

# 金融周期、收入差距与居民消费<sup>\*</sup>

——基于收入来源和收入群体视角

周少甫 孟雪珂

**【摘 要】**文章结合金融周期理论分析了金融周期对居民消费的直接效应和间接调节效应,并利用1999~2020年省级面板数据考察中国居民消费不足的原因。研究表明:(1)消费顺金融周期变动,正向金融冲击增加居民消费支出,负向金融冲击减少居民消费支出。(2)收入差距不仅抑制居民消费支出,而且对消费顺金融周期性存在显著负面调节效应。收入差距会削弱正向金融冲击对消费支出的促进效应,加剧负向金融冲击对消费支出的削减效应。(3)从全国层面看,城乡经营性、财产性收入差距的负面调节效应更大;分区域看,城乡工资性、经营性收入差距对中部负面调节效应更大,城乡财产性、转移性收入差距对东部负面调节效应更大。(4)城镇中高、中等和中低收入群体之间收入差距的负面调节效应更大。降低收入差距对消费顺金融周期性负面调节效应进而促进居民消费支出和消费持续恢复应精准收入来源、收入群体和区域施策。

**【关键词】**金融周期 收入差距 居民消费 动态面板 调节效应

**【作 者】**周少甫 华中科技大学经济学院,教授;孟雪珂 华中科技大学经济学院,博士研究生。

## 一、引 言

改革开放以来,中国居民消费支出水平随着居民收入的增加不断提高,但从相对量看仍存在居民消费不足、消费需求波动大等问题。1978年中国居民消费率为47.82%,2010年降为34.33%,2019年回升到39.25%。印度、巴西、美国、英国和德国的居民消费率在2019年分别为60.48%、64.76%、67.32%、64.04%和51.91%。1978年中国社会消费品零售总额同比增速为8.78%,1985年增加到27.50%,1990年下降为2.45%,1994年回升到30.22%,1997年降为9.97%,2007年上升到17.98%,2019年又降为8.00%(2020年

<sup>\*</sup> 本文为国家社会科学基金项目“土地、人口、产业三位一体城镇化路径研究”(编号:15BJL053)的阶段性成果。

为-3.93%)<sup>①</sup>。那么,导致中国居民消费需求呈下降趋势周期性波动的原因是什么?经典消费理论已不能完全解释,尤其是两次国际金融危机之后,国际形势不确定性增强,国内经济发展方式和经济结构转型,居民家庭资产分化明显,居民消费可能出现了新的影响因素。

已有文献关于居民消费不足的原因分析主要基于传统的生命周期—持久收入假说消费理论。近年来,随着房产财富在居民财富中占比越来越高,房产价值变动对居民消费的影响成为关注焦点,即房产的财富效应。一些研究认为,房产价值提高会带动居民支出提升,如张浩等(2017)运用微观调查数据论证了房屋价值升高和房贷余额增加均会增加城镇有房家庭当期支出;尹志超等(2021)研究发现,住房价值增加不仅能增加家庭支出,还能改善支出结构。

鉴于大多数学者均使用微观调查数据,胡颖之、袁宇菲(2017)指出,微观数据不能反映房价对宏观总消费影响,且以往使用的广义矩估计(GMM)忽视了各截面相关性问题,其使用省际面板宏观数据发现消费的房价弹性显著为负;万晓莉等(2017)将宏微观层面数据结合使用以减少数据统计误差,结果显示房价变化对消费没有显著影响;余华义等(2017)解释了房产价值变动对家庭支出影响不显著的原因,即高消费水平城市和低消费水平城市间的财富效应相互抵消。

一方面,虽然上述研究结合社会经济特征和居民财富变化从房产财富效应视角利用宏微观数据进行分析,但忽视了房产价值变动的一个重要原因——金融周期,从而忽视了金融周期与居民消费之间的内在机理,可能导致论证不充分,结论不准确。另一方面,无论是经典消费理论还是基于房产财富效应视角的研究只分析居民消费不足,忽视了消费周期性波动特征,可能导致促进消费政策欠缺长期效应。鉴于此,本文结合金融周期理论分析金融周期对居民消费的直接效应,进而分析居民收入和收入差距对金融周期影响消费的调节效应,并利用1999~2020年中国省级面板数据,考察居民消费的顺金融周期性及居民收入、收入差距分别对消费顺金融周期性的调节效应。从对消费顺周期性负面调节效应影响程度最大的收入群体、收入来源差距出发,提出促进居民消费支出和消费持续恢复的政策建议。

## 二、影响机理分析

### (一) 金融周期对居民消费直接效应

#### 1. 信贷条件

在信贷需求侧,放松借款约束减少了住房买卖费用,增强了家庭抵御收入冲击能力,

<sup>①</sup> 中国及世界其他国家居民消费率原始数据来自国研网统计数据库(<http://data.drcnet.com.cn/dataTable?id=51&structureId=83>),社会消费品零售总额原始数据来自国家统计局(<http://www.stats.gov.cn/>)。

利于家庭增加消费支出(Favilukis 等,2017)。在信贷供给侧,家庭在银行信贷支持下购买房产,导致土地价格上涨、房价上涨,即房价上涨是抵押贷款市场宽松的贷款约束导致信贷供给增加的结果(Justiniano 等,2019)。Bahadir 等(2020)使用 VAR 模型研究发现,支出对信贷冲击的短期内积极响应和中长期内的负向响应与信贷冲击的繁荣、萧条周期是一致的,即消费存在顺周期性。

## 2. 资产价格

信贷扩张会降低贷款利率,刺激当前和未来经济活动,由于房地产的预期回报率较高,可能导致房价上涨:房产价格上涨提高了家庭财富存量估值,预期收入增加促进了消费支出增加;资产价格上涨提高了家庭抵押品(股票、债券、房屋)的价值,信贷约束放松,融资能力的增强促进消费支出增加;资产价格上涨降低了家庭财富不确定性,未来财富冲击的缓冲促进家庭支出扩张(Singh,2021)。

## 3. 禀赋效应

不完全市场放松了债务人偿还债务的约束,债务人用其房屋为债权人提供风险对冲担保;宽松的信贷约束带来的房价提升增加了家庭借款能力,而信贷受约束家庭具有更高的有效贴现率,更高的边际支出倾向促使其更加看重当前房产的积极禀赋,而不是与房价提升相关的未来生活成本的增加,即当前的积极禀赋超过由于更高生活成本而对支出产生的消极影响,促使家庭支出偏好增加(Aladangady,2017)。

## 4. 经济健康效应

Pecorari (2017) 使用企业未分配利润作为经济繁荣指标和消费者外部习惯决定因素,结果表明消费者观察经济外部状态确定自身消费,信贷扩张通过“金融加速器效应”对企业经营和利润的正向冲击将向消费者发出有利信号,消费者对经济健康迹象和企业产品供给令人满意的信号做出反应,增加消费。

基于以上分析,本文提出假设 1:消费顺金融周期变动,即正向金融冲击增加居民消费支出,负向金融冲击减少居民消费支出。

# (二) 金融周期对居民消费调节效应

## 1. 正面调节效应

凯恩斯的绝对收入假说将当期可支配收入引入消费函数,并认为存在边际消费倾向递减基本心理规律,然而“库兹涅茨消费之谜”使绝对收入消费理论受到质疑,相对收入假说则提出由于人们存在“棘轮效应”和“示范效应”心理,消费会受过去的消费习惯及周围消费水准的影响,使消费存在黏性,从而解释长期内平均消费倾向和边际消费倾向稳定不变之谜。之后的生命周期假说和持久收入假说等虽然进行了补充,但以上经典消费理论均忽视了信贷市场缺陷对宏观经济的影响,Bernanke 等(1999)提出的金融加速器理论(代表性金融周期理论)则考虑了金融摩擦因素,论证金融冲击在传播、放大经济

波动中的重要作用。

从宏观消费层面看,金融周期通过供给冲击和需求冲击渠道影响居民消费,本文重点关注需求冲击渠道。金融周期具体通过以下途径影响居民收入,从而影响居民消费能力。一是正向金融冲击在促进投资、经济增长从而带动就业、财政收入及资产价格上升的同时,居民财产性收入、工资性收入和转移性收入随之正向波动;二是正向金融冲击带来的信贷供给约束放松降低居民经营性业务融资约束,经营性收入正向波动,负向金融冲击反之。然而,居民收入在金融周期波动中是非对称的,正向金融冲击除了会直接增加居民收入,资金供给约束放松还会降低资金价格、减少交易费用、增强杠杆效应等使居民收入增加更多,加之财富估值提高、居民预期未来收入增加、减少家庭预防性储蓄,进而增加消费支出;在面临负向金融冲击时虽然居民收入负向波动,但家庭财富抵押效应(尤其是房产财富)缓解居民流动性约束和经营性资金约束,降低收入水平下降幅度的同时还会带来收入幻觉,加之政府逆周期调节政策等缩小居民收入负向波动幅度,使消费支出下降较少(Berger 等,2018)。

基于以上分析,本文提出假设 2:金融周期对消费影响受到居民收入正面调节,促进消费支出。

## 2. 负面调节效应

金融周期还会导致“马太效应”,扩大居民收入差距。Ryan-Collins(2021)的研究表明,财富差距正是由金融市场摩擦和房地产之间的反馈周期驱动的。由于借款人和贷款人之间信息不对称,银行将歧视资产无法抵押或者无资产可抵押的债务人,导致信贷价格和信贷数量取决于财富和社会地位,从而对穷人形成壁垒,信贷约束导致穷人资本投资不足;金融体系放松管制和自由化带来的金融扩张导致抵押贷款信贷供应增加、房价上涨,中上和高收入群体拥有住房并享受巨大的资本收益,但中低和低收入群体被排斥在外,造成住房财富收入差距扩大。

Botta 等(2021)基于异质代理的存量一流量一致宏观经济模型论证了金融周期对金融财富收入差距和不同群体收入差距影响:当金融市场放松管制或者金融创新带来信贷扩张时,金融资产价格上升使高收入者资本收入构成上升,造成富裕家庭获得高于平均水平的资本回报,扩大金融财富收入差距。低收入者有过度负债倾向,信贷扩张增加信贷可用性,降低信贷标准,导致他们负债更多;与此同时,由于金融市场不完全,富人以更高利率承担向穷人和中产阶级供给资金的更高风险。故低收入者从银行获得贷款,高收入者从资金供给中获得收益,向穷人和中产阶级提供的贷款越多,向富人转移的资金就越多,不同群体收入差距就越大。可见,金融周期还会扩大收入差距,而收入差距对实际消费支出有强烈的负面作用,从而影响消费的顺金融周期性(Singh,2021)。

基于以上分析,本文提出假设 3:金融周期对消费影响受收入差距负面调节,抑制



消费支出。

（三）负面调节效应的异质性

居民收入和收入差距分别对消费顺金融周期性具有正面和负面调节效应,为了进一步分析居民消费不足的具体原因,本文重点考察负面调节效应的异质性。从不同收入来源看,房产在家庭总资产中份额越高,总支出对金融周期带来的房价冲击敏感性越高,对家庭支出削减越多;金融资产占全部非房产资产份额越高,消费对金融周期带来的工资性收入冲击敏感性越低,而金融资产多集中于高收入群体,使消费倾向较高的中、低收入群体消费对工资性收入冲击更敏感,造成总消费下降更多(Daminato等,2020)。

从不同收入群体看,在收入差距更大的国家,消费对家庭信贷冲击反应更为敏感,即收入差距越大,信贷冲击对消费的负面作用越大。这是因为收入差距驱动了信贷约束和消费支出敏感性的联系。金融市场不完全和金融摩擦促使信贷供给者将债务人偿债能力与预期收入挂钩,造成低收入者比高收入者面临更严重的信贷约束;收入分配更不公平的国家,信贷受限家庭比例更高,从而引发更大的负面消费反应(Bahadir等,2020)。

从不同区域看,信贷供给条件区域差异驱动收入差距区域差异,导致收入差距较大地区消费水平更低。借款人收入是其信用价值的更强信号,随着收入差距加大,收入分配变得更加分散,贷款人更容易区分高质量和低质量借款人,银行分支机构在地理位置上也更接近高收入借款人;这不仅造成同一区域内低收入借款人获得信贷成本相对高于高收入借款人,还会造成高收入差距地区的低收入家庭在申请抵押贷款时更可能被拒绝,其抵押贷款利率也更高,从而获得信贷机会更少、成本更高、效率更低(Coibion等,2020);信贷约束导致收入差距更大地区的富人在金融扩张期更加富有,穷人在金融收缩期更加贫穷,抑制了原本具有更高边际消费倾向的低收入家庭的消费能力,加剧收入差距更大地区的消费下降。

基于以上分析,本文提出假设4:收入差距对消费顺金融周期性的负面调节效应存在收入来源、收入群体和区域异质性。

综上所述,金融周期是影响居民消费不可忽视的因素,收入差距负面调节消费的顺金融周期性,抑制消费支出。因此,以往基于经典消费理论的研究未能充分解释中国居民消费不足的原因,房产财富效应对居民消费影响的研究结论并不准确。

三、研究方法 with 数据说明

（一）研究方法

根据上述理论分析,本文首先考察金融周期、居民收入和收入差距等因素对居民消费的影响,设定以下基准模型:

$$\ln consum_{i,t} = \eta_1 \ln consum_{i,t-1} + \alpha_0 + \alpha_1 finan_{i,t} + \alpha_2 \ln income_{i,t} + \alpha_3 gap_{i,t} + \delta' cv_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

其中,下标  $i$  表示省份,下标  $t$  表示年份; $\ln consum_{i,t}$  表示各省居民消费支出对数, $finan_{i,t}$  (各省金融周期指数)、 $\ln income_{i,t}$  (各省居民可支配收入对数)和  $gap_{i,t}$  (各省收入差距)为核心解释变量, $cv_{i,t}$  为控制变量, $\ln consum_{i,t-1}$  表示消费惯性; $\mu_i$  为个体效应, $\varepsilon_{i,t}$  为随机误差项。若式(1)中  $finan_{i,t}$  系数估计值显著为正,则说明消费随金融周期同向波动,假设 1 成立。

在式(1)中分别引入金融周期指数和居民收入交互项、金融周期指数和收入差距交互项考察居民收入、收入差距对消费顺金融周期性的调节效应:

$$\ln consum_{i,t} = \eta_2 \ln consum_{i,t-1} + \beta_0 + \beta_1 finan_{i,t} + \beta_2 \ln income_{i,t} + \beta_3 gap_{i,t} + \beta_4 finan_{i,t} \times \ln income_{i,t} + \varphi' cv_{i,t} + \lambda_i + v_{i,t} \quad (2)$$

$$\ln consum_{i,t} = \eta_3 \ln consum_{i,t-1} + \gamma_0 + \gamma_1 finan_{i,t} + \gamma_2 \ln income_{i,t} + \gamma_3 gap_{i,t} + \gamma_4 finan_{i,t} \times gap_{i,t} + \psi' cv_{i,t} + \xi_i + \theta_{i,t} \quad (3)$$

将式(2)、式(3)变形以更直观表示加入交互项后金融周期对消费影响:

$$\ln consum_{i,t} = \eta_2 \ln consum_{i,t-1} + \beta_0 + (\beta_1 + \beta_4 \ln income_{i,t}) \times finan_{i,t} + \beta_2 \ln income_{i,t} + \beta_3 gap_{i,t} + \varphi' cv_{i,t} + \lambda_i + v_{i,t} \quad (4)$$

$$\ln consum_{i,t} = \eta_3 \ln consum_{i,t-1} + \gamma_0 + (\gamma_1 + \gamma_4 gap_{i,t}) \times finan_{i,t} + \gamma_2 \ln income_{i,t} + \gamma_3 gap_{i,t} + \psi' cv_{i,t} + \xi_i + \theta_{i,t} \quad (5)$$

式(4)、式(5)中各变量含义同式(1)。式(4)中  $\beta_1$  为金融周期对消费支出的直接效应, $\beta_4 \ln income_{i,t}$  为居民收入对消费顺金融周期性的调节效应, $\beta_1 + \beta_4 \ln income_{i,t}$  为金融周期对消费支出的总效应;若  $\beta_4$  估计值显著为正,则说明居民收入正面调节消费顺金融周期性,假设 2 成立。式(5)含义同理;在  $\gamma_4$  估计值显著为负前提下,若其估计值大小在不同区域和不同收入来源、不同收入群体间存在显著差异,则说明假设 4 成立。

## (二) 变量说明

### 1. 被解释变量

本文选取国家统计局公布的各省居民人均消费支出对数,其涵盖范围广、能够直观表征居民需求,且数据时间段较长,能够满足计量检验大样本性质。

### 2. 核心解释变量

本文核心解释变量包括:(1)金融周期指数。与以往使用单一指标或者主成分构建金融周期指数不同,本文使用动态因子模型(DFM)以广泛宏观金融指标为基础估计各省综合因子作为金融周期指数代理指标。全国层面共同指标和省级层面具体指标包括:全国货币和准货币(M2)供应量同比增长率,反映货币市场流动性水平和货币政策取向;全国股票筹资额同比增长率,反映资本市场中企业资金筹集波动幅度;全国资本和金融项目差额与 GDP 之比,反映国际资本流动状况;各省金融机构各项贷款与 GDP 之比作为信贷市场代表性指标度量宏观杠杆率;各省商品房平均销售价格增速,反映各省

房价波动状况;固定资产投资资金来源中国内贷款占比,反映金融市场投资杠杆状况。(2)居民收入。选取国家统计局公布的各省居民人均可支配收入对数衡量居民可用于自由支配的收入。(3)收入差距。收入差距度量指标有城乡人均收入之比(黄祖辉、刘桢,2019)、基尼系数(贾晗睿等,2021)等,鉴于泰尔指数加权了城乡人口比重,度量城乡收入差距更准确,首先,使用各省泰尔指数作为各省收入差距代理指标估计式(1)、式(4)和式(5)<sup>①</sup>。其次,在收入来源层面,根据国家统计局收入来源划分,使用各省城乡工资性收入之比、经营性收入之比、财产性收入之比和转移性收入之比作为各省城乡收入差距代理指标;收入群体层面,根据国家统计局居民人均收入五等份分组,使用城镇高收入户与城镇低收入户收入之比等10个指标度量城镇内部收入差距,使用农村高收入户与农村低收入户收入之比等10个指标度量农村内部收入差距(见表1),既全面呈现城镇和农村各内部收入差距对消费的影响,又可以具体定位各内部收入差距对消费顺金融周期性调节效应差异。

### 3. 控制变量

物流在当今线上消费时代地位愈加重要,本文使用各省交通运输、仓储和邮政业固定资产投资占各省固定资产投资比重表示各省流通设施状况。选取与居民生活联系更紧密的医疗卫生财政支出占一般公共预算支出比重作为财政支出方面代理指标。近些年生育政策放松,使人们更加关注少年儿童负担对家庭支出影响,加入少儿抚养比作为控制变量。

本文采用全国31个省份1999~2020年面板数据,为剔除价格因素影响,将各省CPI、各省城市CPI和各省农村CPI(上年=100)转换为各省定基CPI、各省城市定基CPI和各省农村定基CPI(1999年=1)对上述指标进行平减得到实际值;与金融周期指数的处理保持一致,同样使用BP滤波剔除上述变量的趋势<sup>②</sup>。变量描述性统计如表1所示。

## 四、实证分析

### (一) 实证结果

系统GMM可以提高估计效率,使用系统GMM估计方法。首先以泰尔指数为收入差距代理指标,以全国31个省份1999~2020年面板数据为样本对式(1)基准模型和式(4)、式(5)调节效应模型估计,结果如表2所示。

表2中AR(2)值不显著,故接受原假设“扰动项无自相关”;Hansen统计量不显著,故接受原假设“所有工具变量均有效”。表明基准模型式(1)和调节效应模型式(4)、式(5)

① 各省泰尔指数计算参考王少平、欧阳志刚(2007)的研究。

② 数据来自国家统计局、各省统计年鉴、《中国统计年鉴》《中国区域经济统计年鉴》《中国人口年鉴》,Wind中国宏观经济数据库和世界银行(<https://www.shihang.org/zh/home>)。

表 1 变量描述性统计

变 量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
居民消费支出	682	-0.0001	0.0293	-0.2078	0.1272
金融周期指数	682	0.0317	1.6924	-2.9180	3.8471
居民可支配收入	682	-0.0002	0.0213	-0.1841	0.1032
泰尔指数	682	0.0003	0.1587	-1.0610	1.0979
城乡工资性收入之比	682	-0.0059	1.5146	-20.4638	17.8754
城乡经营性收入之比	682	0.0002	0.0658	-0.4983	0.6434
城乡财产性收入之比	682	-0.0334	6.1634	-40.4683	134.0371
城乡转移性收入之比	682	0.0007	6.9649	-55.8276	56.5438
交通、仓储和邮政业固定资产投资占比	682	-0.0040	2.0383	-11.3925	12.0363
医疗卫生财政支出占财政支出比重	682	-0.0028	0.4646	-2.2303	5.0988
少儿抚养比	682	0.0206	1.0513	-4.1534	5.5637
就业人员中大专及以上学历受教育占比	682	0.0138	1.2352	-4.3114	10.3656
城镇高收入比低收入	399	0.0019	0.4547	-1.6693	2.1272
城镇高收入比中低收入	399	0.0023	1.3070	-6.8367	22.5534
城镇高收入比中等收入	399	0.0008	0.1108	-0.3340	0.5771
城镇高收入比中高收入	399	0.0003	0.0704	-0.2311	0.3997
城镇中高收入比低收入	399	-0.0003	0.2476	-1.1825	1.3271
城镇中高收入比中低收入	399	0.0008	0.7128	-3.7261	12.3712
城镇中高收入比中等收入	399	0.0002	0.0234	-0.1586	0.0744
城镇中等收入比低收入	399	-0.0007	0.1659	-0.9060	0.7905
城镇中等收入比中低收入	399	0.0003	0.5275	-2.7383	9.1707
城镇中低收入比低收入	399	-0.0005	0.1238	-1.0498	0.4920
农村高收入比低收入	126	-0.0047	1.1625	-5.4215	6.2724
农村高收入比中低收入	126	-0.0003	0.2542	-0.9349	0.8046
农村高收入比中等收入	126	0.0009	0.1570	-0.4841	0.5822
农村高收入比中高收入	126	0.0006	0.0879	-0.2473	0.4635
农村中高收入比低收入	126	-0.0035	0.5561	-2.2280	2.8034
农村中高收入比中低收入	126	-0.0008	0.1317	-0.5281	0.5730
农村中高收入比中等收入	126	0.0002	0.0638	-0.2816	0.2437
农村中等收入比低收入	126	-0.0021	0.3234	-1.5582	1.5743
农村中等收入比中低收入	126	-0.0006	0.0571	-0.1666	0.2378
农村中低收入比低收入	126	-0.0009	0.2000	-1.0113	0.9708

注：由于新疆、四川等省份目前尚未公布 2020 年收入分组数据，故城镇、农村收入群体层面样本时间至 2019 年；限于农村收入分组 1999~2019 年时间段只有福建等 6 个省份有数据，而 2013~2019 年时间段多达 17 个省份有数据，故下文农村内部收入群体视角同时列出 2013~2019 年样本估计结果。

设定基本合理，满足系统 GMM 估计前提。消费支出滞后项的系数估计值均显著为正，说明中国居民消费支出存在显著消费惯性；居民收入系数估计值均显著为正，且其值较大，说明居民收入水平仍然是中国居民消费支出的决定因素，这与经典消费理论一致。





表 2 基准模型和调节效应模型估计结果

变 量	消费支出		
	模型 1	模型 2	模型 3
消费支出滞后项	0.5190*** (0.1504)	0.2391*** (0.0804)	0.1085* (0.0632)
金融周期指数	0.0168** (0.0084)	0.0121*** (0.0041)	0.0390* (0.0208)
居民收入	0.9144*** (0.1453)	0.6554*** (0.1472)	0.5164** (0.2070)
泰尔指数	-0.0596** (0.0270)	-0.1833*** (0.0389)	-0.3409*** (0.1253)
金融周期指数 × 居民收入		0.2050* (0.1168)	
金融周期指数 × 泰尔指数			-0.0577* (0.0345)
流通设施	0.0020* (0.0011)	0.0018** (0.0009)	0.0006 (0.0010)
财政支出	-0.0044 (0.0038)	-0.0003 (0.0034)	0.0002 (0.0051)
少儿抚养比	-0.0027* (0.0015)	-0.0142** (0.0055)	-0.0102* (0.0055)
AR(1)	-3.47***	-3.38***	0.62
AR(2)	1.03	-1.76	1.11
Hansen test	5.67	12.38	6.36

注：括号内数据为稳健标准误；AR(1)和 AR(2)分别为扰动项差分一阶和二阶自相关性检验(Arellano-Bond 检验)，Hansen 为工具变量过度识别检验；限于篇幅未列出常数项。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

泰尔指数系数估计值均显著为负，说明城乡收入差距对居民消费支出存在显著不利影响。金融周期指数系数估计值均显著为正，假设 1 得到验证，说明金融周期是影响中国居民消费的重要因素，消费顺金融周期变动，这可能是由于近 40 年来三次国际金融大危机使政府日益重视金融市场波动、金融风险对社会经济的重要影响，其逆周期调控政策也成为居民消费支出的风向标。随着金融市场快速发展，居民信贷成为缓解流动性约束的重要渠道，尤其是近些年消费信贷普及使家庭信贷冲击成为居民消费的重要影响因素。20 世纪 90 年代末住房体制改革及家庭偏好房产理念使购买房产为储蓄型投资，导致家庭资产中房产占比严重偏高，房产随金融周期波动而产生的财富效应使家庭支出呈顺周期性。表 2 中模型 2 的金融周期指数与居民收入交互项系数估计值显著为正，模型 3 的金融周期指数与泰尔指数交互项系数估计值显著为负，分别验证了假设 2 和假设 3，说明金融周期会通过居民收入正面调节消费的顺金融周期性，而城乡收入差距则负面调节消费的顺金融周期性。

上述结论与理论分析一致，可见，金融周期是近些年中国居民消费支出的重要影响因素，金融周期波动导致居民消费支出随其顺周期变动；收入差距可能并非以往文献研究中的仅单因素影响居民消费支出，还对消费顺金融周期性具有负面调节效应，这可能是近些年中国居民消费不足的一个重要原因。虽然居民收入水平不断提高，但城乡收入差距依然较大，收入差距减弱正向金融冲击对消费支出的促进效应，加剧负向金融冲击对消费支出的削减效应。因此，在扩大内需和促进消费持续恢复时应纳入金融周期因素。

## （二）稳健性检验

人力资本既可通过需求端居民收入直接影响居民消费,又可通过供给端技术创新作用于消费品及其流通,从而间接影响居民消费,故使用各省就业人员中大专及以上学历受教育程度占比作为各省人力资本水平代理指标加入式(1)、式(4)和式(5)对表2回归结果进行稳健性检验(见表3),结果表明表2的计量检验、系数估计值均无实质变化,证明上述实证结果稳健。

表3 基准模型和调节效应模型的稳健性检验

变 量	消费支出		
	模型 4	模型 5	模型 6
消费支出滞后项	0.5195*** (0.1558)	0.2637*** (0.0772)	0.1080* (0.0617)
金融周期指数	0.0183** (0.0086)	0.0129*** (0.0040)	0.0382* (0.0205)
居民收入	0.8942*** (0.1331)	0.6316*** (0.1398)	0.5237*** (0.2005)
泰尔指数	-0.0650** (0.0256)	-0.1888*** (0.0370)	-0.3350*** (0.1209)
金融周期指数 × 居民收入		0.2092* (0.1129)	
金融周期指数 × 泰尔指数			-0.0566* (0.0329)
流通设施	0.0022* (0.0013)	0.0019* (0.0010)	0.0006 (0.0010)
财政支出	-0.0021 (0.0037)	0.0012 (0.0034)	0.0004 (0.005)
少儿抚养比	-0.0021 (0.0015)	-0.0127*** (0.0048)	-0.0098* (0.0054)
人力资本	-0.0063*** (0.0015)	-0.0043*** (0.0008)	-0.0008 (0.0020)
AR(1)	-3.45***	-3.32***	0.53
AR(2)	1.75	-1.25	1.13
Hansen test	7.63	10.39	6.61

注:同表2。

## （三）收入来源视角下负面调节效应异质性

为进一步分析居民消费不足的具体原因,本文从城乡收入来源视角考察收入差距负面调节效应的异质性,分别使用各省城乡工资性收入之比、经营性收入之比、财产性收入之比和转移性收入之比作为各省城乡收入差距代理指标估计式(5),结果如表4所示。

表4中各交互项变量系数估计值存在显著差异,说明城乡收入差距对消费顺金融周期性负面调节效应存在收入来源异质性,假设4成立。从全国样本看,城乡经营性收入差距对消费顺周期性负面调节效应最大,其次是城乡财产性收入差距。主要因为农村居民经营性收入在其总收入中占据重要位置,加之近些年中国金融市场、房地产市场快速发展使财产性收入在城镇居民收入中占比提高,这两项收入变动对城乡居民消费变动影响更突出;经营性、财产性收入与市场景气度关联性大、较不稳定,波动幅度和波动频率均大于工资性收入、转移性收入;城市居民资金基础较雄厚、抗风险能力较强、文化水平较高,其经营性业务投资更多、范围更广、种类更丰富,其财产性收入更多、来源更多元化,而且资产增值功能更强,农村居民反之,这就造成城镇居民从正向金融冲击

表4 收入差距对消费顺金融周期性的负面调节效应(收入来源异质性)

变 量	消费支出			
	全国	东部	中部	西部
工资性收入来源层面				
金融周期指数	0.0078* (0.0045)	0.0170*** (0.0059)	0.0014*** (0.0005)	0.0113*** (0.0033)
城乡工资性收入之比	-0.0204*** (0.0075)	-0.0518** (0.0256)	-0.2378** (0.1085)	-0.0082*** (0.0022)
金融周期指数×城乡工资性收入之比	-0.0068*** (0.0026)	-0.0113** (0.0049)	-0.0690* (0.0365)	-0.0019** (0.0008)
经营性收入来源层面				
金融周期指数	0.0192*** (0.0046)	0.0174** (0.0075)	0.0089* (0.0047)	0.0179*** (0.0041)
城乡经营性收入之比	-0.1345** (0.0624)	-0.0921*** (0.0227)	-0.1220** (0.0596)	-0.0838 (0.1521)
金融周期指数×城乡经营性收入之比	-0.0323* (0.0184)	-0.0307** (0.0152)	-0.0490** (0.0244)	-0.0207 (0.0377)
财产性收入来源层面				
金融周期指数	0.0315** (0.0126)	0.0170*** (0.0062)	0.0335*** (0.0110)	0.0097*** (0.0030)
城乡财产性收入之比	-0.0085** (0.0042)	-0.0042** (0.0019)	-0.0020** (0.0009)	-0.0013** (0.0006)
金融周期指数×城乡财产性收入之比	-0.0196** (0.0098)	-0.0054*** (0.0014)	-0.0013** (0.0006)	-0.0013*** (0.0004)
转移性收入来源层面				
金融周期指数	0.0012* (0.0007)	0.0010* (0.0006)	0.0004* (0.0002)	0.0005** (0.0002)
城乡转移性收入之比	-0.0038*** (0.0007)	-0.0043* (0.0024)	-0.0013** (0.0006)	-0.0023*** (0.0007)
金融周期指数×城乡转移性收入之比	-0.0012* (0.0006)	-0.0017* (0.0010)	-0.0008** (0.0003)	-0.0005** (0.0002)

注:限于篇幅,未列出消费滞后项、居民收入、控制变量、常数项、AR(1)和AR(2)(均接受“扰动项无自相关”原假设)及Hansen值(均接受“所有工具变量均有效”原假设)。

金融周期核心传导渠道(信贷、房价)决定了4种收入来源中财产性收入受金融周期影响更大,东部对金融周期更敏感、区域内部市场传染性更强,造成金融周期对东部财产性收入差距扩大程度大于中部和西部;加之东部经济发展更快、更开放,金融市场也更发达,收入结构中财产性收入占比高于中部和西部,使东部城乡居民消费增量对财产性收入变动敏感程度大于中部和西部地区,导致东部财产性收入差距对其消费支出的负面影响也大于中部和西部地区,最终城乡财产性收入差距对东部消费顺周期性负面

中获得收益更大、负向金融冲击中受损更少,而农村居民相反,金融周期的财富再分配效应使金融周期对城乡经营性、财产性收入差距扩大程度更大,从而其对消费顺周期性负面调节效应更大。

分区域看,城乡工资性、经营性收入差距对中部消费顺周期性负面调节效应大于东部和西部,城乡财产性、转移性收入差距对东部消费顺周期性负面调节效应大于中部和西部。

调节效应大于中部和西部地区。由于东部城乡转移性收入差距大于中部和西部，而东部最容易受金融周期影响，使金融周期对东部城乡转移性收入差距拉大程度更严重，从而对消费顺周期负面调节效应更大。

中部和西部经济和金融市场发展水平及产业结构特征等决定中部和西部居民收入结构中工资性收入、经营性收入占据更重要地位，其对消费增量影响更大，加之中部和西部人口负担系数更高、社会保障体系更不完善等，使中部和西部城乡工资性收入、经营性收入差距对消费支出负面影响更大；中部和西部经营性收入差距呈扩大趋势变动及中部和西部工资性收入差距大于东部，而西部受金融周期影响小于中部，使金融周期对中部工资性收入、经营性收入差距扩大程度更严重，从而导致城乡工资性、经营性收入差距对中部消费顺周期性负面调节效应大于东部和西部。

#### （四）收入群体视角下负面调节效应异质性

收入群体层面，城镇高收入户与城镇低收入户收入之比等 10 个指标和农村高收入户与农村低收入户收入之比等 10 个指标（见表 1）分别作为城镇和农村内部收入差距代理指标估计式（5）的实证结果如表 5、表 6 所示。

表 5 中金融周期和城镇内部各收入差距变量系数估计值均显著，各交互项变量系数估计值均显著为负，且各系数值大小差异较大，表明收入差距对消费顺周期性负面调

表 5 收入差距对消费顺金融周期性的负面调节效应（城镇收入群体异质性）

变 量	消费支出				
	中等 / 中低 (模型 7)	中高 / 中低 (模型 8)	中高 / 中等 (模型 9)	高 / 中等 (模型 10)	高 / 中高 (模型 11)
金融周期指数	0.0010**	0.0015**	0.0011**	0.0050***	0.0019***
城镇内部收入差距	-0.8219**	-0.5428***	-0.6618*	-0.2795**	-0.1636*
交互项	-0.1714**	-0.1255**	-0.1093*	-0.1087***	-0.0955**

注：交互项指金融周期指数×城镇内部收入差距，模型 7（中等 / 中低）表示城镇中等收入户与中低收入户收入之比作为自变量城镇内部收入差距度量指标时估计结果，模型 8 至模型 11 含义类似；限于篇幅，城镇其他群体估计结果未列出，其交互项系数估计值的绝对值小于模型 7 至模型 11。其他注同表 4。

表 6 收入差距对消费顺金融周期性的负面调节效应（农村收入群体异质性）

变 量	消费支出				
	中高 / 中等 (模型 12)	高 / 中高 (模型 13)	中高 / 中低 (模型 14)	中等 / 中低 (模型 15)	中低 / 低 (模型 16)
金融周期指数	0.0005***	0.0018	0.0015*	0.0007***	0.0009*
农村内部收入差距	-0.0448*	-0.0761	-0.0354*	-0.0512*	-0.0204***
交互项	-0.0399**	-0.0235*	-0.0201*	-0.0126**	-0.0090**

注：交互项指金融周期指数×农村内部收入差距，模型 12（中高 / 中等）表示农村中高收入户与中等收入户收入之比作为自变量农村内部收入差距度量指标时估计结果，模型 13 至模型 16 含义类似；限于篇幅，农村其他群体估计结果未列出，其交互项系数估计值的绝对值小于模型 12 至模型 16。其他注同表 4。



节效应存在城镇收入群体异质性,假设 4 得到验证。具体看,模型 7 至模型 9 交互项系数值的绝对值较大,说明城镇中等与中低收入户之间收入差距、城镇中高与中低收入户之间收入差距及城镇中高与中等收入户之间收入差距对消费顺周期性负面调节效应更大。此外,各收入差距单变量系数值也存在显著差异,可见以往仅使用高收入与低收入户收入之比度量收入差距并不准确。表 6 中模型 13 部分变量不显著,可能是由于农村群体收入分组 1999~2019 年样本个体太少(只有福建等 6 个省份有数据)。从其他列结果看,农村中高与中等收入户之间收入差距、农村中高与中低收入户之间收入差距及农村中等与中低收入户之间收入差距对消费顺周期性负面调节效应更大。鉴于 2013~2019 年农村收入分组样本 17 个省份有数据,同时列出农村群体 2013~2019 年样本估计结果(见表 7),各变量系数估计值均显著,且各交互项系数估计值存在显著差异,同样支持假设 4,其中模型 17、模型 18 和模型 19 交互项系数值的绝对值较大,即农村中高、中等和中低收入户之间收入差距对消费顺周期性负面调节效应更大。

表 7 2013~2019 年收入差距对消费顺金融周期性的负面调节效应—农村收入群体异质性

变 量	消费支出				
	中高 / 中等 (模型 17)	中高 / 中低 (模型 18)	中等 / 中低 (模型 19)	高 / 中高 (模型 20)	高 / 中等 (模型 21)
金融周期指数	0.0037*	0.0058*	0.0045*	0.0035*	0.0039*
农村内部收入差距	-0.3001***	-0.1915*	-0.1425**	-0.0433**	-0.0184*
交互项	-0.3499**	-0.1273*	-0.1049**	-0.0628***	-0.0273***

注:同表 6。

中等收入户既有支出倾向又有一定消费能力,且中等、中高、中低收入户之间财富差距较小,收入级别转换更容易,这就使这三类群体收入更容易变动;加之中高收入户更热衷发展性商品,中等与中低收入户处于向发展性商品过渡阶段,而发展性商品改良升级速度较快,使消费支出惯性较弱,导致这三类群体收入变动对消费支出影响较大,从而这三类收入户之间收入差距对消费顺周期性负面调节效应更大。此外,对比相同样本时间段的表 5 和表 6 实证结果可知,城镇中高、中等和中低收入户之间收入差距对消费顺周期性负面调节效应远大于农村中高、中等和中低收入户之间收入差距的负面调节效应,除了城镇内部收入差距大于农村内部收入差距原因外,由城乡经营性、财产性收入差距自 1999 年至今均呈扩大趋势,而城乡工资性、转移性收入差距均呈缩小趋势可知<sup>①</sup>,城市中等、中高和中低群体财富结构中财产性、经营性财富份额相对提升,而财产性和经营性财富更容易受金融周期的影响,且受金融周期的影响更大,导致城市中等、中高

① 根据城乡工资性收入之比、城乡经营性收入之比、城乡财产性收入之比、城乡转移性收入之比变量的图形得到,限于篇幅未列出。

和中低群体之间收入差距对消费顺周期性负面调节效应更大。

## 五、结论与政策建议

本文利用中国 1999~2020 年省级面板数据分析居民消费不足的原因,主要结论为:(1)消费顺金融周期变动,但收入差距对消费顺金融周期性存在显著负面调节效应:收入差距会削弱正向金融冲击对消费支出的促进效应,加剧负向金融冲击对消费支出的削减效应;且此负面调节效应存在收入来源、收入群体和区域异质性。(2)城乡经营性、财产性收入差距对消费顺周期性负面调节效应大于城乡工资性、转移性收入差距;分区域看,城乡工资性、经营性收入差距对中部负面调节效应大于东部和西部,城乡财产性、转移性收入差距对东部负面调节效应大于中部和西部。(3)城镇和农村内部中高、中等和中低收入群体之间的收入差距对消费顺周期性负面调节效应更大,而且城镇内部这三类群体收入差距的负面调节效应强于农村。基于上述研究结论,本文提出以下政策建议。

第一,降低中高、中等和中低收入群体之间收入差距对消费顺金融周期性负面调节效应,尤其是城镇地区。加强中等和中低收入群体职业技能培训,通过提高其就业质量带动收入增加,同时还应减轻中等和中低收入群体税费负担,促进中高、中等和中低收入群体之间收入差距缩小。降低中等和中低收入群体收入受金融冲击波动影响,加强普惠金融教育宣传,积极引导中等和中低收入群体提升金融素养和风险管理水平,合理配置金融资产。拓展中等和中低收入群体收入来源,丰富其收入结构,提高经营性收入和财产性收入占总收入比重,以分散家庭收入风险。

第二,降低全国城乡经营性和财产性收入差距对消费顺金融周期性负面调节效应。一方面要缩小全国城乡经营性和财产性收入差距,增加农村居民经营性收入和财产性收入,如加快农业科技成果转化,降低农业生产成本的同时不断延长农产品产业链,提升农产品附加值,加大支农政策支持力度,推动农业与第二、第三产业融合发展,提升农民土地租赁、商铺租赁等财产性收入;另一方面要注重农村居民经营性收入和财产性收入增加的可持续性,减少其受金融周期冲击影响,保持惠农富农政策的连续稳定性,引导产业链低端产业扩大业务范围、丰富产品种类,双端并进提高农民财富积累水平,进而提高其应对冲击能力。

第三,中部地区应降低城乡工资性收入差距对消费顺金融周期性负面调节效应,东部地区应降低城乡转移性收入差距对消费顺金融周期性负面调节效应。中部可发挥其农业资源优势,延长现代农业产业链条,通过建立农村普惠加工厂、乡村企业等,带动农民就近就地就业,增加其工资性收入的同时还有利于减轻其务工成本,从而缩小中部地区城乡工资性收入差距。东部地区应优化财政支出结构,加大对农村地区转移支付力度,适当减少城镇行政事业单位、国企员工离退休经费,提高农村公共设施和养老、医疗、子女教育、农村公共服务等补贴,缩小东部城乡转移性收入差距。

# 参考文献:

1. 黄祖辉、刘桢(2019):《资本积累、城乡收入差距与农村居民教育投资》,《中国人口科学》,第6期。
2. 胡颖之、袁宇菲(2017):《中国住宅销售价格对居民消费的影响》,《经济学(季刊)》,第3期。
3. 贾晗睿等(2021):《收入再分配与老年人收入差距》,《中国人口科学》,第1期。
4. 万晓莉等(2017):《房价变化、房屋资产与中国居民消费——基于总体和调研数据的证据》,《经济学(季刊)》,第2期。
5. 王少平、欧阳志刚(2007):《我国城乡收入差距的度量及其对经济增长的效应》,《经济研究》,第10期。
6. 尹志超等(2021):《住房财富对中国城镇家庭消费的影响》,《金融研究》,第2期。
7. 余华义等(2017):《中国住房分类财富效应及其区位异质性——基于35个大城市数据的实证研究》,《中国软科学》,第2期。
8. 张浩等(2017):《房产价值变动、城镇居民消费与财富效应异质性——来自微观家庭调查数据的分析》,《金融研究》,第8期。
9. Aladangady A. (2017), Housing Wealth and Consumption: Evidence from Geographically Linked Microdata. *American Economic Review*. 107(11): 3415–3446.
10. Bahadir B., De K., Lastrapes W.D. (2020), Household Debt, Consumption and Inequality. *Journal of International Money and Finance*. 109: 1–17.
11. Berger D., Guerrieri V., Lorenzoni G., Vavra J. (2018), House Prices and Consumer Spending. *Review of Economic Studies*. 85(3): 1502–1542.
12. Bernanke B.S., Gertler M., Gilchrist S. (1999), The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework. In Taylor J.B., Woodford M. *Handbook of Macroeconomics*. 1(C): 1341–1393.
13. Botta A., Caverzasi E., Russo A., Gallegati M., Stiglitz J.E. (2021), Inequality and Finance in a Rent Economy. *Journal of Economic Behavior & Organization*. 183: 998–1029.
14. Coibion O., Gorodnichenko Y., Kudlyak M., Mondragon J. (2020), Greater Inequality and Household Borrowing: New Evidence from Household Data. *Journal of the European Economic Association*. 18(6): 2922–2971.
15. Daminato C., Pistaferri L. (2020), Family Labor Supply and Asset Returns. *European Economic Review*. 124: 1–22.
16. Favilukis J., Ludvigson S.C., Van Nieuwerburgh S. (2017), The Macroeconomic Effects of Housing Wealth, Housing Finance, and Limited Risk Sharing in General Equilibrium. *Journal of Political Economy*. 125(1): 140–223.
17. Justiniano A., Primiceri G.E., Tambalotti A. (2019), Credit Supply and the Housing Boom. *Journal of Political Economy*. 127(3): 1317–1350.
18. Pecorari N. (2017), Investment and Consumption Booms: The Role of Credit to Firms and Habits in Consumption. *Revista de Análisis Económico*. 32(1): 95–144.
19. Ryan-Collins J. (2021), Breaking the Housing-finance Cycle: Macroeconomic Policy Reforms for More Affordable Homes. *Environment and Planning A—Economy and Space*. 53(3): 480–502.
20. Singh B. (2021), Housing and Stock Market Wealth Effects in Developing Economies. *International Economics and Economic Policy*. 19(1): 29–49.

(责任编辑:朱 犁)