却降低(-0.454 < -0.613)，这一结果也表明在地理层面，地理范围越小，相对收入的影响越大，而地位寻求理论的影响越小，这也被称之为“跟上你的邻居”效应。

表9 稳健性检验：其他

被解释变量	Ln (家庭消费)			
	区县基尼系数		户主年龄在25~55岁之间的样本	
基尼系数	-0.653*** (0.039)	-0.454*** (0.042)	-0.817*** (0.055)	-0.545*** (0.059)
Ln (区县平均收入)		0.202*** (0.018)		

(续)

被解释变量	Ln (家庭消费)			
	区县基尼系数		户主年龄在 25~55 岁之间的样本	
Ln (城市平均收入)				0.234*** (0.025)
Ln (可支配收入)	0.721*** (0.006)	0.713*** (0.006)	0.700*** (0.007)	0.694*** (0.007)
控制变量	√	√	√	√
家庭固定效应	√	√	√	√
年份固定效应	√	√	√	√
样本量	151903	151903	114891	114891
Within-R ²	0.381	0.383	0.367	0.368
Between-R ²	0.715	0.724	0.721	0.731
Overall-R ²	0.662	0.671	0.665	0.675

注：同表 4。

五、结论与政策建议

在党的十九大报告中，习总书记指出我国的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”，并针对我国收入分配制度提出“扩大中等收入群体收入，增加低收入者收入，调节过高收入”，旨在缩小我国的收入差距，可见我国的收入差距问题已经引起了国家政府部门的相当重视。当然，收入差距扩大也一直是学术界和社会关心的重要话题。特别是托马斯·皮克迪 (Thomas Piketty) 出版《二十一世纪资本论》以来^①，不平等的话题成为全世界讨论的热点。在这些讨论中，收入差距扩大对消费的抑制作用对于一直以来消费低迷的中国显得尤为重要。但是，如果要准确度量这一抑制作用，就需要将相对收入假说纳入到考虑范围之中，这是因为收入差距的变动往往伴随着地区平均收入的变动，而地区平均收入会对家庭消费产生影响。

本文秉承这样的指导思想，基于详实的微观家庭调查数据，在尽量控制了家庭不可观测因素影响的前提下，分多种情况，估算了收入差距对家庭消费的影响作用。我们的研究发现，如果不考虑城市平均收入，则收入差距（体现为收入基尼系数）每增加 0.1 个单位，则家庭消费降低 8.43%；而在考虑城市平均收入的情况下，则收入差距（体现为收入基尼系数）每增加 0.1 个单位，则家庭消费仅降低 6.13%，二者之间相差 2.3%。并且无论是从家庭消费结构层面，还是从地区发展程度层面，这一结果均非常稳健。文中进一步对其影响机制进行了分析，结果发现在我国收入差距与地区平均收入之间的关系更倾向于本文第一部分中第二种情况描述的情形，即收入差距与平均收入是负相关的。因此，在考虑了城市异质性的情况下，由于地区收入差距与地区平均收入负相关，则在控制了相对收入的情况下，虽然收入差距对家庭消费仍然存在显著的抑制作用，但相较于不控制相对收入的情况，该抑制作用明显有所下降。也就是说，如果不考虑相对收入对家庭消费的影响，则会明显高估收入差

^① 英文名字为 *Capital in the Twenty-First Century*。

距对家庭消费的抑制作用。

本文的结果也具有重要的政策含义。首先,关于收入差距对居民消费的影响,除了应当考虑当前研究所涉及的收入不平等、户籍因素、城乡因素等之外,地区之间的发展水平也不可忽略。由于相对收入假说的成立,居民的消费不只与其家庭的绝对收入相关,更与其所处城市的发展程度密切相关。因此,不同发展水平的城市之间居民的消费水平存在明显差距是一种正常的社会现象。其次,对于处在欠发达地区的居民,其自身收入和所处城市收入都很低,这无疑会大大抑制当地居民的消费水平,不利于该地经济的发展,政府在制定相关政策时在这些地区应当推出更多惠民政策,优化收入分配制度,提高欠发达地区的发展,缩小我国地区之间的收入差距。最后,城市收入差距的扩大,使得欠发达地区为了追赶发达地区而增加人力资本(这里特指教育投资),同时相应缩减了衣、食、住、行等其他消费品的支出,这进一步使得我国的收入不平等加剧,不利于我国整体消费水平的提高,政府在不同地区进行教育投入时应当有所倾斜,这也有助于我国消费结构的转型升级。

基于本文的研究,我们认为政府对提升居民消费的途径可以从以下几方面进行调整:

首先,收入差距对消费的抑制作用具有很强的地区异质性,因此在缓解收入不平等对消费的抑制作用时,针对不同的地区应采取不同的应对政策。具体而言:对于发达地区,为了减小收入差距,一方面,政府可以通过转移支付的手段达到调整收入再分配的目的;另一方面,政府可以提供职业培训机会,提高底层群体的就业与收入;对于欠发达地区,可以通过产业转移等手段加快区域产业结构调整,促进产业转型升级,发挥其比较优势,进而提高整个地区的经济增长水平。

其次,由于收入差距的扩大会使得收入低的家庭增加人力资本投入,但为此,他们需要缩减生存型和享受型消费的支出,使得消费不平等扩大,因此,政策应增加对收入较低家庭的教育补助来缓解收入差距的扩大对生存型和享受型消费的挤出,这同时也有助于减少中国的收入差距,可以产生双方面的效果。

最后,由于地区平均收入的提高会减弱因收入差距扩大带来的对消费的抑制作用,因此,对于一些特别贫困的地区,要优化整合扶贫资源,实行精准扶贫,大幅提高贫困线以下人员的收入水平,降低地区收入差距,促进贫困地区经济发展,达到“一石多鸟”的效果。在具体操作时,可以一方面完善地区基础设施和公共服务,加强医疗和养老等各项社会保障制度的建设;另一方面,通过加快对贫困地区的区域性开发来促进扶贫;同时,可以鼓励发达地区对贫困地区实行一对一支援,达到定点扶贫的目的。

参 考 文 献

[1] Atkinson A. B., Rainwater L., Smeeding T., 1995, *Income Distribution in European Countries* [R], Working Papers, Faculty of Economics, University of Cambridge.

[2] Alvarez-Cuadrado F., El-Attar M., 2012, *Income Inequality and Saving* [R], IZA Discussion Papers, No 7083.

[3] Bertrand M., Morse A., 2016, *Trickle-Down Consumption* [J], *Review of Economics and Statistics*, 98 (5), 863~879.

[4] Browning M., Crossley T. F., Winter J., 2014, *The Measurement of Household Consumption Expenditures* [J], *Annual Review of Economics*, 6 (1), 475~501.

[5] Carroll C. D., Overland J., Weil D. N., 1997, *Comparison Utility in a Growth Model* [J], *Jour-*

nal of Economic Growth, 2 (4), 339~367.

[6] Chamon M. D., Prasad E. S., 2010, *Why Are Saving Rates of Urban Households in China Rising?* [J], *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2 (1), 93~130.

[7] Duesenberry J. S., 1967, *Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior* [M], Oxford University Press.

[8] Drechsel-Grau M., Schmid K. D., 2014, *Consumption-Savings Decisions under Upward-Looking Comparisons* [J], *Journal of Economic Behavior & Organization*, 106, 254~268.

[9] Dynan K. E., Skinner J., Zeldes S. P., 2004, *Do the Rich Save More?* [J], *Journal of Political Economy*, 112 (2), 397~444.

[10] Karadja M., Mollerstrom J., Seim D., 2017, *Richer (and Holier) than Thou? The Effect of Relative Income Improvements on Demand for Redistribution* [J], *Review of Economics and Statistics*, 99 (2), 201~212.

[11] Piketty T., 2014, *Capital in the Twenty-First Century* [M], Harvard University Press.

[12] 白重恩、吴斌珍、金烨:《中国养老保险缴费对消费和储蓄的影响》[J],《中国社会科学》2012年第8期。

[13] 白重恩、李宏彬、吴斌珍:《医疗保险与消费:来自新型农村合作医疗的证据》[J],《经济研究》2012年第2期。

[14] 蔡伟贤、朱峰:《“新农合”对农村居民耐用品消费的影响》[J],《数量经济技术经济研究》2015年第5期。

[15] 陈斌开:《收入分配与中国居民消费——理论和基于中国的实证研究》[J],《南开经济研究》2012年第1期。

[16] 陈建宝、李坤明:《收入分配、人口结构与消费结构:理论与实证研究》[J],《上海经济研究》2013年第4期。

[17] 丁继红、应美玲、杜在超:《我国农村家庭消费行为研究——基于健康风险与医疗保障视角的分析》[J],《金融研究》2013年第10期。

[18] 高帆:《劳动者报酬占比、城乡收入分配与中国居民消费率——基于省际面板数据的实证研究》[J],《学术月刊》2014年第11期。

[19] 巩师恩、范从来:《收入不平等、信贷供给与消费波动》[J],《经济研究》2012年第s1期。

[20] 杭斌、修磊:《收入不平等信贷约束与家庭消费》[J],《统计研究》2016年第8期。

[21] 何立新、封进、佐藤宏:《养老保险改革对家庭储蓄率的影响:中国的经验证据》[J],《经济研究》2008年第10期。

[22] 韩立岩、杜春越:《收入差距、借贷水平与居民消费的地区及城乡差异》[J],《经济研究》2012年第s1期。

[23] 金烨、李宏彬、吴斌珍:《收入差距与社会地位寻求:一个高储蓄率的原因》[J],《经济学(季刊)》2011年第3期。

[24] 李江一、李涵:《城乡收入差距与居民消费结构:基于相对收入理论的视角》[J],《数量经济技术经济研究》2016年第8期。

[25] 李涛、陈斌开:《家庭固定资产、财富效应与居民消费:来自中国城镇家庭的经验证据》[J],《经济研究》2014年第3期。

[26] 马光荣、周广肃:《新型农村养老保险对家庭储蓄的影响:基于CFPS数据的研究》[J],《经济研究》2014年第11期。

[27] 马双、臧文斌、甘犁:《新型农村合作医疗保险对农村居民食物消费的影响分析》[J],《经济学(季刊)》2011年第1期。

[28] 王宋涛:《中国居民消费率缘何下降?——基于宏观消费函数的多因素分解》[J],《财经研究》2014年第6期。

[29] 王湘红、陈坚:《社会比较和相对收入对农民工家庭消费的影响——基于RUMiC数据的分析》

[J],《金融研究》2016年第12期。

[30] 谢洁玉、吴斌珍、李宏彬、郑思齐:《中国城市房价与居民消费》[J],《金融研究》2012年第6期。

[31] 颜色、朱国钟:《“房奴效应”还是“财富效应”?房价上涨对国民消费影响的一个理论分析》[J],《管理世界》2013年第3期。

[32] 杨汝岱、朱诗娥:《公平与效率不可兼得吗?——基于居民边际消费倾向的研究》[J],《经济研究》2007年第12期。

[33] 杨旭、郝翌、于戴圣:《收入差异对总体消费的影响——一个数值模拟研究》[J],《数量经济技术经济研究》2014年第3期。

[34] 邹红、喻开志、李奥蕾:《养老保险和医疗保险对城镇家庭消费的影响研究》[J],《统计研究》2013年第11期。

[35] 张川川、John Giles、赵耀辉:《新型农村社会养老保险政策效果评估——收入、贫困、消费、主观福利和劳动供给》[J],《经济学(季刊)》2015年第1期。

The Effect of Income Inequality on Consumption Based on the Relative Income Hypothesis

Ji Yuanyuan^{1,2} Ning Lei³

(1. Institute of Economics, Shanghai Academy of Social Sciences;

2. Research Center of Econometrics, Shanghai Academy of Social Sciences;

3. Institute for Advanced Research, Shanghai University of Finance and Economics)

Research Objectives: Under the framework of relative income hypothesis, this paper examines the important role of the regional income inequality on consumption and further analyzes its impact mechanism. **Research Methods:** This paper uses Urban Household Survey Data (UHS), and matches it with the macro data, and then constructs panel fixed effect model to do the estimation. **Research Findings:** This paper finds that income inequality has a negative impact on household consumption. However, after considering the regional average income, the effect is significantly decreased. And this conclusion is robust for different consumption structure and different inequality indicators. Furthermore, this paper shows that the reason for this phenomenon is that the Gini coefficient is negatively correlated with the regional average income. **Research Innovations:** This paper considers the relative income hypothesis in the model, and points out the importance of the relative income hypothesis in analyzing the impact of the income inequality on consumption. **Research Value:** This paper provides more empirical evidence of the relevant theoretical research for income inequality and constructive advice on how to increase the residents' consumption.

Key Words: Income Inequality; Relative Income; Consumption Structure; Development Level

JEL Classification: D12; D31; D63

(责任编辑:焦云霞)