

宏观债务负担与消费扩容*

卢倩倩 许 坤 许光建

内容提要:提高社会信贷负担水平,降低居民流动性约束是当前提振我国内需的重要途径。本文基于 2007—2017 年省级行政区划单位面板数据,使用面板回归模型和面板分位数回归模型对债务负担水平和平均消费倾向的关系进行了实证分析。实证结果显示:(1)宏观债务负担水平的提高可以显著提高居民平均消费倾向;(2)宏观债务负担水平对居民平均消费倾向的边际促进效应呈“V”型结构;(3)不同地区宏观债务负担水平对居民平均消费倾向的边际影响存在显著差异,宏观债务负担水平对居民平均消费倾向的边际促进效应在东北地区最为明显。因此,建议政府不断完善信贷市场,通过多种方式提高居民收入,引导流动性投向实体经济,推进基本公共服务均等化,从而实现消费的扩容升级。

关键词:宏观债务负担 消费扩容 地区异质性 面板分位数回归模型

作者简介:卢倩倩,中国人民大学公共管理学院博士研究生,100872;

许 坤,中国人民大学公共管理学院博士研究生,100872;

许光建,中国人民大学公共管理学院教授,100872。

中图分类号:F832.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2021)01-0107-13

一、引 言

改革开放以来,我国国内市场需求规模不断提高,社会消费品零售总额从 2000 年的 3.9 万亿元上升至 2019 年的 41.2 万亿元。但受 2008 年全球金融危机影响,社会消费品零售总额实际同比增速自 2009 年以后不断降低,从 2009 年的 16.95% 降低至 2019 年的 6%。随着供给侧结构性改革的不断深化,我国经济发展正由依靠投资拉动经济增长转向依靠投资、消费共同拉动。2017 年,党的十九大报告提出:“完善促进消费的体制机制,增强消费对经济发展的基础性作用。”此外,2020 年新冠肺炎疫情对我国国内消费需求和国外市场需求负向冲击巨大。就国外市场需求而言,2019 年我国外贸依赖度为 17%,虽较 21 世纪初大大降低,但外需占总需求的比重仍旧很高。国外

* 基金项目:中国人民大学科学研究基金(中央高校基本科研业务费专项资金资助)项目“美、英、欧、日与我国货币政策工具创新的比较分析:基于后危机时代的重新审视”(20XNH025)。作者感谢匿名审稿专家的宝贵建议,文责自负。许坤电子邮箱:kunxu2014@ruc.edu.cn。

疫情自2020年2月开始大规模暴发并扩散,使得国际市场需求受到较大负向影响,2020年2—9月,我国出口总值累计同比增速均为负值。因此,在外需持续承压的前提下,如何通过财政政策、货币政策等宏观调控政策稳定并提振国内需求,实现国内消费扩容对稳定我国经济发展具有十分重要的作用。那么,宏观债务负担水平(用债务负担率衡量)的提高能否有效推动消费扩容呢?在不同平均消费倾向水平上,宏观债务负担水平对社会平均消费倾向的作用呈现何种规律?不同地区宏观债务负担水平对平均消费倾向的作用是否相同?本文研究重点即在于此。

二、文献综述与机制分析

(一)文献综述

学界对于影响消费倾向的研究大多从消费函数理论入手,认为影响平均消费倾向的因素可分为收入因素和利率因素。收入因素又可细分为消费者当前可支配收入、消费习惯、周围人的消费收入、持久性消费收入和不同生命周期的需求特征等。Keynes(1937)的绝对收入假说认为,可支配收入与平均消费倾向存在负向关系。Duesenberry(1949)的相对收入假说则认为,平均消费倾向不仅取决于可支配收入,还取决于消费习惯与周围人的消费水平。但二者均未考虑到当期收入对消费倾向的影响可能存在跨期性,Friedman(1957)的持久性收入假说将消费行为从即期决策推广到跨期决策,并将收入分为具有偶然性和非连续性的暂时性收入和具有常规性、连续性和可预期性的持久性收入,认为消费者仅会根据持久性收入变动调整消费支出,并将后代纳入考虑范围。Modigliani和Brumberg(1954)的生命周期假说将费雪的跨期选择纳入消费函数理论,认为消费者会根据生命周期平滑自身各阶段消费支出,因此儿童和老年人占比高时,平均消费倾向提高,反之降低。利率因素则主要考虑实际利率与消费者主观贴现率的差异,将卢卡斯的理性预期理论纳入消费函数理论中,代表性理论主要包括随机游走假说、预防性储蓄假说、流动性约束假说等不确定性消费理论。Hall(1978)的随机游走假说认为,若将时间偏好率和实际利率纳为消费函数参数,下一期消费仅与现期消费相关,与过去消费和收入无关,然而这一假说亦未得到实证支持。Leland(1968)在随机游走假说的基础上提出的预防性储蓄假说则认为,若时间偏好率等于实际利率,消费者会将未来风险纳为影响当期消费决策的因素,未来风险越大,预期未来消费边际效用越高,因此消费者会提高当期储蓄率,将当期收入或财富转移到未来进行消费。Deaton(1991)提出流动性约束假说,认为消费者基于预防性动机认为在未来危机时期无法利用消费信贷进行负债消费,在这种流动性约束下消费者的消费支出相对较低,这种流动性约束的实质是消费者的主观贴现率高于实际利率导致的。部分学者还将消费者按照时间偏好分类,并对不确定性消费函数进行了进一步的发展与完善。Campbell和Mankiw(1989)的 λ 假说则认为消费者分为两类,一类会根据当期收入进行消费决策,另一类的消费支出则遵循随机游走假说。行为经济学的消费者理论进一步提出,消费者具有双曲型时间偏好,对于距离自己时间较近的时期没有耐心,折现率更高,对于距离自己时间较远的时期,则具有极高耐心,折现率较低,即消费者倾向于在本期提高消费支出,而将储蓄计划延后。但已有研究对理论的实证检验存在较大差异,尤其是微观证据。以绝对收入假说、持久性收入假说和生命周期假说为代表的确定性消费理论和随机游走假说、 λ 假说和行为经济学提出的理论假说并未获得实证检验的支持,流动性约束假说的实证研究亦多基于宏观数据进行,且并未得出统一结论。

国内研究主要侧重于实证检验,并识别出具有中国特征的影响平均消费倾向的因素,主要包

括收入分配差距、国债规模和信贷约束等。关于收入分配差距对平均消费倾向影响的已有文献大多认为,我国收入分配差距的扩大导致居民平均消费倾向下降(吴晓明、吴栋,2007)。郭宏宇和吕风勇(2006)研究国债对居民消费的影响,认为国债对于居民消费的影响主要取决于居民在整个生命周期中对于国债是否具有财富效应的判断。若居民认为国债具有财富效应,则会增加消费支出;若居民基于李嘉图等价定理认为国债是未来的税收,则国债会对其消费支出产生挤出作用。林细细和龚六堂(2007)指出,公债可以作为消费者持有资产,由于公债流动性相对于其他资产的流动性较高且持有风险较低,因此在存在借贷约束的情况下,政府债务负担率的提高使得借贷约束放松,同样使得消费者持有资产的成本降低,预防性储蓄规模降低,促进当前消费水平提高。但同样可能政府未来税收收入压力增大,从而对未来消费水平产生抑制作用。加之政府公债规模的提高可能对私人投资产生挤出效应,导致总产出降低,最终亦可能导致人均消费水平降低。关于信贷约束对于消费倾向的影响的相关研究并未形成统一结论,大多认为信贷规模的扩张提高了居民消费倾向(赵霞、刘彦平,2006)。亦有部分学者的实证分析结果认为,居民部门信贷规模的扩张并未显著提高居民消费倾向(林晓楠,2006)。而持信贷约束对平均消费倾向具有非线性影响观点的学者的实证研究亦得出了不同的结论,例如臧旭恒和李燕桥(2012)基于中国2004—2009年省级面板数据,使用TSLS模型研究发现,不同层次收入人群对消费信贷的敏感性存在显著差别。少数学者将企业信贷纳入宏观债务规模,考虑其对平均消费倾向的影响。例如,许伟和陈斌开(2009)基于1993—2005年中国季度数据,使用动态随机一般均衡模型进行实证分析发现负向的信贷冲击会导致消费短期内上升,然后逐步下降至长期稳态水平。陈志刚等(2017)认为地方政府的债务收入会经由金融市场转移到居民部门,因此政府债务规模增长速度与居民收入增长速度息息相关,当居民收入增速无法赶上地方政府债务规模增速时,居民必然会压缩其消费支出。许亚婷(2019)使用FCGE模型的实证分析结果发现,私营企业债务规模下降会抑制企业投资增速的提高,对其日常经营和扩大再生产造成压力,可能会带来企业职工报酬降低,从而对居民消费产生负面影响。黄少安和王伟佳(2019)则认为,企业去杠杆在短期内会提高消费倾向,而在长期降低消费倾向,家庭部门去杠杆则会导致短期内消费倾向降低,长期内基本保持稳定。

通过梳理已有文献,可以发现:(1)就理论研究而言,已有消费函数理论基本聚焦于关注居民部门收入和居民部门流动性约束,而较少关注企业生产活动和企业债务对社会整体平均消费倾向的影响,而宏观债务负担水平在一定程度上反映了社会整体的当期流动性状况,正如卢卡斯理性预期理论所述,市场条件和宏观经济政策对消费会产生系统性影响,而宏观债务负担对平均消费倾向的影响尚未得到应有的重视;(2)就实证研究而言,研究宏观债务负担水平对社会平均消费倾向影响的已有文献大多选取国债、地方政府债、企业债等作为宏观债务的替代指标,很少有人将信贷水平作为宏观债务负担水平的替代指标。但事实上,由于我国直接融资市场发展不完善,尤其是企业债发行难度大,企业更多地以间接融资或自有资金作为生产经营资金,以信贷水平作为宏观债务负担水平的替代指标更具科学性;(3)就研究方法而言,已有消费函数理论和实证研究大多遵循线性假设,而在不同平均消费倾向水平上,居民预防性储蓄动机的强弱和居民及企业边际消费效用的大小不同,平均消费倾向对宏观债务负担的“敏感性”并不遵循线性特征,已有基于线性假设而进行的模型设定大多忽视了这一特征。

基于此,本文在宏观债务负担率的替代指标选取上放弃了国债与GDP的比值这一替代指标,而采取信贷水平作为替代指标。此外,在模型设定和估计方法上,本文基于宏观债务负担率对平均消费倾向的非线性特征,选择了面板分位数回归模型进行估计并对不同地区宏观债务负担率对

平均消费倾向影响的异质性进行实证检验。

(二)宏观债务负担对消费倾向影响的机制分析

宏观债务负担对平均消费倾向的影响主要分为企业部门债务负担和居民部门债务负担分别对平均消费倾向的影响,同时由于居民部门和企业部门间存在财富转移,因此单独考虑企业部门或者居民部门的债务负担对平均消费倾向的影响存在一定缺陷,必须综合考虑宏观债务负担对平均消费倾向的影响。我们认为,无论是企业部门债务负担、居民部门债务负担抑或二者整体,均通过收入机制和利率机制两种路径作用于平均消费倾向。

就居民部门而言,信贷规模提高将通过收入和利率影响全生命周期的平均消费倾向。在收入效应方面,一方面,债务负担率提高可以通过提高消费者当期收入而提高居民平均消费倾向;另一方面,债务负担率的提高必然意味着跨期偿债支出的增加,导致下一期偿债后净收入下降,从而抑制居民平均消费倾向的提高。因此,居民部门债务负担对平均消费倾向的收入效应最终取决于促进和抑制作用中和的结果。在利率效应方面,则主要取决于居民主观贴现因子的大小。债务负担率的提高虽然意味着当期实际利率的下降,但由于居民部门的主观折现因子往往并不等于实际贴现率,因此仅在主观折现因子高于实际贴现率,居民认为当期消费的边际效用大于未来消费的边际效用时,债务负担率的提高对居民部门平均消费倾向的边际促进效应才会显现出来;若居民部门的主观折现因子低于实际贴现率,债务负担率的提高并不会显著提高居民部门的平均消费倾向。

就企业部门而言,其债务负担对平均消费倾向的影响主要为间接影响。在收入效应方面,企业债务负担率的提高主要通过提高企业收入、居民收入和政府收入综合提高各部门的平均消费倾向。企业债务负担率的提高意味着利用信贷获得生产经营资金,用于扩大再投资,采取扩大业务范围、增加生产线等措施,这一方面使得企业营业收入增长,使得企业平均消费倾向提高;另一方面,整个社会的就业岗位供给增加使得社会失业率降低,居民平均劳动收入提高,平均消费倾向随之提高。同时,企业营业收入增长也意味着政府税收规模相应扩大,可以用于改善社会基本公共服务水平的财政支出规模扩大,进一步提高了整个社会的平均消费倾向。但与居民部门相同,企业部门债务负担率的提高必定增加未来偿债支出,同时可能因此降低其下一期融资规模,从而使得平均消费倾向降低。最终,企业债务负担率的提高亦取决于边际促进效应和边际抑制作用中和的结果。在利率效应方面,宏观债务负担水平一般与利率呈反向关系,即当宏观债务负担率过高时,可能意味着经济处于下行区间,中央政府或央行往往会采取降低利率等较为宽松的货币政策,缓解高债务负担率对经济活动的压力,利率降低一方面会使企业偿债成本降低,增加企业部门消费,另一方面也会缓解企业因市场流动性短缺而面临的融资压力,维持正常生产活动,保持社会平均消费倾向稳定。企业部门较居民部门对于利率变动更为敏感,因此企业部门的利率效应相对于收入效应居于主导地位。

最后,从居民部门与企业部门财富转移角度看,居民部门支出主要包括储蓄、消费、投资三部分,储蓄和投资部分可通过金融系统向企业部门转移,这一路径主要通过利率调节实现。因此,在二者综合作用时,宏观债务负担对平均消费倾向的影响仅通过利率机制起作用。宏观债务负担率提高意味着企业信贷约束放宽,实际利率水平降低,可能会使得居民部门减少储蓄,增加投资和当期消费,企业融资缺口缩小,营业收入增加,导致短期平均消费倾向提高。因此,宏观债务负担对于平均消费倾向的影响取决于收入效应、利率效应二者各自的最终作用之和。综上,本文提出以下假设。

假设 1a:在收入效应和利率效应的共同作用下,宏观债务负担水平提高会增加居民和企业部门的当期收入,缓解流动性约束,从而对平均消费倾向产生促进作用。

假设 1b:在收入效应和利率效应的共同作用下,宏观债务负担水平提高会导致居民和企业部门下一期收入降低,降低居民和企业部门未来预期,对平均消费倾向产生抑制作用。

正如前文分析,平均消费倾向并非稳定不变,随着平均消费倾向的变动,宏观债务负担对平均消费倾向的影响可能会发生系统性的变化,即在不同平均消费倾向水平上,由于居民主观折现因子和预防性储蓄动机强弱不同,债务负担对平均消费倾向的影响相应变动。

当平均消费倾向水平较低时,收入效应占据主导作用。就居民部门而言,由于此时消费者的预防性储蓄动机较强,宏观债务负担水平提高带来的收入增加并不会使得居民大幅增加消费支出,对于平均消费倾向的边际促进效应亦有限,即收入效应较弱,同时,消费者主观折现因子与实际利率的差值较大,利率效应不强。而就企业部门而言,宏观债务负担率提高使得利率下降,此时企业的借贷动机迅速增强,其对产品供给规模的提高和生产结构的改善可以更好地匹配国内消费需求,被动推动消费扩容,即收入效应和利率效应均较强;居民部门也更倾向于将其持有的资金进行投资,资金向企业部门转移。此时,总体上由企业部门为主导的利率效应和收入效应强势促进平均消费倾向的提高。

当平均消费倾向水平提高时,利率效应下降,居民预防性储蓄倾向变弱,利率效应使得居民贷款规模上升,但此时收入效应仍占据主导作用,即随着宏观债务负担水平的提高,收入增速慢于消费支出增速,加之偿还债务进一步降低收入增速,使得其对平均消费倾向的边际促进效应降低。而企业部门亦表现为收入效应较强而利率效应有限,即企业借贷得到的收入依旧对企业生产具有促进作用,但由于实体经济市场借贷需求仍旧较为强烈,居民借贷需求的增加使得流动性需求上升,利率基本保持不变或仅小幅提高,企业部门的利率效应的促进作用下降。居民部门亦会由于消费需求上升而减少对企业的投资。此时,最终表现为宏观债务负担水平对平均消费倾向仍旧呈现促进作用,但总体促进效应降低。

当平均消费倾向水平进一步提高时,利率效应占据主导作用。居民平均消费倾向对债务负担的敏感性变强,居民主观折现因子与实际利率之差缩小,居民贷款规模大幅增长,利率下降使得居民偿债成本变低,收入效应和利率效应均得到进一步提高。而就企业部门而言,由于利率效应存在,企业偿债成本进一步降低,杠杆率较低的企业亦会通过提高负债率扩大再生产规模,整体收入效应提高。居民部门则会由于利率降低而扩大投资支出规模,使得企业获得更多融资。此时,宏观债务负担对平均消费倾向的促进效应大于平均消费倾向水平较低时的边际促进效应。因此,本文提出假设 2。

假设 2:不同平均消费倾向水平上的宏观债务负担对平均消费倾向影响的边际促进效应存在差异。

类似地,我国不同地区经济发展水平、地区产业结构、居民消费习惯和金融市场完善程度等存在较大差异,因此宏观债务负担对平均消费倾向影响的边际促进效应在不同地区或不同平均消费倾向水平上可能存在差异。例如,东部沿海地区的金融市场更发达,居民平均消费倾向更高,更倾向于通过信贷方式进行消费;东北地区受传统消费文化影响更深,预防性储蓄动机更强,可能更倾向于依赖可支配收入进行消费。因此,在假设 1 和假设 2 的基础上,本文从债务负担水平对地区平均消费倾向影响的地区异质性视角进行了考察,提出了假设 3。

假设 3:不同平均消费倾向上的宏观债务负担对平均消费倾向的影响存在地区异质性。

接下来,本文首先设定面板回归模型和面板分位数回归模型,并根据已有研究确定被解释变量、解释变量和控制变量的替代指标,然后通过实证分析验证前文假设,最后将根据实证分析及我国经济发展状况提出相应政策建议。

三、模型设定、指标选取与数据来源

(一)模型设定

参考许坤等(2020),针对假设1,本文使用基本面板回归模型进行估计,设定模型:

$$APC_{it} = \alpha^i I_i + \alpha' T_i + \beta debt_{it} + \sum_{k=1}^{k=n} \gamma^k Z_{it}^k + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, APC_{it} 表示第*i*个个体在第*t*时期的平均消费倾向; $debt_{it}$ 为解释变量,表示第*i*个个体在第*t*时期的债务负担水平; Z_{it}^k 为控制变量集,表示第*i*个个体在第*t*时期的控制变量*k*的实际值; I_i 和 T_i 分别表示个体虚拟变量以及时间虚拟变量,用于控制个体异质性和时间异质性; α^i 、 α' 、 β 和 γ^k 分别为对应解释变量对被解释变量的边际促进效应。若待估计参数 β 在给定的显著性水平下拒绝了 $\beta=0$ 的原假设,则可认为债务负担水平对平均消费倾向存在显著边际影响。

假设2可转换为不同宏观债务负担水平对平均消费倾向的线性回归系数存在差异。面板分位数回归模型相较于普通面板回归模型并未对误差项分布进行要求,且对异常值的敏感性更小,因此本文使用面板分位数回归模型进行估计,以0.25为间距,对连续性集合 $debt_{it} \in (-\infty, +\infty)$ 进行划分,并对我们所关注的分位数给予较大权重,即:

$$APC_{it|\tau} = \alpha^{i|\tau} I_{it|\tau} + \alpha'^{|\tau} T_{it|\tau} + \beta_{\tau} debt_{it|\tau} + \sum_{k=1}^{k=n} \gamma^{k|\tau} Z_{it|\tau}^k + \varepsilon_{it|\tau} \quad (2)$$

其中,下标“ $|\tau$ ”用于标记分位数,作用是对样本宏观债务负担水平进行分割以给予不同的估计权重,分位数 $\tau \in \{0.10, 0.25, 0.50, 0.75, 0.90\}$,由于此处的0.0和1.0的分位数对于回归本身没有任何意义,因而我们将始末端点位置的分位数调整为0.10和0.90。

假设3可转换为不同地区债务负担水平对平均消费倾向的线性回归系数存在差异,即:

$$APC_{it_re} = \alpha^{i_re} I_{it_re} + \alpha'^{t_re} T_{it_re} + \beta_{_re} debt_{it_re} + \sum_{k=1}^{k=n} \gamma^{k_re} Z_{it_re}^k + \varepsilon_{it_re} \quad (3)$$

其中,“ $_re$ ”的离散集合 $R \in \{1, m\}$ 用以标记不同地区。

(二)指标选取与数据来源

被解释变量为平均消费倾向。参考已有文献(吴晓明、吴栋,2007)对于平均消费倾向的测算方法,本文使用社会消费品零售总额与劳动者报酬、生产税净额、企业盈余三者之和的比率作为平均消费倾向的替代指标。需要注意的是,社会消费品零售总额为城乡居民和企业对最终实物商品和服务的消费,而部分政府消费并不包含在其中,因此本文同时使用最终消费(居民消费和政府消费之和)与劳动者报酬、生产税净额、企业盈余三者之和的比率进行替换用于稳健性检验。为区分二者,将前者命名为“居民和企业平均消费倾向”,后者命名为“社会整体消费倾向”。

解释变量为宏观债务负担水平。基于前文信贷对于平均消费倾向影响的机制分析,我们认为除居民消费信贷外,企业信贷亦可能影响平均消费倾向。因此,本文使用省级本外币贷款余额与同期GDP的比值作为宏观债务负担水平的替代指标。

表 1 为 2003—2018 年全国不同地区宏观债务负担率的测算结果。从全国宏观债务负担率来看,2003—2018 年我国宏观债务负担率整体呈上升趋势,省际宏观债务负担率差距亦波动扩大。其中,2003—2008 年我国平均宏观债务负担率呈现稳定下降趋势,自 2003 年的 1.18% 下降至 2008 年的 0.91%,下降了 0.27 个百分点。2009—2018 年我国宏观债务负担率则总体缓慢上升至 1.59%,上升了 0.47 个百分点。分地区来看,2003—2018 年宏观债务负担率上升幅度由高到低分别为西部地区、东部沿海地区、直辖市、东北地区、中部地区,各地区宏观债务负担率纵向变化与全国趋势基本保持一致;除直辖市和东部沿海地区内部宏观债务负担率差异呈下降趋势外,中部地区、西部地区和东北地区内部宏观债务负担率差距均呈波动上升,西部地区内部差距上升最大,东北地区次之。截至 2018 年,各地区宏观债务负担率由高到低依次为直辖市、西部地区、东部沿海地区、东北地区、中部地区,而各地区内部宏观债务负担率差异由高到低依次为西部地区、东部沿海地区、直辖市、东北地区、中部地区。西部地区和东部沿海地区内部宏观债务负担率差异较大的原因可能是地区内部经济发展水平差异较大。而 2008 年以后债务负担率开始上升的原因则可能是,我国为应对全球金融危机,于 2008 年下半年改变过去应对国内通胀和流动性过剩的紧缩型货币政策,开始实行扩张性货币政策,多次下调人民币存贷款基准利率和人民币存款准备金率,下调居民住房抵押贷款利率,降低人民币兑美元汇率,解决金融机构和实体经济流动性不足问题,最终带来宏观债务负担率的不断上升。

表 1		不同地区宏观债务负担水平的动态比较										单位:%	
年份	全国		直辖市		东部沿海地区		中部地区		东北地区		西部地区		
	Ave	Dev	Ave	Dev	Ave	Dev	Ave	Dev	Ave	Dev	Ave	Dev	
2003	1.18	0.34	1.74	0.46	1.32	0.51	1.00	0.16	1.19	0.16	1.19	0.23	
2004	1.10	0.33	1.63	0.45	1.23	0.49	0.91	0.14	1.08	0.19	1.11	0.20	
2005	1.01	0.33	1.58	0.45	1.17	0.49	0.82	0.12	0.88	0.19	1.03	0.19	
2006	1.00	0.34	1.57	0.46	1.17	0.49	0.81	0.13	0.86	0.19	1.00	0.20	
2007	0.96	0.32	1.52	0.38	1.14	0.45	0.76	0.11	0.80	0.18	0.97	0.20	
2008	0.91	0.34	1.50	0.41	1.12	0.47	0.71	0.10	0.74	0.18	0.91	0.20	
2009	1.12	0.41	1.84	0.47	1.37	0.56	0.87	0.14	0.88	0.18	1.13	0.26	
2010	1.13	0.42	1.86	0.47	1.39	0.56	0.86	0.14	0.87	0.18	1.15	0.27	
2011	1.10	0.39	1.78	0.45	1.35	0.53	0.82	0.13	0.83	0.17	1.13	0.23	
2012	1.15	0.39	1.81	0.44	1.40	0.52	0.86	0.16	0.86	0.17	1.21	0.20	
2013	1.21	0.39	1.83	0.42	1.43	0.51	0.91	0.17	0.91	0.16	1.30	0.20	
2014	1.30	0.41	1.87	0.44	1.48	0.51	0.98	0.20	1.00	0.14	1.44	0.27	
2015	1.42	0.43	1.93	0.44	1.56	0.50	1.07	0.23	1.15	0.10	1.59	0.36	
2016	1.50	0.46	1.91	0.42	1.59	0.48	1.14	0.25	1.36	0.33	1.70	0.47	
2017	1.57	0.50	1.96	0.40	1.62	0.47	1.18	0.21	1.40	0.32	1.80	0.59	
2018	1.59	0.47	1.99	0.31	1.65	0.44	1.23	0.20	1.43	0.30	1.82	0.56	

注:(1)宏观债务负担水平的测算指标是地区本外币贷款余额与本地区同期 GDP 的比值,本外币贷款余额的数据来源于 Wind,GDP 数据来源于国家统计局;(2)地区划分标准利用国家统计局经济地带划分标准,直辖市为北京、天津、上海、重庆,东部沿海地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南,中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南,东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江,西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆(下同);(3)Ave 和 Dev 分别表示均值和标准差,测算样本为同期样本内的所有省级行政区。

根据已有平均消费倾向的研究成果,本文将工资收入、经济增长、服务业发展水平、基本公共服务均等化水平、通货膨胀程度、城镇化率、个税负担、行业收入差距、城乡收入差距、外贸依

存度、房地产依赖度、公有化程度、房价负担、研发强度、金融深化程度作为控制变量。工资收入的替代指标是城镇单位就业人员平均工资对数;经济增长的替代指标为 GDP 同比增速;服务业发展水平的替代指标是第三产业增加值与 GDP 之比;基本公共服务均等化水平参考许坤等(2020)的测算方法计算;通货膨胀程度的替代指标为商品价格指数;城镇化率的替代指标是城镇常住人口与该地区总常住人口的比值;个税负担的替代指标为地区个人所得税与劳动者报酬总额之比;行业收入差距的替代指标为以分行业城镇就业人员平均工资进行测算的 Gini 系数;城乡收入差距的替代指标为城镇居民可支配收入与农村居民收入之比;外贸依存度的替代指标为地区进出口总额与 GDP 的比值;房地产依赖度的替代指标为地区房地产投资与地区全社会固定资产投资总额的比值;公有化程度的替代指标为地区国有集体投资与地区全社会固定资产投资总额的比值;房价负担的替代指标为地区商品房均价与人均收入之比;研发强度的替代指标为地区研究经费与 GDP 的比值;金融深化程度的替代指标为地区金融业增加值与 GDP 之比。

所有变量的替代指标和测算的基准指标数据均来源于国家统计局、Wind。由于一般公共预算的收支分类在 2007 年进行了重大调整,因此本文的样本周期为 2007—2017 年,样本地区则为我国境内 31 个省级行政区划单位。

四、宏观债务负担对消费倾向的影响分析

(一) 基准回归结果

表 2 为宏观债务负担率对平均消费倾向的面板回归估计结果。结果表明,宏观债务负担率的提高显著提高了平均消费倾向,假设 1a 被证实,即宏观债务负担率的提高有效放松了居民和企业的流动性约束,同时增加了居民和企业的当期收入,从而使得居民和企业均会增加当期消费支出。可能的原因是,在样本区间内,我国经济增长较快,居民和企业均预期未来拥有稳定收入且能够承担偿债成本,代际更替导致居民部门主观贴现因子提高,降低企业融资成本的货币政策也使得企业的流动性约束降低,偿债成本降低,最终使得随着宏观债务负担率的提高,平均消费倾向提高。此外,需要注意的是,宏观债务负担对社会整体消费倾向的边际促进效应是其对居民和企业平均消费倾向的边际促进效应的约 3 倍。

从替代指标的选取和控制变量的调整来看,表 2 中表明宏观债务负担水平对平均消费倾向的基准回归结果具有较强的稳定性。Panel_1 的结果显示在不添加控制变量的情况下,宏观债务负担率的系数估计值至少在 1% 的显著性水平下拒绝系数为零的原假设,表明宏观债务负担率对平均消费倾向存在显著正向影响。显著性 Panel_2 在上述全部控制变量纳入回归方程后,宏观债务负担率的系数估计值均在 0.1% 的显著性水平下拒绝系数为零的原假设且系数仍为正。Panel_3 显示了使用逐步回归剔除系数不显著的控制变量的回归结果。在剔除系数不显著的控制变量后,Panel_3 回归方程中包含的控制变量为工资收入、经济增长、服务业发展水平、基本公共服务均等化水平、外贸依存度、房地产依赖度、金融深化程度,宏观债务负担率的系数估计值亦均在 0.1% 的显著性水平下拒绝系数为零的原假设。在使用居民和企业平均消费倾向和社会整体消费倾向为平均消费倾向的替代指标时,宏观债务负担率的系数估计值至少在 1% 的显著性水平下拒绝了系数为零的原假设,这说明宏观债务负担水平的提高对居民和企业平均消费倾向、社会整体消费倾向均存在显著促进作用。

表 2 宏观债务负担水平对平均消费倾向影响的基准回归结果

模型	Panel_1		Panel_2		Panel_3	
	居民和企业 平均消费倾向	社会整体 消费倾向	居民和企业 平均消费倾向	社会整体 消费倾向	居民和企业 平均消费倾向	社会整体 消费倾向
宏观债务负担水平	0. 0212 *** (3. 260)	0. 062 **** (7. 419)	0. 027 **** (5. 258)	0. 057 **** (7. 026)	0. 023 **** (5. 234)	0. 063 **** (8. 674)
工资收入	—	—	- 20. 696 *** (- 3. 341)	- 3. 938 (- 0. 408)	- 17. 756 *** (- 3. 275)	8. 182 (0. 937)
基本公共服务均 等化水平	—	—	- 1. 421 **** (- 5. 792)	- 1. 434 **** (- 3. 753)	- 1. 543 **** (- 6. 507)	- 1. 550 **** (- 4. 059)
服务业发展水平	—	—	0. 654 **** (10. 851)	0. 620 **** (6. 611)	0. 660 **** (11. 524)	0. 666 **** (7. 224)
其他控制变量	—	—	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0. 034	0. 155	0. 620	0. 521	0. 610	0. 475
F 检验	10. 626 ***	55. 044 ****	28. 933 ****	19. 314 ****	57. 155 ****	33. 028 ****

注:(1)本文面板回归模型全部使用 R 软件 plm 包中的 plm() 函数进行估计;(2)括号内为标准差;(3)****、***、** 和 * 分别表示在 0. 1%、1%、5% 和 10% 的水平下显著。下同。

(二)对异方差—自相关的控制

表 3 列出了以 Panel_3 为基准回归模型,经过异方差—自相关调整后的稳健标准误计算的显著性检验结果。检验结果表明,宏观债务负担率的系数估计值均至少在 5% 的水平下拒绝了系数为零的原假设并且不因异方差—自相关修正方法的调整而改变。因此,从显著性检验方法及异方差—自相关修正方法来看,虽然显著性水平存在微小变动,但宏观债务负担对平均消费倾向具有促进作用的结果具有较强的稳健性。

表 3 对系数检验方法的稳健性分析

HAC 修正方法	NW	SCC	DC	BK	G
宏观债务负担水平	0. 023 **** (4. 720)	0. 023 **** (5. 457)	0. 023 **** (3. 551)	0. 023 ** (2. 497)	0. 023 **** (3. 949)

注:NW、SCC、DC、BK 和 G 分别为 Newey 和 West(1987)、MacKinnon 和 White(1985)、Driscoll 和 Kraay(1998)、Beck 和 Katz(1995)以及 Millo(2017)提出的修正异方差和自相关后的 t 统计量。

(三)对估计方法的控制

表 4 列出的以 Panel_3 为基准回归模型使用不同估计方法的检验结果表明,宏观债务负担率对居民和企业平均消费倾向的正向影响不因模型设置和估计方法的改变而变化。结果显示,宏观债务负担率对居民平均消费倾向的系数估计值检验结果在不同模型设置和估计方法中均在 0. 1% 的水平下拒绝了系数为零的原假设。本文分别使用不含截距项并控制个体异质性和时间异质性的固定效应面板模型和随机效应面板模型、不含截距项的广义最小二乘法估计(GLS)、固定效应极大似然估计和随机效应极大似然估计(ML)对 Panel_3 的基准回归模型进行了估计。虽然模型设

置和估计方法的选择改变了宏观债务负担对居民平均消费倾向影响的系数估计的绝对值,但并未改变系数估计值的正负方向和显著性检验结论。因此,宏观债务负担对居民平均消费倾向存在显著促进作用的结果具有较强的稳健性。

表 4 对参数估计模型的稳健性分析

模型	OLS		GLS	ML	
	固定效应	随机效应		固定效应	随机效应
截距	—	− 6. 523 (− 0. 728)	—	− 8. 517 (− 0. 962)	− 8. 517 (− 0. 962)
宏观债务负担水平	0. 023 **** (5. 234)	0. 028 **** (6. 091)	0. 038 **** (9. 175)	0. 028 **** (6. 318)	0. 028 **** (6. 318)
其他控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	—	控制	控制	—
个体效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间效应	控制	控制	—	控制	控制
R ²	0. 610	0. 790	—	—	—
F 检验	57. 155 ****	155. 872 ****	—	—	—

注:(1)GLS 以及 ML 组别中括号内为系数估计值的 Z 统计量,截面 OLS 以及面板 OLS 组别中括号内为系数估计值的 t 统计量;(2)截面 OLS 使用 R 软件基础包中的 lm() 函数估计,面板 OLS 使用 R 软件 plm 包中的 plm() 函数估计,GLS 使用 R 软件中的 pggls() 函数估计,ML 使用 R 软件 pgglm 包中的 pgglm() 函数估计。

五、宏观债务负担对消费倾向影响的分解

(一)对平均消费倾向水平异质性的分解

表 5 为不同平均消费倾向水平分位数上,宏观债务负担对平均消费倾向影响的异质性。实证结果表明不同平均消费倾向水平上,宏观债务负担对平均消费倾向影响的边际促进效应存在显著差异且变动方式存在差别,假设 2 被证实。在 0. 50 分位数以下,不同宏观债务负担水平对平均消费倾向影响的差异性很小,其边际促进效应大小在[0. 017,0. 018]区间内变化;在 0. 90 分位数处,宏观债务负担对平均消费倾向的边际促进效应有了显著的提高;然而,在 0. 75 分位数处,宏观债务负担对平均消费倾向并无显著影响,其系数估计值不拒绝系数为零的原假设。具体来看,在不同平均消费倾向水平上,宏观债务负担对平均消费倾向的边际促进效应存在“V”型特征,即在 0. 10 和 0. 25 分位数上,宏观债务负担对平均消费倾向的边际促进效应保持不变,而当平均消费倾向水平上升至 0. 50 分位数时,宏观债务负担对平均消费倾向的促进作用显著降低,且当平均消费倾向水平提高到 0. 90 分位数时,宏观债务负担对平均消费倾向的促进作用显著提高。这说明,当平均消费倾向较低时,消费者由于可支配收入的增加和企业产品供给规模和结构的升级会被动地增加当期消费支出,提振社会整体内需。但当平均消费倾向进一步提高时,平均消费倾向对于宏观债务负担水平变动的敏感性增强,宏观债务负担水平的提高同时会带来偿债成本的提高,且利率可能由于借贷市场需求升高而降低,因此宏观债务负担对平均消费倾向的边际促进效应减弱。同时,宏观债务负担水平的进一步提高可能并非用于消费支出,而是用于扩大投资的生产性信贷,从而导致宏观债务水平提高对平均消费倾向的边际促进效应消失。当平均消费倾向处于相当高的水平时,由于当期消费的折现因子变得很高,社会更倾向于增加当期消费支出。

表 5 宏观债务负担水平对平均消费倾向影响的异质性分析

分位数	0. 10	0. 25	0. 50	0. 75	0. 90
截距	- 11. 864 (- 1. 280)	- 6. 621 (- 0. 686)	- 3. 399 (- 0. 412)	- 7. 412 (- 0. 741)	- 6. 196 (- 0. 485)
宏观债务负担水平	0. 018 ** (2. 536)	0. 018 *** (2. 942)	0. 017 *** (2. 850)	0. 010 (1. 477)	0. 022 ** (2. 159)
基本公共服务均等化水平	- 1. 909 **** (- 4. 799)	- 1. 813 **** (- 4. 489)	- 1. 875 **** (- 4. 539)	- 1. 615 *** (- 3. 160)	- 1. 666 ** (- 2. 564)
工资收入	6. 337 *** (2. 915)	5. 051 ** (2. 138)	4. 169 ** (2. 120)	5. 290 ** (2. 227)	4. 845 (1. 467)
服务业发展水平	0. 477 **** (6. 349)	0. 516 **** (6. 971)	0. 559 **** (7. 020)	0. 589 **** (6. 808)	0. 608 **** (5. 876)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制

注：(1) 面板分位数回归模型使用 R 软件 rqpdp 包中的 rqpdp() 函数进行估计，分位数步长设定为 0. 25，但由于 0. 0 和 1. 0 的分位数对回归本身没有意义，因此分位数起点和终点分别为 0. 10 和 0. 90；(2) 括号内为系数估计值的 t 统计量。

(二)对地区异质性的差异比较

表 6 列出了不同地区在不同平均消费倾向水平上，宏观债务负担对平均消费倾向影响的边际促进效应的异质性分析结果。结果表明在不同平均消费倾向水平上，宏观债务负担对平均消费倾向的影响存在显著地区差异，假设 3 被证实。就不同平均消费倾向水平上宏观债务负担率的边际促进效应的存在性而言，东部沿海地区、中部地区和西部民族自治区的宏观债务负担率在任何平均消费倾向水平上对本地区平均消费倾向均不存在显著影响，其系数估计值不拒绝系数为零的原假设；直辖市、东北地区、西部地区和西部非民族自治区的宏观债务负担率的提高总体上可以显著促进平均消费倾向的提高。具体来看，东北地区宏观债务负担水平对平均消费倾向的边际促进效应最为显著，在平均消费倾向的 0. 50 分位数及以上，其对平均消费倾向的边际促进效应范围为 [0. 142, 0. 168] 且随着平均消费倾向的提高而不断提高，而在 0. 50 分位数以下，宏观债务负担率对平均消费倾向不存在显著影响；西部地区宏观债务负担水平对平均消费倾向的边际促进效应最小，其边际促进效应范围为 [0. 013, 0. 019]；直辖市宏观债务负担水平对平均消费倾向的边际促进效应范围为 [0. 037, 0. 060]；西部非民族自治区的边际促进效应范围则为 [0. 019, 0. 030]。直辖市和西部地区的宏观债务负担水平在 0. 10 和 0. 25 分位数上对平均消费倾向的边际促进效应保持不变，在 0. 50 分位数上的边际促进效应略微上升，在 0. 75 分位数上的边际促进效应则显著下降，在 0. 90 分位数上的边际促进效应又小幅提高，整体边际促进效应存在类“N”型结构。而西部非民族自治区宏观债务负担水平对平均消费倾向的边际促进效应则存在倒“V”型结构。当前我国东北地区的宏观债务负担率相对全国平均水平较低，西部地区的宏观债务负担率则较高，因此在出台促进消费扩容的相关措施时，可以适当降低东北地区的信贷约束，控制西部地区的信贷规模上升。

表 6 宏观债务负担水平对平均消费倾向影响的地区异质性比较

分位数	0. 10	0. 25	0. 50	0. 75	0. 90
直辖市	0. 054 * (1. 970)	0. 054 ** (2. 592)	0. 060 *** (3. 283)	0. 037 ** (2. 679)	0. 041 ** (2. 280)
东部沿海地区	0. 029 (0. 960)	0. 014 (0. 491)	0. 015 (0. 562)	0. 006 (0. 188)	0. 041 (1. 173)

续表 6

分位数	0. 10	0. 25	0. 50	0. 75	0. 90
中部地区	0. 000 (0. 013)	0. 002 (0. 155)	0. 022 (1. 126)	0. 030 (1. 379)	0. 018 (0. 772)
东北地区	0. 037 (0. 466)	0. 053 (0. 824)	0. 142 *** (3. 278)	0. 143 **** (4. 235)	0. 168 **** (3. 564)
西部地区	0. 017 ** (2. 290)	0. 017 *** (2. 652)	0. 019 *** (2. 688)	0. 013 * (1. 782)	0. 016 * (1. 750)
西部民族自治区	0. 028 (1. 022)	0. 026 (1. 068)	0. 019 (0. 894)	0. 008 (0. 427)	0. 017 (1. 045)
西部非民族自治区	0. 022 * (1. 792)	0. 023 ** (2. 430)	0. 030 *** (3. 288)	0. 019 ** (1. 988)	0. 013 (0. 966)

注：(1)西部民族自治区包括内蒙古、广西、宁夏、西藏和新疆；(2)括号内为系数估计值的 t 统计量。

六、结 论

面对当前国际贸易摩擦频发和全球经济增速放缓和大规模“减税降费”、金融领域“去杠杆”等供给侧结构性改革不断推进的国内外形势,扩大国内需求,释放国内消费需求活力,实现消费扩容是实现我国经济高质量发展,稳定中国经济增长的必经之路。而如何解决居民流动性约束较高问题是实现消费扩容的关键。本文基于 2007—2017 年省际面板数据的实证分析结果显示:(1)宏观债务负担水平的提高可以显著促进平均消费倾向的提高;(2)面板分位数回归结果表明,在不同的平均消费倾向水平上,宏观债务负担对平均消费倾向影响的边际促进效应呈现“V”型结构;(3)不同平均消费倾向水平上的宏观债务负担对平均消费倾向的影响存在显著的地区异质性,其边际促进效应在东北地区最为明显,其次分别是直辖市、西部非民族自治区和西部地区,而在中部地区、东部沿海地区、西部民族自治区宏观债务负担水平对平均消费倾向的影响并不显著。基于实证分析结果和实际情况,可通过以下途径不断提振内需:完善信贷市场,降低社会的流动性约束;通过多种方式提高居民收入,缩小居民收入差距;加强金融对实体经济的服务作用,解决实体经济流动性不足的问题;合理控制政府债务规模,扩大政府消费,增加政府基本公共服务支出规模。

参考文献：

1. 陈志刚、吴国维、潘博雅：《地方政府债务冲动、寻租行为与居民消费——数理分析与实证检验》，《广西社会科学》2017 年第 11 期。

2. 郭宏宇、吕风勇：《我国国债的财富效应探析——1985～2002 年间我国国债规模对消费需求影响的实证研究》，《财贸研究》2006 年第 1 期。

3. 黄少安、王伟佳：《分部门去杠杆与宏观经济波动——基于预期与货币政策有效性视角》，《财经科学》2019 年第 1 期。

4. 林细细、龚六堂：《中国债务的福利损失分析》，《经济研究》2007 年第 1 期。

5. 林晓楠：《消费信贷对消费需求的影响效应分析》，《财贸经济》2006 年第 11 期。

6. 吴晓明、吴栋：《我国城镇居民平均消费倾向与收入分配状况关系的实证研究》，《数量经济技术经济研究》2007 年第 5 期。

7. 许坤、卢倩倩、许光建：《基本公共服务均等化与消费扩容升级——基于面板模型和面板分位数回归模型的分析》，《经济问题探索》2020 年第 6 期。

8. 许伟、陈斌开：《银行信贷与中国经济波动：1993—2005》，《经济学（季刊）》2009 年第 3 期。

9. 许亚婷：《基于 FCGE 模型的中国经济去杠杆影响研究》，《统计与决策》2019 年第 14 期。

10. 臧旭恒、李燕桥：《消费信贷、流动性约束与中国城镇居民消费行为——基于 2004 ~ 2009 年省际面板数据的经验分析》，《经济学动态》2012 年第 2 期。
11. 赵霞、刘彦平：《居民消费、流动性约束和居民个人消费信贷的实证研究》，《财贸经济》2006 年第 11 期。
12. Beck, N. , & Katz, J. , What to Do (and Not to Do) with Time-Series Cross-Section Data in Comparative Politics. *American Political Science Review* , Vol. 89, No. 3, 1995, pp. 634 – 647.
13. Campbell, J. Y, & Mankiw, N. G. , Consumption, Income, and Interest Rates: Reinterpreting the Time Series Evidence. *NBER Macroeconomics Annual* , Vol. 4, No. 4, 1989, pp. 185 – 216.
14. Deaton, A. , Saving and Liquidity Constraints. *Econometrica* , Vol. 59, No. 5, 1991, pp. 1221 – 1248.
15. Driscoll, J. C. , & Kraay, A. C. , Consistent Covariance Matrix Estimation with Spatially Dependent Panel Data. *The Review of Economics and Statistics* , Vol. 80, No. 4, 1998, pp. 549 – 560.
16. Friedman, M. , *A Theory of the Consumption Function*. Princeton: Princeton University Press, 1957.
17. Duesenberry, J. S. , *Income, Saving, and the Theory of Consumer Behavior*. Harvard University Press: Cambridge, Massachusetts, 1949.
18. Hall, R. E. , Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence. *Journal of Political Economy* , Vol. 86, No. 6, 1978, pp. 971 – 987.
19. Keynes, J. M. , The General Theory of Employment. *The Quarterly Journal of Economics* , Vol. 51, No. 2, 1937, pp. 209 – 223.
20. Leland, H. E. , Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving. *Uncertainty in Economics* , Vol. 82, No. 3, 1968, pp. 465 – 473.
21. MacKinnon, J. G. , & White, H. , Some Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimators with Improved Finite Sample Properties. *Journal of Econometrics* , Vol. 29, No. 3, 1985, pp. 305 – 325.
22. Millo, G. , Robust Standard Error Estimators for Panel Models: A Unifying Approach. *Journal of Statistical Software* , Vol. 82, No. 3, 2017, pp. 1 – 27.
23. Modigliani, F. , & Brumberg, R. , Utility Analysis and the Consumption Function: An Interpretation of Cross-section Data. *Franco Modigliani* , Vol. 1, No. 1, 1954, pp. 388 – 436.
24. Newey, W. K. , & West, K. D. , A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix. *Econometrica* , Vol. 55, No. 3, 1987, pp. 703 – 708.

Macro-Debt Burden and Consumption Expansion

LU Qianqian, XU Kun, XU Guangjian (Renmin University of China, 100872)

Abstract: Increasing the level of social credit burden and reducing residents' mobility constraints are important ways to boost China's domestic demand. Based on the panel data of provincial units from 2007 to 2017, this paper uses the panel model and the panel quantile regression model to conduct an empirical analysis of the relationship between the level of debt burden and average consumption propensity. The empirical results show: (1) an increase in the level of macro-debt burden significantly increases the average consumption propensity; (2) the marginal promotion effect of the level of macro-debt burden on the average consumption propensity shows a "V" structure; (3) the marginal effects of consumption propensity are significantly different, and the marginal promotion effect of the level of debt burden on average consumption propensity is most obvious in Northeast China. Therefore, it is suggested that the government should continuously improve the credit market, increase residents' income through various methods, guide the supply of liquidity to the real economy, and promote the equalization of basic public services, so as to achieve the expansion and upgrade of consumption.

Keywords: Macro-Debt Burden, Consumption Expansion, Regional Heterogeneity, Panel Quantile Regression Model

JEL: E21, H63

责任编辑:诗 华