

家庭负债与恩格尔系数分化^{*}

——来自中国家庭追踪调查(CFPS)的证据

黄彦彦 郭克莎

摘要:在居民部门债务快速攀升的背景下,本文从家庭负债角度探讨近年来中国城镇居民恩格尔系数下降及分化的原因。采用中国家庭追踪调查(CFPS)2012—2018年的多期数据,本文考察了家庭债务对不同收入群体恩格尔系数的影响效应和作用机制。研究发现,家庭债务显著降低中低收入家庭的恩格尔系数。对于中等收入家庭,家庭债务通过资产收入效应和流动性约束效应降低恩格尔系数。对于低收入家庭,家庭债务加强流动性约束和不确定性,从而降低食品支出和恩格尔系数。由家庭债务攀升引起的恩格尔系数下降,并不意味着消费结构的升级和福利水平的提高。过度负债且非正规借贷比重高,引致了家庭消费行为谨慎、预防性储蓄动机加强,这是城镇低收入家庭恩格尔系数较低的主要原因。此外,教育水平较高、中西部地区的家庭,对家庭债务降低恩格尔系数的效应更为敏感。上述发现对提升居民福利水平,促进国内大循环具有一定的政策启示。

关键词:家庭债务 恩格尔系数分化 流动性约束 不确定性

一、引言

2018年,中共中央、国务院印发的《关于完善促进消费体制机制 进一步激发居民消费潜力的若干意见》中明确提出了稳步提升居民消费率、优化消费结构、逐步降低全国居民恩格尔系数等目标。自此,中国的居民恩格尔系数再次引起学术界关注。理论上,这项由食品消费支出占总支出比重衡量的统计指标,其稳步下降通常被发达国家认为是居民生活质量和福利水平提升的重要参考(Deaton & Paxson, 1998)。改革开放四十多年以来,随着中国城乡人民生活水平不断提高,恩格尔系数呈持续下降趋势,特别是城镇居民恩格尔系数更是维持低位,仅在2020年受疫情影响小幅提高至29.2%。联合国粮农组织曾作出过界定,世界上最富裕国家的恩格尔系数低于30%,这意味着中国城镇居民恩格尔系数已经与世界最富裕国家的城乡平均水平大体相当。但是从结构上看,中国城镇居民恩格尔系数在不同收入组中呈现明显的分化现象,中国家庭追踪调查(CFPS)(2012—2018年)、中国家庭金融调查(CHFS)(2013—2017年)等微观调查数据显示,高收入家庭的恩格尔系数最低,低收入家庭次之,中等收入家庭(包括五等分法的中低、中等、中高三个组别)的恩格尔系数最高(如表1所示)。这表明,中国城镇居民恩格尔系数与收入的关系,并非传统认知上的单调线性关系,而是较为复杂的“倒U”型曲线关系。这至少说明,近年来城镇居民恩格尔系数的下降,必然还存在收入之外的其他因素。

^{*} 黄彦彦、郭克莎,华侨大学经济发展与改革研究院,邮政编码:361021,电子邮箱:huangyy@hqu.edu.cn, guokeshaa@263.net。基金项目:华侨大学中央高校基本科研业务费项目“经济下行压力加大条件下家庭债务风险及防范研究”(20SKGC-QT01)。感谢匿名审稿专家的认真审阅和宝贵意见,文责自负。

表 1 不同收入分组的中国城镇居民实际恩格尔系数

收入分组	CFPS				CHFS		
	2012 年	2014 年	2016 年	2018 年	2013 年	2015 年	2017 年
低收入组	0.417	0.366	0.355	0.354	0.429	0.395	0.365
中低收入组	0.408	0.387	0.371	0.356	0.432	0.415	0.383
中等收入组	0.409	0.406	0.376	0.347	0.425	0.412	0.381
中高收入组	0.402	0.397	0.368	0.332	0.419	0.393	0.359
高收入组	0.349	0.356	0.334	0.296	0.357	0.331	0.298
观测值	4903	5773	6700	5634	5169	25422	27032

数据来源:作者测算。

关于中国居民恩格尔系数下降及其分化的成因,除了收入因素,学者们还主要从收入差距、福利支出、消费理念等方面来予以解释。在收入差距因素方面,中国的消费函数是线性或近似线性的,食品具有边际消费倾向递减特点,从而,收入差距扩大促使社会平均消费水平和食品消费同步下降,导致恩格尔系数降低,出现“分配越不平等,生活水平越高”的悖论(王宋涛、谢兰兰,2013)。在福利支出因素方面,恩格尔定律成立的前提之一是教育、医疗、住房等社会保障体系比较完善。发达国家的居民在这些项目上的支出稳定且比较少,而中国的福利政策不够健全,居民在教育和医疗等社会保障方面的支出承担更多的份额。教育和医疗消费属于生产性消费支出,它主要的特点是不具有跨期替代性,容易产生流动性约束。当生产性消费价格上涨较快时,居民会削减消费,同时食品等其他消费支出的增速放缓,这成为 1996—2002 年中国居民恩格尔系数快速下降的主要原因(杭斌、申春兰,2005)。尤其是为了应付教育、医疗等方面的沉重负担,城镇低收入家庭往往在食品支出上过度节俭,导致恩格尔系数并不高(尹海洁、唐雨,2009)。在消费理念因素方面,“不求吃好、只求吃饱”的观念在大多数家庭中根深蒂固。虽然近些年城镇居民的收入水平大幅提高,但受消费理念和生活方式的制约,食品消费仍以“量的满足”为主要特征,这在主观上造成食品消费的相对减少和恩格尔系数的降低,特别是在老年家庭和欠发达地区的城镇居民中表现明显(张荣山,2007)。

然而,既有文献尚未注意到家庭债务攀升对恩格尔系数下降及其分化的影响。2008 年国际金融危机后,中国居民部门债务总量快速增长。截至 2020 年底,居民部门贷款总额已达到 63.2 万亿元,占 GDP 的比重上升至 62%。若考虑到无法统计的 P2P 借贷和民间借贷等非正规渠道债务,以及居民可支配收入在 GDP 中占比较低的杠杆率测算问题,我国居民的实际债务水平和债务压力并不低。发达经济体在管理家庭债务中的经验表明,家庭负债过度累积将挤压总需求,减缓经济增速。更为严重的是,若房价大幅下降,可能造成大面积违约,诱发金融风险(Mian et al,2013)。

与既有文献不同,本文着重从家庭负债角度,按照消费理论的发展脉络进行理论分析,采用北京大学中国家庭追踪调查(CFPS)(2012—2018 年)的多期数据进行实证检验,以解释中国城镇居民恩格尔系数下降及其分化的原因。这些探讨对于提升居民福利水平、扩大内需具有重要的政策含义。本文以城镇居民恩格尔系数为研究对象,主要有两方面的考虑:一是城镇家庭与农村家庭的收入和消费结构存在较大差异,农村居民的食物大部分是自给自足,在折算食物现金支出时可能存在较大误差;二是由于中国金融体系不完善和独特的房地产政策,家庭债务主要集中于城镇居民家庭。

本文的可能边际贡献主要包括:(1)与既有文献相比,本文基于经典消费理论,多维度地梳理出家庭债务对恩格尔系数的影响机制,并针对不同收入群体进行识别检验与福利分析,一定程度上弥补了已有研究的不足,对改善居民福利水平具有重要参考意义;(2)围绕家庭负债因素的研究对恩格尔系数分化提供了新颖的分析视角,扩充了恩格尔定律在发展中国家的相关理论解释;(3)从低收入家庭的负债总量和结构视角,对城镇居民恩格尔系数与收入呈现的“倒 U”型特征给予解释。

二、理论分析与研究假说

确定性条件下的消费理论以生命周期—持久收入理论最具代表性。该理论认为,消费者为实现效用最大化,在整个生命周期内配置资源和积累财富。债务合同是对借款人未来收入进行的跨期金融交易,从而增加当期收入和金融资产,并对长期资产配置产生影响(Johnson & Li, 2007; Choi & Son, 2016)。根据恩格尔定律,资产累积和收入提高都有利于降低恩格尔系数,这是家庭财富水平影响恩格尔系数的资产收入效应。为此,家庭债务的获得将增进当期家庭可支配收入和总资产,放松在消费或投资上的预算约束,提高家庭对更高消费层次的需求,同时降低食品支出的分配份额,也就是说家庭债务通过间接的资产收入效应影响恩格尔系数。住房债务是家庭债务的主要组成部分。在房价上涨的背景下,较高收入家庭往往为购置多套房产而负债,住房债务的杠杆效应会带来资产回报,包括租金现金流收入和住房财富增值(Himmelberg et al, 2005),提高家庭的财产性收入和总资产,从而降低恩格尔系数。因此,家庭债务将加强资产收入效应,促使居民家庭对更高层次的消费需求增多,进而导致恩格尔系数下降,这在较高收入家庭中的影响效应更加显著。据此,本文提出假说1。

假说1:家庭债务将加强资产收入效应,降低恩格尔系数,并在较高收入家庭中表现明显。

然而,在不确定性条件下,信贷市场不完善,消费者难以通过借贷来平滑整个生命周期的消费,无法实现动态最优的消费路径。一方面,家庭债务将降低再融资的可能性或规模,导致消费者预期转弱,从而降低居民消费倾向和恩格尔系数。债务过度累积可能使金融机构对过度负债家庭的贷款条件审核越来越严格,降低家庭为消费而增加借贷或“借新还旧”的可能性(Murphy, 1998)。若负债家庭预期未来可能出现借贷约束,其将会调整消费行为,尤其在食品等收入弹性较小的必需品上花费更少(Fan, 2000)。另一方面,较高比例的收入用于债务偿还会造成家庭流动性趋紧,挤出食品等其他可变支出,导致恩格尔系数下降。债务的增加意味着偿债压力的加剧。尤其是,中国的房价经历了较长时间持续上涨,不少家庭需要动用较高比例的收入用于支付住房债务本息或居住支出,导致家庭流动性和实际可消费的预算约束都趋紧,从而挤占食品和其他可变支出(Kirby & Capps, 1994; 颜色、朱国钟, 2013)。特别地,财富和收入水平较低群体更容易受到流动性约束的影响(甘犁等, 2018),反映在消费行为上最突出的特点便是节衣缩食(杭斌、申春兰, 2005)。为此,家庭债务加强流动性约束的效应对较低收入家庭影响更大。据此,本文提出假说2。

假说2:家庭债务将增强流动性约束,降低恩格尔系数,并在较低收入家庭中表现明显。

在不确定性条件下,预防性储蓄动机也会影响家庭的消费和储蓄行为(Leland, 1968)。家庭债务主要在收入波动等外部冲击和预期支出变动的情况下,增加家庭面临的不确定性。一是每个家庭基于收入和资产水平选择借贷规模,收入下降、利率上升等外部冲击将增强家庭对未来偿债能力的不确定预期,加剧家庭危机感和脆弱性(Debelle, 2004)。二是中国的消费信贷是家庭在当前收入水平下无法满足消费需求时应对“大额刚性支出”的必要措施,因而消费信贷的增长与居住及其他生活成本的提高密切相关(李燕桥、臧旭恒, 2013)。负债家庭不仅要面临未来各类生活支出成本的提高,以及制度变迁引起的收支不确定,还要保证按时足额偿还债务,这使得家庭对不确定性更加谨慎。

家庭债务增强不确定性,导致预防性动机加强,反映在消费行为上便是调整消费支出,压缩生活成本(万广华等, 2001; Kukk, 2016)。已有研究发现,偿债压力越大的家庭,消费倾向越低(Fan & Yavas, 2020)。在面临收入或支出不确定时,食品、衣着、教育往往是中国居民改变生活成本的重要选择(尹海洁、唐雨, 2009; 孙伟增等, 2020)。其中,压缩食品和衣着的消费行为在低收入家庭中尤为明显。教育支出主要用于提高人力资本的质量和数量,并预期未来带来更高的收益,家庭通常不会因为收入等不确定性显著降低教育的需求量,有可能通过调整服务质量降低教育支出,但这个下降幅度不会太大。同时,用于“大宗支出”的债务在家庭总债务中占比往往较高,通常都“专款专用”,直

接扩大相应类别的消费支出,从而会抵消其他消费类别的支出调整。为此,相较于总消费支出的调整,比重较高的食品支出降低或增速放缓的幅度更大。综上,家庭债务将加强家庭未来的不确定性,影响食品与其他消费支出的相对调整,引起恩格尔系数下降,这在低收入家庭中会表现得更为突出。据此,本文提出假说 3。

假说 3:家庭债务将影响未来面临的不确定性,降低恩格尔系数,并在低收入家庭中表现明显。

三、数据与模型设定

(一)数据

本文数据来源于中国家庭追踪调查(CFPS),它由北京大学中国社会科学调查中心发起,自 2010 年起正式开展每两年一轮的调查访问,已覆盖全国 31 个省(自治区、直辖市)^①。该数据信息包括居民家庭的收入与支出、资产与负债、人口统计特征等,为研究家庭债务与恩格尔系数的关系提供了可靠翔实的数据支撑。

本文重点关注家庭债务对不同收入群体恩格尔系数的影响效应和作用渠道。被解释变量是恩格尔系数,即食品支出与总消费支出的比值,记为 EC 。恩格尔对食品支出的定义是,家庭在日常膳食、饮料、调味品、兴奋剂(如酒类,咖啡)、烟草和偶尔外出就餐的支出总和(Chai & Moneta, 2010)。核心解释变量是家庭债务。相较于债务变化,债务水平包含更多的家庭决策信息(Kukk, 2016)。收入是债务偿还的重要来源,相对于收入的债务水平更能反映家庭债务负担和债务风险。为此,本文选用债务收入比的水平值刻画家庭债务,即家庭负债规模与可支配收入的比率,记为 $Debt$ 。此外,本文还定义了家庭负债决策变量,将债务规模大于 0 的家庭取值为 1,否则取为 0,这个虚拟变量将用在稳健性检验部分。

本文对原始数据做了以下处理:(1)由于 CFPS(2010)的调查数据中食品支出不包含外出就餐、香烟和酒水支出,不能充分反映恩格尔对食品支出的界定,从而剔除 2010 年样本;(2)剔除农村家庭样本;(3)剔除主要变量(收入、支出)缺失和异常的样本;(4)剔除户主年龄小于 16 岁或超过 85 岁以上的户主家庭样本;(5)对连续型家庭债务变量按照上下 1% 水平进行缩尾处理。经过如上处理,本文最终得到 2012—2018 年的 20480 个观测值。为了考察债务对不同收入组家庭恩格尔系数的异质性影响,按照家庭可支配收入的 1/3 和 2/3 分位点,将样本家庭分为低收入组、中等收入组和高收入组。

(二)统计事实

1. 不同收入组的消费质量和分层。为进一步了解近年来中国城镇居民恩格尔系数变化的特征,需对不同收入组的消费质量和分层进行分析。从分项消费看,低收入家庭消费质量不高。如表 2 所示,在基本生活开支中,与 2012 年相比,2018 年低收入家庭人均实际食品支出和衣着支出都在下降。与此形成鲜明对比的是,人均居住支出提高了 1.5 倍,虽然增速不及中等收入和高收入家庭,但在总消费支出中的比重却更高(约 20%)。这意味着低收入家庭的居住支出会降低基本生活水准。在消费支出中,教育和医疗支出更能反映生活质量。样本期内,低收入家庭的教育支出大幅降低,虽然医疗支出增速较快,却远低于中等和高收入家庭。综上,即便近年来城镇低收入家庭的恩格尔系数更低,但消费品质并不高。

表 2 不同收入组别的消费结构变化(%)

收入分组	可支配收入	食品支出	衣着支出	居住支出	文教娱乐支出	医疗保健支出
低收入组	13.9	-4.1	-9.2	150.2	-16.7	33.1
中等收入组	16.1	25.4	19.2	280.7	16.6	69.9
高收入组	22.4	40.4	31.4	316.1	25.6	94.2

注:与 2012 年相比的 2018 年各变量的人均实际增长率,基于 2011 年价格计算。

^①2016 年以前的数据没有涵盖海南、西藏、青海、宁夏、新疆和内蒙古 6 个省(自治区)。

2. 家庭债务与恩格尔系数的统计描述。下面从家庭负债角度对恩格尔系数的下降及分化特征进行统计分析。(1)与无债家庭相比,负债家庭的恩格尔系数更低(如图1)。t检验结果显示,负债家庭与无债家庭的恩格尔系数具有显著差异。这个结论也适用于消除价格因素的恩格尔系数指标。(2)2012—2018年间,中国城镇居民家庭的债务收入比不断提高,与此同时恩格尔系数呈下降态势(如表1和图2)。(3)家庭债务负担^①在不同收入群体中差异显著。如图2所示,低收入组的债务收入比最高,而高收入组的债务负担最轻。

从以上统计描述可以得出初步结论:(1)从分项消费看,低收入家庭较低的恩格尔系数并不能反映出消费品质的提升;(2)家庭负债是恩格尔系数下降的重要因素之一;(3)家庭债务降低恩格尔系数的效应在不同收入组具有差异化影响。在控制其他变量的影响后,这些结论是否仍然成立,其中有着怎样的作用机制,需要进一步的实证分析。

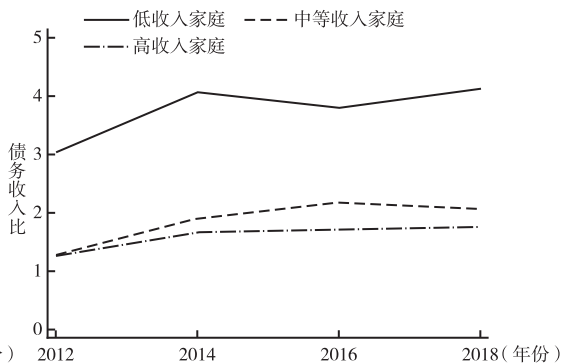
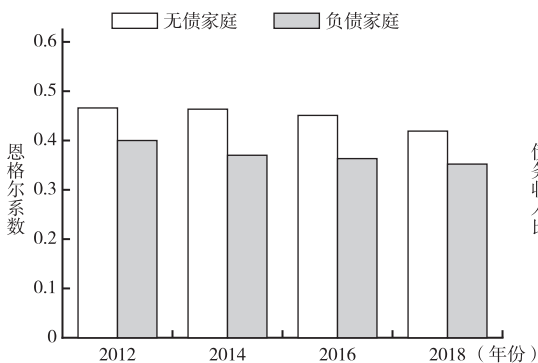


图1 负债决策与恩格尔系数(2012—2018年)

图2 家庭债务的收入分布(2012—2018年)

(三)模型设定

基于城镇居民恩格尔系数与收入表现出的“倒U”型特征,本文借鉴 Banks et al(1997)的思路,构建包含家庭债务和收入平方项的恩格尔系数计量模型:

$$EC_{it} = \beta_0 + \beta_1 Debt_{it} + \beta_2 Income_{it} + \beta_3 Income_{it}^2 + \gamma X_{it} + \mu_j + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 i 、 j 和 t 分别表示家庭个体、所在地区和调查年份。被解释变量 EC 为恩格尔系数,核心解释变量 $Debt$ 为债务收入比。借鉴 Fan & Yavas(2020)的设计,这里假设家庭负债在当期就会对恩格尔系数产生影响。 X 为控制变量,包括家庭特征变量、户主特征变量和地区特征变量。

家庭层面的控制变量包括四项。(1)人均收入。收入是影响恩格尔系数的重要因素,由表1可预测, $Income$ 的系数为正, $Income^2$ 的系数为负。(2)总资产。根据恩格尔定律,总资产越高,恩格尔系数越低。(3)家庭结构。已有研究表明,家庭结构是影响食品支出的主要因素之一(Brian,2002),本文采用老人占比和少儿占比进行刻画。(4)家庭规模。已有研究认为家庭规模对食品支出具有规模效应,从而家庭规模越大,恩格尔系数越低。

个体层面的控制变量包括四项。(1)年龄和年龄平方项。户主年龄反映家庭所处的生命周期阶段,不同年龄在收支模式、食品偏好方面存在差异。为捕捉可能的非线性关系,在模型(1)中加入年龄平方项。(2)受教育程度。户主的教育水平越高,意味着家庭劳动参与率和收入越高,从而恩格尔系数更低。(3)婚姻状况。户主婚姻状况影响主要家庭成员的劳动参与状况,及食品支出模式。(4)户籍。非城镇户籍的居民社会保障不健全,消费行为更为谨慎(陈斌开等,2010)。

地区层面的控制变量包括两项。(1)地区经济发展状况。恩格尔系数不仅表征生活水平,还反映一国(或地区)经济发展水平与速度。地区经济发展水平越高,恩格尔系数越小。(2)食品价格。

^①根据 CFPS(2012—2018年)的住房债务家庭样本计算得到。

食品价格具有较大的波动性,影响居民食品消费支出的权重(陈梦根,2019)。

在模型(1)中,恩格尔系数还可能受到家庭消费习惯、储蓄动机等不可观测变量的影响,或受到宏观经济政策的冲击,这些政策既影响异质性家庭的负债状况,又影响消费支出状况。为了避免遗漏变量引起的内生性问题,模型中加入了省份虚拟变量 μ_j 和年份虚拟变量 ν_t ,前者控制家庭消费行为、投融资环境以及其他重要经济变量的地区差异,后者捕捉食品消费的时间趋势。 ϵ_{it} 为随机误差项。各地区城市食品消费价格指数数据来源于相关历年《中国价格统计年鉴》,其他省级数据来源于相关历年《中国统计年鉴》。为了避免异常值的干扰,本文以2011年为基期对收入和资产变量进行价格指数平减后,加1然后取对数。主要变量的定义见表3。

表3 主要变量的描述性统计

变量名称	变量测度	样本容量	均值	标准差	最小值	最大值
恩格尔系数	食品支出/总消费支出	20480	0.42	0.19	0	1
负债决策	家庭负债虚拟变量	20480	0.29	0.45	0	1
债务收入比	家庭负债规模/可支配收入	20480	0.67	1.93	0	13.33
人均收入	家庭人均实际可支配收入的对数	20480	9.48	1.11	0.46	15.28
总资产	家庭总资产的对数	20480	12.55	1.81	0	18.2
家庭规模	家庭总人数	20480	3.42	1.66	1	17
少儿占比	16岁以下孩子数量占家庭总人数的比重	20480	0.09	0.15	0	0.75
老人占比	65岁以上老人数量占家庭总人数的比重	20480	0.21	0.33	0	1
年龄	户主年龄	20480	49.42	14.49	16	85
年龄平方项	年龄的平方/100	20480	26.52	14.76	2.56	72.25
受教育程度	0=小学以下,1=小学,2=初中, 3=高中、中专、技校或职高,4=大学及以上	20480	2.04	1.37	0	4
已婚	户主有配偶=1,无配偶=0	20480	0.85	0.36	0	1
农业户口	农业户口=1,非农业户口=0	20480	0.48	0.5	0	1
GDP	各省人均实际GDP的对数	20480	10.69	0.43	9.75	11.62
食品价格指数	各省食品价格指数(以2011年为基期)	20480	1.35	0.08	1.21	1.56

注:恩格尔系数的最小值为0.0006。

四、家庭债务对恩格尔系数的影响分析

(一)基准回归结果

表4第(1)至第(4)列报告了采用pool OLS方法的估计效应。结果显示,不管是全样本还是分样本,在控制个体特征、家庭特征、地区特征以及地区和时间虚拟变量后,债务收入比的系数在1%水平上显著为负,说明家庭债务显著降低了恩格尔系数。从全样本的系数大小看,债务规模相较于收入上升一倍,则恩格尔系数平均下降0.009。

表4第(1)至第(4)列的结果可能受到以下问题的挑战:一是家庭的食品消费行为可能影响借贷决策,即存在反向因果问题;二是遗漏不可观测的变量,比如家庭的食品偏好不仅难以用指标准确衡量,而且很可能成为潜在的遗漏变量,若变量的异质性既影响家庭负债决策,又影响消费行为,将导致估计结果产生偏误。为克服以上问题导致的估计偏差,本文采用工具变量法进行两阶段最小二乘估计。群体效应理论认为,群体特征对个体的心理和经济行为都会产生影响,为此,可以考虑将较高层面的集聚数据作为较低层面解释变量的工具变量,这在经济学和社会学中比较常见。本文参考黄宇虹和樊纲治(2017)的做法,将同一年份同一社区的平均债务收入比(不包括该家庭)作为个体家庭债务的工具变量。一方面,较高层面的债务收入比反映当地的借贷环境,为个体融资提供条件,满足

相关性条件;另一方面,社区平均债务收入比不会影响个体的负债状况,满足外生性条件。

表4第(5)至第(8)列分别汇报了采用两阶段最小二乘法的全样本和分组回归结果。全样本的一阶段估计结果显示,社区平均债务收入比对个体家庭债务收入比的影响在1%水平上显著为正,由此可以认为工具变量满足相关性要求。K-P的Wald F统计量值远大于经验临界值,说明不存在弱工具变量问题。类似地,其他收入组的工具变量也是有效的。从第二阶段的回归结果看,债务收入比仍然在1%水平上显著为负,但比第(1)列的绝对值更大,说明模型(1)中存在不可观测因素,使家庭债务对恩格尔系数的影响效应被低估。根据工具变量模型的估计结果,负债总量相较于收入上升一倍,导致恩格尔系数下降0.032。在排除了内生性的影响后,家庭债务显著降低了中低收入家庭的恩格尔系数,对高收入家庭的恩格尔系数影响不显著。可能的原因是,高收入家庭资产殷实且收入稳定,无论是食品数量还是质量都已经得到充分满足,恩格尔系数处于较低水平的稳定状态。即便这些家庭负债消费或投资,对食品支出的影响也微乎其微。

在第(5)列的回归结果中,其他家庭和地区特征变量对恩格尔系数的影响方向与既有经验研究文献基本一致:在控制变量中,收入一次项的估计系数为正,二次项的系数为负,都在1%的水平上显著。这表明在债务快速增长阶段,中国城镇居民的恩格尔系数与收入呈“倒U”型关系,这与Banks et al(1997)、Maki & Ohira(2014)得到的结论一致。总资产的估计系数显著为负,体现了资产收入效应。家庭规模的估计系数显著为负,表明家庭在食品消费方面存在规模效应。少儿占比和老人占比的系数显著为正,表明少儿和老人需要摄入较高的蛋白和较多的营养品,在食品上的投入相对较多。受教育程度的估计系数显著为负,表明受教育水平较高的家庭在其他更高层次的消费中支出更多。户籍的估计系数显著为负,表明城镇移民的社会保障不完善且工作不稳定,导致预防性储蓄动机增强,恩格尔系数下降。地区GDP的估计系数显著为负。这与尹海洁和唐雨(2009)、陈梦根(2019)得出的经验结果相一致。

表4 家庭债务影响恩格尔系数的基准回归结果

变量	OLS				工具变量法			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全样本	低收入组	中等收入组	高收入组	全样本	低收入组	中等收入组	高收入组
债务收入比	-0.009*** (-10.625)	-0.008*** (-7.630)	-0.012*** (-6.511)	-0.010*** (-6.324)	-0.032*** (-5.038)	-0.021*** (-3.275)	-0.035*** (-3.938)	0.009 (1.057)
人均收入	0.066*** (4.459)	-0.006 (-0.519)	-0.077 (-0.551)	-0.139*** (-3.081)	0.032** (2.148)	-0.017 (-0.897)	-0.149 (-0.963)	-0.149** (-2.441)
人均收入平方项	-0.005*** (-5.633)	0.000 (0.444)	0.003 (0.364)	0.004** (2.060)	-0.003*** (-4.435)	0.000 (0.405)	0.006 (0.794)	0.005 (1.635)
总资产	-0.009*** (-8.853)	-0.005*** (-3.664)	-0.010*** (-7.277)	-0.015*** (-8.848)	-0.006*** (-4.666)	-0.003** (-2.140)	-0.007*** (-3.896)	-0.018*** (-7.361)
家庭规模	-0.012*** (-9.893)	-0.012*** (-7.017)	-0.019*** (-8.998)	-0.012*** (-4.993)	-0.014*** (-11.956)	-0.013*** (-5.920)	-0.019*** (-6.299)	-0.011*** (-5.533)
少儿占比	0.046*** (3.155)	0.074*** (3.368)	0.064** (2.456)	-0.010 (-0.456)	0.045*** (4.257)	0.071*** (3.949)	0.062*** (3.565)	-0.015 (-0.851)
老人占比	0.030*** (3.282)	0.015 (1.240)	0.038** (2.578)	0.061*** (7.630)	0.021*** (2.747)	0.010 (0.863)	0.030** (2.406)	0.069*** (5.594)
年龄	0.001 (1.269)	0.001 (0.832)	0.002 (1.171)	0.002* (1.841)	0.001 (1.621)	0.001 (1.188)	0.001 (1.014)	0.002 (1.472)
年龄平方项	-0.001 (-0.596)	-0.001 (-0.663)	-0.001 (-0.523)	-0.001 (-0.699)	-0.001 (-0.883)	-0.001 (-1.019)	-0.000 (-0.378)	-0.001 (-0.537)
受教育程度	-0.009*** (-5.789)	-0.008*** (-3.316)	-0.009*** (-4.203)	-0.009*** (-3.385)	-0.008*** (-5.876)	-0.007*** (-3.459)	-0.007*** (-3.431)	-0.010*** (-4.017)

变量	OLS				工具变量法			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全样本	低收入组	中等收入组	高收入组	全样本	低收入组	中等收入组	高收入组
已婚	0.004 (1.059)	-0.011 (-1.573)	0.027*** (4.138)	-0.003 (-0.443)	0.007 (1.497)	-0.009 (-1.240)	0.030*** (3.467)	-0.005 (-0.608)
农业户口	-0.043*** (-11.749)	-0.040*** (-8.326)	-0.045*** (-8.528)	-0.027*** (-5.734)	-0.043*** (-12.093)	-0.040*** (-6.718)	-0.045*** (-8.059)	-0.028*** (-4.907)
GDP	-0.043* (-1.763)	0.013 (0.398)	-0.079** (-2.235)	-0.006 (-0.279)	-0.041** (-2.214)	0.012 (0.350)	-0.068** (-2.126)	-0.006 (-0.171)
食品价格指数	-0.051 (-0.289)	-0.335 (-0.750)	-0.044 (-0.186)	0.211 (1.448)	-0.017 (-0.174)	-0.317* (-1.664)	-0.076 (-0.457)	0.171 (1.027)
常数项	0.901** (2.736)	0.832 (1.179)	1.923* (2.011)	1.309*** (3.026)	1.056*** (4.940)	1.145*** (2.905)	2.239*** (2.667)	1.531*** (3.114)
观测值	20480	6829	6828	6823	20480	6829	6828	6823
R ²	0.117	0.102	0.129	0.131	0.071	0.075	0.099	0.114
工具变量 t 值					11.35	8.73	7.81	7.98
Wald F 值					128.88	76.24	60.18	63.63

注：*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；括号内为估计系数的t统计量，采用家庭层面的聚类标准误；控制变量还包括时间和地区虚拟变量；下同。

(二) 稳健性检验

本部分从变换估计方法、改变关键变量设定和样本量、排除其他影响渠道等方面，检验了家庭债务影响恩格尔系数估计结果的稳健性。第一，采用面板双向固定效应模型再估计。在模型(1)中，虽然控制了省级层面的特征，但仍可能存在家庭层面的遗漏变量，比如家庭的风险偏好程度、消费习惯等因素。为控制个体家庭不随时间变化的因素，采用CFPS(2012—2018)构成平衡面板数据，使用个体家庭和时间双向固定效应模型进行估计。第二，采用公式调整后的恩格尔系数，以反映真实生活水平。发展中国家的居民在教育、医疗和住房方面支付更高，这不满足恩格尔定律要求社会保障比较完善的这一前提条件。尹海洁和唐雨(2009)提出在计算城市贫困家庭的恩格尔系数时，应将家庭消费支出总额减去医疗自费总额和教育自费总额。考虑到近些年房价的快速上涨增加了居住支出负担，从总消费中还要扣除居住支出，在消除价格因素影响后，构建反映真实生活水平的恩格尔系数，即“(食品支出/食品CPI指数)/[(总消费支出—医疗保健自费支出—文教娱乐自费支出—居住支出)/CPI指数]”。第三，采用负债决策作为核心解释变量^①。第四，采用资产负债率作为核心解释变量，即家庭债务规模除以总资产，这也是常见的杠杆率定义形式。第五，排除收入差距的影响。已有研究表明，收入差距扩大导致的社会平均消费水平下降，是中国居民恩格尔系数下降的重要原因之一。为了排除收入差距对估计结果的影响，借鉴胡祖光(2004)的做法，将区县层面的收入按五分位数分组，把最高收入组与最低收入组的收入占全国总收入比重的差值定义为区县层面的收入基尼系数，加入模型(1)。第六，为了排除特殊生活经历、住房遗赠动机等因素对估计结果的影响，剔除60岁以上户主的家庭。以上检验结果如表5所示，家庭债务降低恩格尔系数的效应显著且稳健^②。

①为了保证负债决策影响恩格尔系数估计结果的稳健性，采用社区平均债务收入比作为债务决策的工具变量进行检验，还尝试将样本限制在满足倾向得分匹配(PSM)的样本中，以缓解样本选择问题带来的估计偏误，结果仍然显示，负债决策显著降低中低收入家庭恩格尔系数。

②以上稳健性检验结果在中低收入家庭中也适用，受篇幅限制，具体结果没有在文中报告，备索。

表5 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	双向固定效应	采用公式调整后 恩格尔系数	采用负债决策	采用资产负债率	排除收入 差距影响	剔除 60 岁 以上户主样本
债务收入比	-0.009*** (-5.032)	-0.008*** (-10.365)			-0.009*** (-10.691)	-0.010*** (-11.256)
负债决策			-0.055*** (-15.478)			
资产负债率				-0.031*** (-10.124)		
控制变量	是	是	是	是	是	是
观测值	6680	20480	20480	20480	19830	15949
R ²	0.035	0.156	0.124	0.116	0.116	0.115

五、影响机制与进一步分析

(一) 影响机制分析

前文的分析结果表明,家庭债务将显著降低城镇居民家庭的恩格尔系数,且这一效应主要体现于中低收入家庭。本节将探讨家庭债务降低恩格尔系数的影响机制,及在不同收入组中的差异。由理论分析可知,家庭债务影响恩格尔系数的渠道主要是资产收入效应、流动性约束和不确定性。下面我们将分别对全样本和分样本进行实证检验。

1. 资产收入效应。为检验资产收入效应,在模型(1)中加入债务收入比与总资产的交乘项,估计结果如表6所示,全样本和中等收入家庭的债务收入比、总资产系数显著为负,交乘项的系数显著为正。这说明资产收入效应在债务负担较小的中等收入家庭中作用明显。一方面,中等收入家庭的收入和净资产较高,债务偿还压力较小,更加看重较高层次的消费需求,从而食品支出份额较低;另一方面,中等收入家庭可能为投资多套房而负债,住房杠杆带来资产收益回报,从而恩格尔系数较低。为了验证家庭债务的资产收入效应存在于多套房家庭中,我们区分了多套房家庭^①、一套房家庭和无房家庭。估计结果如表6第(5)至第(7)列所示,交乘项估计系数在多套房家庭中显著为正,而在一套房家庭和无房家庭样本中并不显著。通过样本平均值计算得到,中等收入家庭总资产的偏效应为-0.009,表明中等收入家庭债务加强了资产收入效应。但若债务规模持续累积,债务削弱资产收入效应的作用会逐渐显现。综上,对于中等收入家庭,债务加强了资产收入效应,降低了恩格尔系数,由此验证了假说1。

表6 机制检验:资产收入效应

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	全样本	低收入组	中等收入组	高收入组	多套房家庭	一套房家庭	无房家庭
债务收入比	-0.016*** (-4.625)	-0.013** (-2.423)	-0.060*** (-4.916)	-0.057*** (-3.106)	-0.036** (-2.783)	-0.008 (-0.689)	-0.010 (-1.696)
交乘项	0.000* (1.921)	0.000 (0.925)	0.004*** (3.964)	0.003 (0.948)	0.002** (2.393)	-0.000 (-0.088)	-0.000 (-0.278)
总资产	-0.009*** (-8.512)	-0.005*** (-3.403)	-0.011*** (-7.343)	-0.016*** (-8.762)	-0.009*** (-8.512)	-0.005*** (-3.403)	-0.011*** (-7.343)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
观测值	20480	6829	6828	6823	4130	12681	3669
R ²	0.117	0.102	0.130	0.132	0.131	0.113	0.116

^①将拥有两套及以上住房的家庭定义为多套房家庭。

2. 流动性约束效应。为了验证流动性约束效应,首先估计家庭债务对家庭面临流动性约束可能性的影响,然后将家庭债务收入比与流动性约束做交乘项加入模型(1)中。本文借鉴 Zeldes(1989),采用家庭金融资产的流动性定义流动性约束虚拟变量。若家庭金融资产低于其两个月的持久性收入,则该家庭面临流动性约束,取值为 1,否则取值为 0。

使用 probit 模型对不同收入组进行估计,结果如表 7 第(1)至第(4)列所示,债务收入比的估计系数在 1%水平上显著为正,说明家庭债务显著加强了流动性约束。表 7 第(5)至第(8)列结果显示,交乘项的系数在全样本和中低收入组中显著为负,说明流动性约束越紧的中低收入家庭,家庭债务降低恩格尔系数的效应越明显。原因是,较低收入家庭原本面临流动性约束的可能性大(甘犁等,2018),家庭债务会进一步加剧中低收入家庭面临流动性约束的概率,进而挤出消费,房奴效应凸显(颜色、朱国钟,2013;Dyan & Edelberg,2013)。面临流动性约束,借贷家庭在收入弹性较小的食品上花费更少(杭斌、申春兰,2005;Fan,2000)。这说明流动性约束是家庭债务导致中低收入家庭恩格尔系数降低的重要渠道,由此验证了假说 2。

表 7 机制检验:流动性约束效应

变量	被解释变量: 流动性约束虚拟变量(probit 模型)				被解释变量: 恩格尔系数			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全样本	低收入组	中等收入组	高收入组	全样本	低收入组	中等收入组	高收入组
债务收入比	0.096*** (16.178)	0.067*** (9.424)	0.129*** (9.623)	0.164*** (11.609)	-0.009*** (-8.852)	-0.008** (-4.955)	-0.010*** (-5.521)	-0.010*** (-5.256)
交乘项					-0.001*** (-3.215)	-0.001** (-2.303)	-0.005* (-1.800)	0.000 (0.054)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	20480	6829	6828	6823	20480	6829	6828	6823
R ²	0.123	0.117	0.110	0.147	0.117	0.102	0.129	0.131

3. 不确定性效应。不确定性的度量是不确定性机制检验的关键。不少研究将收入波动视为影响不确定性的唯一因素,并把支出波动也看作收入不确定性,这会造成对收入不确定性影响消费的估计产生偏误(万广华等,2001)。然而,有些支出不确定性是收入无法解释的,比如医疗和教育等民生方面的改革会导致支出波动。为了全面反映家庭面临的风险,本文从收入和支出两个方面界定不确定性。收入不确定性选用收入的对数方差作为度量指标。具体做法是,在 Carroll & Samwick(1997)的基础上,首先依据户主的年龄、文化程度、所在行业与单位所有制性质、社保特征对家庭分组,然后分别计算组内对数方差,最后将不同组的方差加总^①。既有文献往往忽视收入的变动方向对不确定性的差异性影响,这里借鉴罗楚亮(2004)的方法,对当年收入和过去年份收入进行比较,若当年收入低于过去年份收入,则该家庭的收入对数方差取负值。对于支出不确定性的刻画,参考 Dyan(1993),采用居民消费性支出增长率的平方作为代理变量。

在模型(1)的基础上加上收入不确定以及其与债务收入比的交乘项,估计结果如表 8 第(1)至第(4)列所示。交乘项的系数不显著,表明家庭债务通过收入不确定性影响恩格尔系数的效应不明显。

^①关于收入不确定性,从年龄分组看,收入风险随年龄增加而上升。人力资本收入是大多数家庭的主要收入,生命周期理论认为,随着年龄增长,人力资本财富越低,家庭面临的收入不确定性越高。从受教育程度看,户主教育水平越高,工作可替代性较弱,收入风险越低。从行业看,服务业的收入风险较高。从单位性质看,在政府部门、国有企业和事业单位工作的收入风险显著比其他部门低。从养老保险来看,有养老保险的家庭收入风险较低。

第(5)至第(8)列在模型(1)的基础上加上支出不确定性^①,及其与债务收入比的交乘项。估计结果显示,交乘项的系数在低收入组中显著为负。这表明支出不确定性越高的家庭,家庭债务降低恩格尔系数的作用越明显,这种效应主要体现在低收入家庭中。原因是,在中国经济转型过程中,教育、医疗等方面的不确定性因素,加强了低收入城镇居民的谨慎性动机。低收入家庭债务负担较重,偿债能力对收入、利率等外在冲击更加敏感,预防性储蓄动机进一步加强,在食品支出上往往过度节俭,从而导致恩格尔系数降低。综上,家庭债务加强了支出不确定性,导致低收入家庭的恩格尔系数降低,由此验证了假说3。

表8 机制检验:不确定性效应

变量	收入不确定性				支出不确定性			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	全样本	低收入组	中等收入组	高收入组	全样本	低收入组	中等收入组	高收入组
债务收入比	-0.011*** (-6.383)	-0.009*** (-3.815)	-0.017*** (-4.639)	-0.002 (-0.608)	-0.007*** (-3.430)	-0.005* (-1.896)	-0.017*** (-4.025)	-0.002 (-0.502)
交乘项	0.000 (0.552)	-0.000 (-0.415)	0.000 (0.372)	0.001 (1.208)	-0.003 (-1.408)	-0.004* (-1.963)	-0.001 (-0.177)	-0.002 (-0.516)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	6680	2223	2189	2268	5010	1428	1645	1937
R ²	0.129	0.128	0.138	0.157	0.186	0.176	0.202	0.241

以上研究表明,家庭债务通过资产收入效应、流动性约束和不确定性三个渠道,显著降低了中低收入家庭的恩格尔系数。然而,家庭债务引起恩格尔系数下降的作用渠道在不同收入水平的家庭中存在差异。对于中等收入家庭,债务加强资产收入效应,增强流动性约束,降低恩格尔系数。对于低收入家庭,债务加剧流动性约束和不确定性,增加预防性储蓄,导致恩格尔系数下降。

然而,家庭债务攀升引起的恩格尔系数下降,并不意味着福利水平的提升。在机制分析中发现,债务产生的资产收入效应在多套房家庭中更明显,这说明中等收入家庭的住房负债发挥了杠杆效应,住房资产收益率增加,财产性收入扩大,家庭消费增加,且在食品方面的支出比重降低,这是福利提升的表现。这也说明,中等收入家庭债务的资产效应大于流动性约束效应。不过,住房债务并没有显著提高中等收入家庭的非住房消费^②,这说明消费指向性较强的住房债务尚未提升消费结构。值得注意的是,若家庭债务规模持续累积,中等收入家庭的资产收入效应会逐渐削弱,加之流动性约束趋紧,对消费的促进作用会发生转向。对于低收入家庭,由于就业不稳定、社会保障不完善等原因,原本更容易遭受流动性约束。债务偿还是负债家庭的刚性支出,加之债务增加隐含的生活成本提高,都进一步加剧城镇低收入家庭的流动性约束和支出不确定性,导致更加谨慎的消费行为。虽然食品需求是最基本的物质保障,但家庭可以根据经济状况对食物种类和品质进行调整。尤其在经济资源匮乏或流动性约束较强的情况下,节衣缩食是低收入家庭消费行为的主要特点(如表2)。为此,对于低收入家庭,家庭债务进一步加剧流动性约束和不确定性,增强预防性储蓄动机,进而调整食品支出,这是在不得已情况下的被动行为。

①在确定收入和支出不确定性的符号时,需要用到同一家庭在不同时期的数据,为此,这里采用2012—2018年的1470个家庭6680个观测值的平衡面板数据。在支出不确定性分析中由于用到滞后一期的数据,造成样本量损失,最后得到5010个观测值。

②对中等收入组样本,用非住房消费和住房债务收入比分别作为被解释变量和核心解释变量,采用模型(1)做回归。

(二)进一步分析

1. 基于微观家庭特征与区域特征的异质性分析。家庭负债和消费决策受其自身的微观特征和所处区域影响。首先,从表4的结果可以看出户主受教育程度显著降低了恩格尔系数,但不能说明家庭债务降低恩格尔系数的效应在不同教育水平家庭中存在差异性。户主的教育水平对家庭偿债能力、借贷约束和消费内容等许多方面产生重要影响。为探究这一差异性,在模型中加入债务收入比与高教育水平家庭虚拟变量^①的交乘项。估计结果如表9第(1)列所示,交乘项的估计系数显著为负。这说明,对于高教育水平家庭,债务降低恩格尔系数的作用更大。可能的原因是,受教育程度较高的家庭,信贷可得性较高且偿债能力较强,债务的资产收入效应更加明显。

不同风险态度家庭的债务对消费行为具有异质性影响,风险偏好家庭将负债视作增加财富的融资方式,从而促进消费,而风险厌恶家庭为了实现去杠杆目标而降低消费。为考察由风险偏好产生的差异性,依据户主的风险偏好程度,定义风险偏好家庭虚拟变量^②,并设置其与债务收入比的交乘项。估计结果如表9第(2)列所示,交乘项系数为正且不显著,这说明债务对恩格尔系数的影响作用在不同风险偏好家庭中无显著差异。可能是因为,风险偏好家庭采用负债融资方式增持生息资产,在资产收入效应和财富效应下,降低了恩格尔系数。风险厌恶家庭在负债融资后,为修复流动性和资产负债表选择抑制家庭消费,导致了恩格尔系数下降。

各地区因在经济、金融发展水平、房价等方面存在差异,使得家庭债务对恩格尔系数的影响也不同。在表9第(3)列中,我们加入了债务收入比与东部地区虚拟变量^③的交乘项,其估计系数显著为正,说明家庭债务对不同地区恩格尔系数的影响具有显著差异。从绝对值看,家庭债务对中西部地区恩格尔系数的影响效应更大。可能是因为:其一,中西部地区的金融发展程度较低,信贷可得性较差,负债家庭更容易遭遇流动性约束;其二,中西部地区家庭收入风险的分散方式往往依赖税收或转移支付,缺乏市场化降低风险的机制,消费行为对支出不确定比较敏感,进而对恩格尔系数的影响效应较大。

表9 基于微观家庭特征和区域的异质性检验

变量	(1)	(2)	(3)
	受教育程度	风险偏好程度	所处地区
债务收入比	-0.009*** (-10.595)	-0.009*** (-6.561)	-0.009*** (-12.675)
债务收入比×受教育程度高	-0.003* (-1.657)		
债务收入比×风险偏好		0.002 (0.340)	
债务收入比×东部地区			0.000** (2.370)
控制变量	是	是	是
观测值	20480	6296	20480
R ²	0.117	0.163	0.117

①将户主受教育程度在高中以上的家庭,定义为高教育水平家庭,取值为1,否则取0。

②仅有CFPS(2014)的调查问卷给出了反映个体风险态度的问题,具体表述为“假如您家投资/在投资中,您愿意承担的风险如何”。本文将选择“高风险、高收益”的家庭定义为风险偏好家庭,取值为1,否则为0。在不同风险偏好家庭的分样本回归中,债务收入比系数都显著为负。

③若家庭所在省份属于东部地区,取值为1,若属于中西部地区取值为0。

2.“倒U”型解释。基于以上研究结果,我们下面来回答为什么在中国居民部门债务快速增长时期,城镇居民的恩格尔系数与收入呈“倒U”型关系。中国城镇低收入家庭的恩格尔系数较低,这与张荣山(2007)、尹海洁和唐雨(2009)观察到的现象一致,这体现了恩格尔系数在不同群体中的差异性。对此,既有文献主要从以下几个方面进行了解释:收入差距的扩大;教育、住房、医疗费用的过快上涨;以“量的满足”为主要特征的消费观念;收入水平滞后性和统计方法局限性等。

在中国家庭债务快速增加的背景下,本文认为这种差异性还归因于低收入家庭的债务总量和债务结构。从债务总量看,低收入家庭过度负债,偿债负担重。2012年以后,居民部门债务总量快速提高,这既有供给端的原因,也有需求端的推动。在供给端,金融产品持续创新,加之宽松的货币政策及宏观经济形势影响,在客观上为居民加杠杆提供了机会。在需求端,较长时间的房价上涨预期,促使城镇居民家庭追求更大、更多的住房(李雪松、黄彦彦,2015),增加了各类贷款需求。另外,近些年中国居民家庭的借贷意愿和投资风险偏好提高,这也在主观上增加了对债务的需求(周广肃、王雅琦,2019)。在此背景下,低收入家庭不但能获取“大宗支出”的信贷支持,而且日常开支的小额消费信贷也能得到满足。在盲目自信、金融素养低等因素的发酵下,低收入家庭容易过度负债,造成偿债负担过重的问题(Maki & Ohira, 2014)。中国家庭金融调查(CHFS)的数据显示,2015—2017年新购房的负债家庭中,最低五分位组家庭的债务收入比为13.7,而最高五分位组家庭仅为1.8。家庭债务的流动性约束和不确定性进一步强化了预防性储蓄,对食品等可变支出更加谨慎,导致恩格尔系数下降更多和福利水平损失更严重。

从债务结构看,住房债务中非正规借贷比重高。样本期内,住房债务逐渐成为低收入家庭债务的最重要组成部分,比重由12%提高至约50%。非正规借贷在总负债中的比例趋于下降,由77%降至71%,但仍然处于高位。这说明,低收入家庭的住房负债中有大量的非正规借贷。用非正规渠道“借来的”资金投向住房,会造成资金短期高利率与长期低流动性的错配,导致低收入家庭偿债压力较大,潜在违约风险提高,从而预防性动机加强,消费行为趋于谨慎。

六、结论与政策启示

本文尝试从家庭负债角度对近年来城镇居民恩格尔系数的下降与分化进行解释,采用中国家庭追踪调查(2012—2018年)数据,考察家庭债务对不同收入组恩格尔系数的影响效应和作用机制,并进行福利分析,得到了以下研究发现。(1)家庭债务显著降低了恩格尔系数,这主要体现在城镇中低收入家庭中。这一结论在不同模型设定、指标和样本变换下仍然保持稳健。(2)家庭债务攀升引起的恩格尔系数下降,并不意味着消费结构的升级和福利水平的提升。对于中等收入家庭,家庭债务影响恩格尔系数的资产收入效应大于流动性约束效应,这虽然提升了总福利水平,但是并未体现消费结构的升级。从长期来看,家庭债务累积带来的负面影响将削弱资产收入效应,加强由流动性约束产生的预防性储蓄动机。对于低收入家庭,家庭债务通过强化流动性约束和不确定性,降低了食品支出乃至恩格尔系数,并没有提高福利水平。(3)家庭债务降低恩格尔系数的效应在较高教育水平家庭、中西部地区表现得更明显。此外,在家庭债务快速增长阶段,中国城镇居民的恩格尔系数与收入存在“倒U”型关系,低收入家庭恩格尔系数更低。原因是,在这个阶段,低收入家庭过度负债,并且非正规借贷占比过高,造成偿债负担过重,而流动性约束和不确定性进一步强化了预防性储蓄,对食品消费的挤出效应更明显,导致恩格尔系数下降幅度较大。本文的研究结论对提升居民福利水平,促进国内大循环具有一定的政策启示。

第一,恩格尔系数是评估居民生活水平和消费质量的重要指标。然而,近年来在中国家庭债务快速攀升背景下,中低收入家庭恩格尔系数表现出“伪下降”的特征。简单依据恩格尔系数判断中低收入居民家庭生活水平可能导致政策效应的偏离,为此还需要结合人均实际可用于消费的可支配收入、人均消费支出等指标综合考虑。

第二,由家庭债务引起的低收入家庭恩格尔系数下降,更多体现为福利水平的损失,为此,采取多渠道扩大低收入群体就业,加大转移支付等措施,让边际消费倾向高的群体释放必要消费的潜力,有助于切实提升居民福利水平、促进国内大循环。

第三,非正规借贷比重高是低收入家庭偿债负担重的主要原因,为此,可以从提高低收入家庭的信贷可得性着手,降低偿债压力和违约风险,提高实际可消费收入,增进福利水平。鼓励金融机构积极创新消费信贷产品,对不同收入群体制定差异化的消费信贷政策,提高低收入群体的正规信贷可得性,推动消费信贷的普惠性发展。

参考文献:

- 陈斌开 陆铭 钟宁桦,2010:《户籍制约下的居民消费》,《经济研究》第 S1 期。
- 陈梦根,2019:《地区收入、食品价格与恩格尔系数》,《统计研究》第 6 期。
- 甘犁 赵乃宝 孙永智,2018:《收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率》,《经济研究》第 12 期。
- 杭斌 申春兰,2005:《恩格尔系数为什么降的这么快》,《统计研究》第 1 期。
- 胡祖光,2004:《基尼系数理论最佳值及其简易计算公式研究》,《经济研究》第 9 期。
- 黄宇虹 樊纲治,2017:《土地经营权流转与农业家庭负债状况》,《金融研究》第 12 期。
- 李雪松 黄彦彦,2015:《房价上涨、多套房决策与中国城镇居民储蓄率》,《经济研究》第 9 期。
- 李燕桥 臧旭恒,2013:《消费信贷影响我国城镇居民消费行为的作用渠道及检验——基于 2004—2009 年省际面板数据的经验分析》,《经济学动态》第 1 期。
- 罗楚亮,2004:《经济转轨、不确定性与城镇居民消费行为》,《经济研究》第 4 期。
- 孙伟增 邓筱莹 万广华,2020:《住房租金与居民消费:效果、机制与不均等》,《经济研究》第 12 期。
- 万广华 张茵 牛建高,2001:《流动性约束、不确定性与中国居民消费》,《经济研究》第 11 期。
- 王宋涛 谢兰兰,2013:《公平分配与居民福利——收入差距对中国居民恩格尔系数的影响分析》,《统计与信息论坛》第 3 期。
- 颜色 朱国钟,2013:《“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》,《管理世界》第 3 期。
- 尹海洁 唐雨,2009:《贫困测量中恩格尔系数的失效及分析》,《统计研究》第 5 期。
- 张荣山,2007:《欠发达县城镇居民恩格尔系数的特殊性》,《统计研究》第 12 期。
- 周广肃 王雅琦,2019:《住房价格,房屋购买与中国家庭杠杆率》,《金融研究》第 6 期。
- Banks, J. et al(1997), “Quadratic Engel curves and consumer demand”, *Review of Economics and Statistics* 79(4): 527—539.
- Brian, W. G. (2002), “Household composition and food expenditures in China”, *Agribusiness* 18(3):387—407.
- Carroll, C. D. & A. A. Samwick(1997), “The nature of precautionary wealth”, *Journal of Monetary Economics* 40(1):41—71.
- Chai, A. & A. Moneta(2010), “Retrospectives: Engel curves”, *Journal of Economic Perspectives* 24(1):225—240.
- Choi, Y. & J. C. Son(2016), “Nonlinear effect of household debt on consumption: Evidence from household-level panel data in Korea”, *Economics Bulletin* 36(2):1083—1094.
- Deaton, A. & C. Paxson(1998), “Economies of scale, household size, and the demand for food”, *Journal of Political Economy* 106(5):897—930.
- Debelle, G. (2004), “Macroeconomic implications of rising household debt”, BIS Working Paper, No. 153.
- Dynan, K. E. (1993), “How prudent are consumers?”, *Journal of Political Economy* 101(6):1104—1113.
- Dynan, K. & W. Edelberg(2013), “The relationship between leverage and household spending behavior: Evidence from the 2007—2009 survey of consumer finances”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review* 95(5):425—448.
- Fan, J. X. (2000), “Linking consumer debt and consumer expenditures: Do borrowers spend money differently?”, *Family & Consumer Sciences Research Journal* 28(3):358—401.
- Fan, Y. & A. Yavas (2020), “How does mortgage debt affect household consumption? Micro evidence from China”, *Real Estate Economics* 48(1):43—88.
- Himmelberg, C. et al(2005), “Assessing high house prices: Bubbles, fundamentals and misperceptions”, *Journal of Economic Perspectives* 19(4):67—92.

- Johnson, K. W. & G. Li(2007), “Do high debt payments hinder household consumption smoothing?”, *Finance & Economics Discussion* 19(1):59—72.
- Kirby, R. & O. Capps(1994), “Impact of consumer installment debt on food expenditures”, *Journal of Consumer Affairs* 28(1):81—95.
- Kukk, M. (2016), “How did household indebtedness hamper consumption during the recession? Evidence from micro data”, *Journal of Comparative Economics* 44(3):764—786.
- Leland, H. E. (1968), “Saving and uncertainty: The precautionary demand for saving”, *Quarterly Journal of Economics* 82(3):465—473.
- Maki, A. & S. Ohira(2014), “Engel’s law in Vietnam and the Philippines: Effects of in-kind consumption on inequality and poverty”, Harvard-Yenching Institute Working Paper Series.
- Mian, A. et al(2013), “Household balance sheets, consumption, and the economic slump”, *Quarterly Journal of Economics* 128(4):1687—1726.
- Murphy, R. G. (1998), “Household debt and consumer spending”, *Business Economics* 33(3):38—42.
- Zeldes, S. P. (1989), “Consumption and liquidity constraints: An empirical investigation”, *Journal of Political Economy* 97(2):305—346.

Household Debt and Differences in the Engel Coefficients

—Evidence from China Family Panel Studies

HUANG Yanyan GUO Keshu
(Huaqiao University, Xiamen, China)

Abstract: Under the background of the rapid increase of household debt, this article discusses the reasons for the decline and differences in the Engel coefficients in urban China from the perspective of household debt. Using the multi-period data of China Family Panel Studies (CFPS) from 2012 to 2018, this article examines the effect and mechanism of household debt on the Engel coefficients for different income groups. This study finds that household debt significantly reduces the Engel coefficient for low-income and middle-income households. For middle-income households, debt reduces the Engel coefficient through asset-income and liquidity constraints. For low-income households, debt strengthens liquidity constraints and increases uncertainty, thus reduces food expenditure and the Engel coefficient. The decline in the Engel coefficient caused by rising household debt does not necessarily mean an upgrade in the consumption structure and an increase in the welfare level. Excessive household debt with a high proportion of informal debt have led to cautious consumption behaviors and stronger precautionary savings motives, which are main reasons for the lower Engel coefficient of low-income households. In addition, households with higher education level or in the central and western regions are more sensitive to the effect of household debt on reducing the Engel coefficient. The above findings have certain policy implications for improving households’ welfare and promoting the domestic cycle.

Keywords: Household Debt; Differences in the Engel Coefficient; Liquidity Constraint; Uncertainty

(责任编辑:武鹏)

(校对:孙志超)