

银发浪潮冲击下家庭消费韧性损失研究

——基于 CHFS 追踪调查的微观证据

李梦凡,余孟芹,陈际华

(河海大学公共管理学院)

摘要:中国独特的“家文化”对居民消费行为具有深刻影响,构成扩大内需战略的重要微观因素,提升家庭消费韧性对于稳定内需、增强经济系统应对不确定性冲击的能力具有关键意义。基于中国家庭金融调查(CHFS)追踪数据,构建家庭消费韧性综合指数并通过双向固定效应模型,实证检验家庭成员年龄结构老化(家庭老龄化)对消费韧性的影响及其内在机制。结果表明,家庭老龄化对消费韧性具有显著的负向效应。机制分析揭示,老龄化对消费韧性的影响主要通过降低家庭消费能力、抑制家庭消费意愿和固化家庭消费结构产生。以家庭平均年龄为门槛变量的检验发现,家庭老龄化程度对消费韧性存在非线性影响,且异质性分析显示,韧性损失在已退休和西部地区的老年家庭中更为显著。进一步研究发现,拥有良好健康、代际经济支持和退休再就业老年人的家庭则能有效缓释老龄化的负面冲击。为此,要积极探索长寿时代投资于人的科学内涵,实施劳动者全龄段、包容性就业促进战略来巩固消费能力,健全社会保障体系、有效管理老龄家庭不确定性风险来增强消费信心,引导银发市场和家庭经济融合发展来优化消费结构,持续修复、培育并提升家庭消费韧性,从而增强国内大循环的内生动力。

关键词:银发经济;投资于人;家庭老龄化;消费韧性;扩大内需

一、引言

纵观经济发展史,经济政策侧重于供给抑或需求,要依据宏观经济形势的动态变化作出抉择。党的二十大报告明确提出,要“着力扩大内需,增强消费对经济发展的基础性作用”^[1]。习近平总书记进一步指出,“总需求不足是当前经济运行面临的突出矛盾”^[2]。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十五个五年规划纲要》明确提出了“居民消费率明显提高,内需拉动经济增长主动力作用持续增强”的目标^[3]。从消费行为理论角度而言,消费是

收入、财富与预期的函数,因而需从这三方面系统发力、精准施策,方能有效激发居民消费、破解总需求不足的难题。中国独特的“家文化”深刻影响着居民的消费行为,针对就业、教育、医疗、养老、住房等关键问题,通常都是以家庭为单位进行决策。家庭不仅是日常生活的基本单元,也是内部资源池与风险共担单位,亦是扩大内需战略的微观支点。通过内部资源的优化配置和家庭成员间的相互支持以抵御外部的不确定性冲击,从而塑造了中国独特的家庭消费韧性,对理解中国经济社会运行逻辑至关重要。当下,中国的老龄化进程明显加快,2024 年底,

引用本文:李梦凡,余孟芹,陈际华.银发浪潮冲击下家庭消费韧性损失研究——基于 CHFS 追踪调查的微观证据[J].河海大学学报(哲学社会科学版),2026,28(2):152-164.

基金项目:国家社会科学基金青年项目(18CJL046);河海大学中央高校基本科研业务费专项资金项目(B230207051)

作者简介:李梦凡(1987—),男,讲师,博士,主要从事收入分配与社会保障研究。E-mail:lmf@hhu.edu.cn

我国 60 周岁及以上人口占比已超过 1/5,65 周岁及以上人口占比接近 1/6^[4],已步入中度老龄化阶段。另根据联合国预测,中国将于 2035 年进入重度老龄化阶段,2050 年前后将迈入极度老龄化阶段^[5]。随着总体老龄程度的提高,许多家庭也将面临成员年龄结构老化(以下简称“家庭老龄化”)的冲击与挑战。这种结构性变化是否会影响家庭消费韧性和整体消费市场活力?值得深入探究。精准识别与深入剖析人口老龄化对微观家庭消费韧性的冲击,对于理解当前内需不足的成因、释放消费潜力与构建新发展格局均有重要的理论与现实意义。

家庭消费韧性是指家庭消费遭受不同程度的超预期冲击时的抵抗、恢复与发展能力。韧性(resilience)一词源于拉丁文 *resilire*,意指系统或个体承受冲击或扰动后恢复并回弹的能力^[6]。该概念最初应用于物理学,随后被引入经济学研究中,经济韧性、城市韧性和消费韧性等相关研究开始涌现。关于消费韧性的研究主要有宏观和微观两类:从宏观层面看,现有研究主要通过构建省级层面居民个体的消费韧性测度体系,对我国各省份的消费韧性水平进行测度,并指出其中的影响因素;从微观家庭层面着眼,一些研究使用暴露度、纾缓力和适应力即“一度两力”的三维指标来构建家庭消费韧性测算体系^[7]。随着数字经济的迅猛发展,有研究指出支付领域的科技应用日益普遍,使得消费总量扩大、消费结构多样化,家庭消费韧性得到提升^[8],且数字金融素养和家庭数字平台使用水平的提升也可赋能消费提高韧性,为促进消费开辟了新路径^[9]。由于家庭消费韧性是一个较新的研究领域,因此学术界对人口老龄化与家庭消费之间关系的讨论较多,但存在明显的争议:一些学者认为,人口老龄化对家庭消费具有显著负向影响。家庭成员老龄化通过降低家庭收入并增加医疗保健支出来削弱家庭的消费支付能力^[10],对家庭消费的影响在短期和长期均显著为负,对家庭消费长期的负面效应更强^[11]。与此同时,也有研究表明人口老龄化对家庭消费具有显著正向影响。相较于刚刚独立步入社会的年轻人来说,老年人在教育、住房等方面的负担较小且闲暇时间相对较多,部分

老年人还享受高额退休保障,于他们而言,通过消费维持身份认同、提高其家庭和社会的主观经济地位也很普遍^[12]。家庭老年抚养比的增加对农村家庭消费倾向具有显著的正效应^[13],且对家庭消费结构的改善具有显著的促进作用^[14],尤其是对发展型和享受型消费。

现有研究提供了宝贵的理论视野与研究基础,但其大多仅限于对家庭总消费水平、消费结构、消费率等单一维度的探讨,对家庭消费韧性的关注不足,且大多使用宏观省级层面数据来探讨人口老龄化,从微观视角和数据探讨人口老龄化这一重要宏观现实对家庭消费韧性会产生何种影响及其具体的渠道机制,文献研究尚且不多。鉴于此,以微观家庭为研究单元,探究人口老龄化与家庭消费韧性之间的关系,并考察其影响机制及群体异质性,旨在丰富家庭消费韧性理论和实证研究,为规模大、速度快、程度深的中国老龄化现实背景下增强消费的经济发展基础性作用、提升社会经济发展韧性、实现高质量发展提供政策实践依据。

二、理论分析与研究假说

1. 银发浪潮冲击下家庭消费韧性损失

在中国,家庭保障仍然是保障体系中的重要力量。代际转移理论指出,代际之间存在着资源、金钱、服务和保障的流动和再分配。家庭中父母对子女有养育的义务,子女对父母也有赡养的责任^[15],这种紧密的代际契约使得家庭资源在面对老龄化冲击时更加紧张,尤其对于存在着高龄、患病、健康衰退老年人的家庭,更容易削弱整体家庭消费韧性。父辈的健康衰退减少了其对子辈孙辈的照料和经济支持,且很可能会增加子代向上照料和经济支持的负担,降低子女的劳动参与和预算约束^[16],产生消费抑制的状态。老年群体健康衰退的时点难以预测,可能是渐进式的,也可能是突发性的,不可预测性及巨大的医疗成本会降低家庭的非医疗消费支出^[17]和家庭消费的边际效用^[18],增加家庭消费的暴露度。

此外,健康冲击也限制了老年人口的活动范围,导致其外出购物和消费的机会较少,进而抑制消费。与此同时,人口老龄化对家庭消费

韧性的财务冲击也日益凸显,家庭中老龄人口比例越高,老年群体的收入和支出特征会更直接地作用于家庭消费韧性:一是从收入特征来看,随着年龄的增长,老年人口主要收入来源日益单一,主要为养老金和储蓄,收入的下降直接影响了家庭财务自由度,加剧家庭面临消费波动的风险。二是从支出特征来看,老年人的预防性储蓄动机较强,在教育、娱乐、旅行和奢侈品等发展型与享受型消费的非必要支出方面更为谨慎,导致家庭消费结构单一化和固定化,难以有效利用宏观消费刺激或倾斜政策,也往往不会运用消费升级或场景拓展的政策机遇来应对冲击,进而显著制约了此类家庭的消费调整能力与韧性恢复水平。因此,提出研究假说 H1:家庭老龄化对家庭消费韧性具有负向影响。

2. 家庭老龄化影响家庭消费韧性的中介机制

家庭老龄化程度除了直接作用于家庭消费韧性,还会通过降低家庭消费能力、抑制家庭消费意愿并固化家庭消费结构间接作用于家庭消费韧性。首先,降低家庭消费能力。根据绝对收入理论,最能影响消费的决定性因素是收入,而家庭老龄化会对家庭收入产生冲击:一方面,随着老年人口比例上升,家庭中劳动年龄人口减少,除了部分老年群体会在退休后短暂的选择“退而不休”,大多数老年群体在退休之后领取的养老金通常会低于退休前的工资收入,在这种家庭收入下滑的情况下,家庭消费能力也易受到制约,体现为老龄化对家庭消费调整的收入效应。另一方面,处于生命晚期阶段或受到健康冲击的老年人的照料成本也会对家庭劳动年龄人口获取工作收入的潜力产生影响,若处于劳动年龄的子女需要付出更多的时间和精力来照顾老人,则其就业和家庭收入明显受到影响。在面对超预期冲击时,家庭收入降低直接影响家庭的消费能力,从而影响家庭消费韧性。其次,抑制家庭消费意愿。从当期消费来看,我国的传统文化使得勤俭节约在部分老年人观念里根深蒂固^[19],老年群体通常也不愿增加对子女的负担,并通过遗留财富以减轻后代生活压力^[20],这些心理均对其储蓄和消费行为

产生深远影响。而家庭老龄化程度越高,家庭经济可能面临更多的不确定环境冲击,作为一个理性决策单元的家庭,往往不得不“优化”当期消费决策,即降低家庭当下短期的消费水平^[21]。从长期消费来看,一般而言,老年群体普遍缺乏金融素养,对新兴消费领域的参与度不足^[22],而储蓄和养老金收入也很难为家庭带来财产性收入,不利于家庭长期消费的稳定和可持续发展,从而对家庭消费韧性产生负向影响。最后,固化家庭消费结构。根据马斯洛需求层次理论,处于不同年龄阶段人群的消费需求结构和支出具有一定差异性。人口老龄化对生存型、发展型和享受型这3种消费类型的影响存在差异,老年人更倾向于增加医疗保健等消费支出。生命周期假说认为老年人的医疗保健等支出增加会挤占储蓄规模^[23]且对其他消费类型具有挤占效应,导致家庭消费结构趋于固化,缺乏调整弹性,削弱了家庭应对风险冲击的消费韧性。因此,提出研究假说 H2:家庭老龄化通过降低家庭消费能力、抑制家庭消费意愿并固化家庭消费结构,进而对家庭消费韧性产生负向影响。

3. 基于二者非线性关系的再考察

如前所述,家庭老龄化程度整体上会对家庭消费韧性产生抑制作用。与此同时,也可换一种思路来考察家庭老龄化,将家庭平均年龄作为门槛变量。在中国独特的“家文化”消费背景下,当家庭平均年龄处于低门槛区间时,家庭可支配收入与长辈的养老储蓄仍能覆盖日常消费、养老储备与预防性储蓄的基本需求,且家庭成员间的照料负担较轻,青壮年劳动力的收入能力未受显著挤压,此时老龄化对消费韧性的抑制效应较弱,家庭依然具备应对收入波动并维持消费稳定性的能力。而当老龄化程度一旦突破临界门槛值后,其对家庭消费韧性的抑制作用会进一步增强:一方面是因为老年人口医疗保健、长期照护等支出占比大幅提升,挤占了家庭在非必需领域的消费空间,削弱了消费结构的灵活性;另一方面是家庭劳动力供给规模收缩,青壮年成员可能因照料老人而降低劳动参与率或职业发展投入,导致家庭收入降低,最终使得家庭在面临外部经济冲击时,难以通

过调整消费策略维持消费韧性。因此,提出研究假说 H3:家庭老龄化程度对家庭消费韧性的影响存在以家庭平均年龄作为门槛变量的门槛效应。

4. 研究逻辑框架

人口老龄化作为宏观人口结构变迁过程,在微观家庭层面激荡出了更为复杂的消费图景,可能会造成内需动力衰减、家庭消费韧性损失(图 1)。

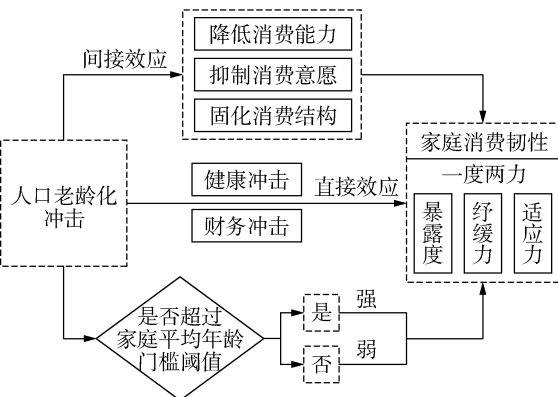


图 1 人口老龄化对家庭消费韧性的影响

三、实证研究设计

1. 数据来源

研究数据来源于西南财经大学的中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)项目,该调查每两年开展一次,受访者分布在全国 20 多个省、300 多个县、1 400 多个社区,收集个人、家庭在人口特征、金融资产、保险保障、收支情况、金融素养、主观态度等多维度信息,是社会科学研究领域的权威数据库之一,也与本研究的主题契合度高。为保证数据连续性与可比性,并规避突发公共卫生事件对家庭常规消费行为的结构性扰动,使用 2013 年、2015 年、2017 年和 2019 年四期追踪数据。经过前期的数据整理与合并、变量选取、剔除无法识别和关键变量数据缺失的家庭后,最终获得四期有效样本量共 14 956 个。

2. 模型设定

(1)基准回归模型

为识别家庭老龄化对消费韧性的影响效应,采用家庭-年份双向固定效应模型来考察:

$$CR_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 old_{i,t} + \alpha_2 Controls_{i,t} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

式中: $CR_{i,t}$ 为第 i 个家庭第 t 年的家庭消费韧性水平; $old_{i,t}$ 为第 i 个家庭第 t 年的家庭老年人口比重; $Controls_{i,t}$ 为一系列控制变量的集合; θ_i 和 δ_t 分别为家庭和年份固定效应; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项; α_1 为待估计参数,反映人口老龄化对家庭消费韧性的影响程度,若 α_1 显著为正,表明人口老龄化对家庭消费韧性具有积极促进作用。

(2)门槛效应模型

家庭平均年龄是影响家庭消费韧性的重要因素,随着家庭平均年龄的升高,家庭老龄化程度对家庭消费韧性的影响程度也会有所不同。借鉴 Hansen 的门槛回归模型的相关思路^[24],构建式(2),以分析不同家庭平均年龄下家庭老龄化对家庭消费韧性的影响程度。

$$CR_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 old_{i,t} \cdot I(age_{i,t} \leq \gamma_1) + \beta_2 old_{i,t} \cdot I(\gamma_1 < age_{i,t} \leq \gamma_2) + \beta_{n-1} old_{i,t} \cdot I(\gamma_{n-1} < age_{i,t} \leq \gamma_n) + \beta_n old_{i,t} \cdot I(age_{i,t} \geq \gamma_n) + \beta_n Controls_{i,t} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{i,t} \tag{2}$$

式中: $age_{i,t}$ 为门槛变量,是家庭成员的平均年龄; $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{n-1}, \beta_n$ 分别为门槛变量处于不同的门槛估计区间时,家庭人口老龄化程度对家庭消费韧性的回归系数。

(3)机制检验模型

为进一步检验人口老龄化对家庭消费韧性的影响机制,结合式(1)构建中介效应模型:

$$Mediator_{i,t} = \tau_0 + \tau_1 old_{i,t} + \tau_2 Controls_{i,t} + \varphi_i + \rho_t + \mu_{i,t} \tag{3}$$

式中: $Mediator_{i,t}$ 为中介变量,包括家庭消费能力、家庭消费意愿和家庭消费结构。

3. 变量定义及描述性统计

(1)变量定义

①被解释变量:家庭消费韧性。鉴于家庭消费韧性尚无统一的测度标准,参考傅联英等从暴露度、纾缓力与适应力三重维度进行测算的方法^[7],并根据理论分析需要与数据可得性,在具体指标的选取与构建方面进行一定改

进。如在暴露度维度中,由于大部分家庭成员数量不多,不同家庭成员数量有所差异且平均收入水平也不尽相同,因此选取收入位次(即家庭收入在整体家庭收入分布的相对位次)这一指标以精准捕捉并区分家庭收入的相对位置及其变化,从而更好地刻画家庭收入波动性和暴露度。同时,未采用企业融资约束定义构建的家庭版的融资约束指数,主要原因在于该指数所依赖的家庭规模与户主年龄等变量,与家庭的消费、投资和储蓄决策等紧密相关,可能导致严重的内生性问题与变量遗漏偏误,进而影响测量与实证分析的准确性。家庭消费韧性的测量指标由 CHFS 问卷中 10 项相关问题(表 1)组成,运用熵权 TOPSIS 法测算得到韧性指数。

②解释变量:家庭老人数量占比。用家庭老人数量占比衡量家庭人口老龄化水平,将其视为人口老龄化冲击与风险在微观家庭层面的度量指标。根据世界卫生组织对老年人的定义,将家庭内 60 周岁及以上老年人口占家庭总人数的比重作为家庭老龄化程度的显示指标,取值连续、从 0 到 1,取值越大,代表家庭老龄化程度越高。

③中介变量。3 个中介变量分别为家庭消费能力、家庭消费意愿和家庭消费结构:家庭消费能力以家庭总收入的对数值作为代理变量;家庭消费意愿以家庭储蓄与家庭总收入的对数值作为代理变量,其中家庭储蓄是家庭现金、活期存款与定期存款的总和;家庭消费结构以医疗保健支出与家庭总消费之比和教育支出与家庭总消费之比作

为代理指标。

④工具变量。借鉴常见做法,选取“剔除本户后家庭所在社区的平均老龄化水平”作为工具变量:一方面,社区层面的平均老龄化水平与家庭老龄化程度高度相关;另一方面,社区层面的平均老龄化水平剔除了本户影响,不会直接影响单个家庭的家庭消费韧性。如此操作旨在达到满足作为工具变量的相关性和外生性要求,以有效缓解内生性导致的估计偏差。

⑤控制变量。控制变量主要包括两方面:一是受访者的个人特征,如年龄、性别、受教育程度、身体状况、工作情况及婚姻状况等;二是受访者的家庭特征,如家庭规模、少儿占比、总资产及自有住房情况等。

(2)描述性统计

变量的描述性统计如表 2 所示。从受访者个人年龄来看,初始年份已超过 53 周岁,且基本上是所在家庭的户主,对家里各方面情况较为熟悉。同时,这些受访者大多出生于 1970 年前后,接受了一定的义务教育。受访者家庭规模平均在 3 或 4 人,少儿占比平均在 10% 上下。从样本家庭的老年人口占比来看,2013—2019 年该比例由 28.2% 提高到 43.9%,家庭老龄化程度持续上升,这与我国人口老龄化的宏观发展总体趋势保持一致。基于前述 10 个指标,运用熵权 TOPSIS 法测算可知,家庭消费韧性的均值为 0.081,说明消费韧性不足是大部分家庭面临的现实问题。2013 年之后,该值不断下降,至 2017 年,家庭消费韧性的均值只有 0.046。伴随 2018 年以来实施的个税改革、养

表 1 家庭消费韧性测量指标

一级指标	二级指标	指标衡量方式	指标属性
暴露度	债务风险	总负债/总资产	-
	投资风险	风险资产/总资产	-
	收入位次	家庭收入在整体家庭收入分布的相对位次	-
纾缓力	社会保障	家庭成员享有养老或医疗社会保险的比率	+
	工作稳定	家庭成员在体制内工作的比例	+
	社会资本	转移性收入	+
适应力	客观金融素养	对经济或金融类的课程的接触程度	+
	消费成本感知	对银行利率和通货膨胀的认知情况	+
	主观风险态度	对于风险投资的想法	+
	正念心理感知	对幸福感的主观认知	+

表 2 描述性统计

变量	2013 年		2015 年		2017 年		2019 年		2013—2019 年	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
家庭消费韧性	0.097	0.069	0.075	0.064	0.046	0.033	0.106	0.080	0.081	0.068
暴露度	0.973	0.055	0.979	0.045	0.883	0.307	0.857	0.180	0.923	0.189
纾缓力	0.065	0.110	0.037	0.102	0.048	0.112	0.037	0.117	0.047	0.111
适应力	0.392	0.204	0.604	0.161	0.017	0.005	0.346	0.205	0.340	0.268
家庭老龄化程度	0.282	0.344	0.317	0.343	0.398	0.388	0.439	0.401	0.359	0.375
家庭平均年龄	43.844	13.738	44.946	13.598	48.689	14.944	51.065	15.339	47.136	14.710
受访者个人年龄	53.450	12.658	55.493	12.713	57.764	12.523	59.787	12.354	56.624	12.785
性别(男=1)	1.394	0.489	1.394	0.489	1.396	0.489	1.397	0.489	1.395	0.489
受教育程度	8.131	4.121	8.133	4.118	7.988	4.172	8.087	4.129	8.085	4.135
身体状况	0.387	0.487	0.779	0.415	0.752	0.432	0.747	0.435	0.666	0.472
工作情况(有=1)	0.719	0.450	0.681	0.466	0.679	0.467	0.663	0.473	0.685	0.464
婚姻状况	0.895	0.307	0.908	0.289	0.884	0.320	0.872	0.334	0.890	0.313
家庭人口规模	3.889	1.795	4.118	1.892	3.539	1.692	3.388	1.654	3.733	1.784
家庭少儿占比	0.122	0.159	0.116	0.151	0.108	0.156	0.096	0.153	0.111	0.155
家庭总资产(取对数)	12.368	1.383	12.458	1.458	12.444	1.677	12.667	1.608	12.484	1.540
家庭住房情况	1.172	0.435	1.183	0.470	1.221	0.494	1.262	0.549	1.209	0.490
样本量	3 739		3 739		3 739		3 739		14 956	

老金中央调剂制度、社区养老服务完善、异地就医结算等政策的落地及所带来的积极效应逐步显现,居民和家庭的可支配收入不仅得到了提高,教育、医疗、赡养等保障方面情况也不断改善,在一定程度上缓释了老龄化带来的消费韧性走低压力,2019 年样本家庭的消费韧性指标均值有所回升。由图 2 可知,家庭消费韧性指数存在明显的右偏分布特征,即处于较低消费韧性水平一侧存在相当数量的家庭聚集。

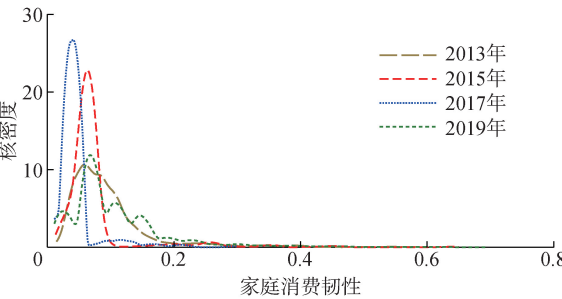


图 2 家庭消费韧性核密度分布图(2013—2019 年)

四、实证结果分析

1. 基准回归结果

为检验人口老龄化对家庭消费韧性的影响,采用家庭-年份双向固定效应模型进行基准回归检验,结果如表 3 所示。其中,列(1)是未添加控制变量时,家庭老龄化回归系数为

-0.013 且在 1%统计水平上显著,初步表明老龄化会削弱家庭消费韧性。列(2)(3)逐步加入受访户人口与家庭特征等控制变量,家庭老龄化回归系数始终在 1%统计水平上显著并且为负,进一步表明老龄化对家庭消费韧性的负面关联具有统计推断意义上的一致性,验证了假设 H1。

2. 稳健性检验

进一步开展的稳健性检验(表 4),主要包括替代核心解释变量、调整老龄化划分标准、采用工具变量法等方面,以尽可能排除内生性干扰问题,从而检验人口老龄化对家庭消费韧性具有负向影响的结论是否稳健。

(1) 替代核心解释变量

为避免单一测度方式可能导致的估计偏差,将“老年人口比重”替换为“老年抚养比”进行回归。从概念上看,两者的关联性较高,比较而言,老年人口比重是静态结构考察,是老龄化的“温度计”,主要显示老龄化程度有多深;老年抚养比聚焦老龄化对劳动力资源的经济影响,是老龄化的“压力计”,可以反映养老负担有多重。结果如列(1)所示,替代变量系数为-0.004 且在 1%统计水平上显著为负,与基准结论基本一致,表明老龄化对家庭消费韧性的

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
家庭老龄化程度	-0.013***(-5.08)	-0.012***(-4.87)	-0.017***(-6.05)
年龄		0.000(0.77)	0.000(0.60)
性别		-0.005(-1.06)	-0.004(-0.95)
受教育程度		0.001**(2.31)	0.001**(2.16)
健康状况		0.003**(2.07)	0.002*(1.79)
工作情况		0.003**(2.53)	0.003**(2.30)
婚姻状况		0.000(0.12)	0.001(0.49)
家庭人口规模			-0.002***(-3.78)
家庭少儿			-0.009(-1.62)
家庭总资产			0.002*** (3.68)
家庭住房情况			0.001(0.99)
常数项	0.086*** (86.72)	0.075*** (5.87)	0.058*** (3.99)
年份固定效应	控制	控制	控制
家庭固定效应	控制	控制	控制
样本量	14 956	14 956	14 956
R ²	0.599	0.600	0.601

注:括号内为*t*值,***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计水平上显著。下同。

表 4 稳健性检验

变量	(1)变量替换	(2)调整老龄化标准	(3)第一阶段	(4)第二阶段	(5)省份固定
	家庭消费韧性	家庭消费韧性	家庭老龄化程度	家庭消费韧性	家庭消费韧性
老年抚养比	-0.004***(-3.01)				
家庭老龄化		-0.015***(-6.33)			
IV(社区老龄化程度)			-6.965***(-16.39)		
家庭老龄化程度				-0.019***(-5.92)	-0.017***(-5.62)
可识别检验			2 671.008*** (0.00)		
弱工具检验			7 837.529*** (16.38)		
个体家庭特征	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
家庭固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	不控制	不控制	不控制	不控制	控制
样本量	12 894	14 956	14 938	14 938	14 956
R ²	0.618	0.601	0.642	0.067	0.601

负面影响不依赖于特定的老龄化度量方式。

(2)调整老龄化划分标准

考虑到目前世界各地对老年人并没有统一的年龄界定,采用65周岁作为老年人阈值,重新计算家庭人口老龄化程度并进行回归分析。列(2)所示,老龄化系数为-0.015且在1%统计水平上显著为负,与基准结论基本一致,表明家庭老龄化对家庭消费韧性的负向影响不受特定年龄划分标准的影响,研究结论具有较好的稳健性。

(3)采用工具变量法

为缓解可能存在的遗漏变量、测量误差等

内生性问题,将解释变量进行“剔除本户在社区层面取均值”后,作为工具变量。列(3)(4)所示,第一阶段弱工具变量检验的*F*统计量为7 837.529,远超过10%水平上的临界值16.38,说明不存在弱工具变量问题。同时,可识别检验统计量为2 671.008(*p*=0.000),强烈拒绝不可识别的原假设,确认工具变量与内生变量存在显著相关性;第二阶段2SLS估计中,其老龄化系数为-0.019且在1%统计水平上显著为负,与基准结论基本一致。

(4)考虑省份固定效应

为进一步控制地区层面不可观测因素,如

经济发展水平、社会保障体系、消费文化等的干扰,添加省份固定效应并进行回归。结果如列(5)所示,家庭老龄化对家庭消费韧性的影响系数为-0.017 且在 1%统计水平上显著,与基准结论基本一致。

3. 机制分析

在明确家庭人口老龄化对家庭消费韧性有抑制作用的前提下,借鉴江艇的研究思路^[25],进一步检验家庭人口老龄化是否通过家庭消费能力、家庭消费意愿和家庭消费结构对家庭消费韧性间接产生影响,结果如表 5 所示。①家庭消费能力机制。结果如列(1)所示,家庭老龄化程度对家庭消费能力的影响系数为-0.350($p<0.01$),表明家庭老龄化程度的提升会显著抑制家庭收入水平,而家庭收入下降又会抑制家庭消费能力提升,家庭消费韧性也随之下降。②家庭消费意愿机制。结果如列(2)所示,家庭老龄化程度对家庭消费意愿的影响系数为 0.260($p<0.01$),表明家庭老龄化程度越高,家庭储蓄意愿越强,消费意愿越低,而家庭消费意愿下降,家庭消费韧性也随之下降。③家庭消费结构机制。列(3)表明家庭老龄化程度越高,家庭医疗保健支出在家庭总消费中占比越高($p<0.01$),验证了老龄化确实会显著加重家庭的医疗负担,从而降低家庭消费韧性。列(4)表明家庭老龄化程度越高,教育支出在家庭总消费中占比越低($p<0.01$),说明家庭老龄化程度加深显著抑制了家庭教育方面的投入。因此,列(3)(4)共同表明,人口老龄化通

过增加医疗保健支出,并对教育等其他类型消费形成了显著的“挤出效应”,从而导致家庭消费结构固化和单一,家庭消费韧性也会降低。上述结果共同表明,家庭老龄化会通过降低家庭消费能力、减弱家庭消费意愿和固化家庭消费结构间接抑制消费韧性,有效验证了前文所提假设 H2。

4. 门槛效应

以家庭平均年龄为门槛变量,来检验家庭人口老龄化对家庭消费韧性的影响是否存在门槛效应(表 6)。单一门槛的 F 值为 16.90,在 5%的统计水平上显著;双重门槛的 F 值为 7.15,结果不显著。

单门槛模型结果如表 7 所示,家庭平均年龄门槛值为 62.333 且在门槛值前后均表现为显著的抑制作用。当家庭平均年龄小于等于门槛值时,人口老龄化的回归系数为-0.011,在 1%的统计水平上显著,表明此阶段人口老龄化会抑制家庭消费韧性;当家庭平均年龄跨越门槛值后,人口老龄化的回归系数为-0.020,在 1%的统计水平上显著,同样表明此阶段人口老龄化会抑制家庭消费韧性,但抑制效应显著增强。这一拐点的出现,核心原因在于家庭平均年龄跨越门槛值之后,意味着家庭平均年龄显著增高的同时,往往也伴随着家庭老年成员的健康状况恶化、医疗护理等刚性支出上升及家庭收入因照护负担加重而减少等状况。健康与财务的双重冲击被放大,从而对家庭消费韧性产生更为强烈的抑制,有效验证了前文假设 H3。

表 5 机制检验

变量	家庭消费能力	家庭消费意愿	家庭消费结构	
	(1)家庭总收入	(2)家庭储蓄/家庭总收入	(3)医疗支出占比	(4)教育支出占比
家庭老龄化程度	-0.350***(-4.28)	0.260*** (2.63)	0.038*** (3.57)	-0.018***(-2.85)
个体家庭特征	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
家庭固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	6.651*** (15.88)	-3.998*** (-7.57)	0.220*** (4.01)	0.164*** (5.06)
样本量	14 956	13 680	14 956	14 956
R ²	0.528	0.511	0.439	0.468

表 6 门槛效应检验结果

门槛数	F 值	P 值	10%	5%	1%	95%置信区间
单一门槛	16.90	0.030	11.816	14.771	20.245	[61.667,63.000]
双重门槛	7.15	0.433	12.613	14.819	21.837	[73.000,75.000]

表 7 门槛效应回归结果

变量	家庭消费韧性
$\theta \leq 62.333$	-0.011***(-2.75)
$\theta > 62.333$	-0.020***(-6.67)
个体家庭特征	控制
年份固定效应	控制
家庭固定效应	控制
常数项	0.074*** (5.69)
样本量	14 956
R ²	0.232

5. 异质性分析

(1) 退休异质性

根据 CHFS 中“受访者是否处于工作状态”和“如果受访者未处于工作状态,那么是否处于退休状态”这两个问题来定义老年成员是否退休。当家庭中存在至少一位处于退休状态的老年成员时,赋值为 1,否则为 0,结果如表 8 所示。列(1)(2)的全样本回归显示,在未退休组,家庭老龄化程度对家庭消费韧性的影响回归系数为-0.011 且在 1%统计水平上显著;在已退休组,其回归系数为-0.030 且同样在 1%统计水平上显著,这表明退休状态加剧了老龄化对家庭消费韧性的抑制作用。列(3)(4)的结果显示,在城镇地区的未退休组中,家庭老龄化程度对家庭消费韧性的影响系数为-0.013 且在 10%统计水平上显著;在城镇地区的已退休组中,其系数为-0.030 且在 1%统计水平上显著,与全样本结论基本一致,一方面可能是由

于退休后老年人为应对自身养老需求或预留赠予后代资产,其储蓄动机增强,从而抑制消费,家庭人均储蓄的组间均值差异检验也进一步验证了这一点。未退休组的家庭人均储蓄均值为 9 815.436 元,而已退休组为 30 114.72 元,两组样本的均值差异为-20 299.28 元,且该差异在 1% 的统计水平上高度显著。另一方面是因为老年人退休后拥有充足的闲暇时间^[26],可在一定程度上替代消费带来的满足感,老年家庭会更加偏好闲暇,所谓“偷得浮生半日闲”^[27],从而降低家庭消费韧性。而列(5)(6)结果显示,在农村地区的未退休组,家庭老龄化程度对家庭消费韧性的影响系数为-0.010 且在 1%统计水平上显著;在农村地区的已退休组,其系数不显著。该结果可能是由于农村地区没有严格意义上的退休,导致已退休家庭样本量较少,且此类样本可能大多为基层政府或事业单位退休人员,享有较好的退休福利,因此对家庭消费韧性无显著影响;而农村其他家庭的老年人因年迈无法从事体力劳动,既无稳定收入来源,也缺乏完善的退休保障,生活来源主要依赖储蓄和子女供给,使得这部分家庭的消费韧性降低。

(2) 区域异质性

区域异质性检验中,将全国各省(区)划分为东、中、西三大区域,具体结果如表 9 所示。人口老龄化对家庭消费韧性的影响系数均在 1%

表 8 退休异质性

变量	(1)全样本退休异质性		(2)城镇地区退休异质性		(3)农村地区退休异质性	
	未退休	已退休	未退休	已退休	未退休	已退休
家庭老龄化程度	-0.011*** (-3.54)	-0.030*** (-3.66)	-0.013* (-1.67)	-0.030*** (-3.56)	-0.010*** (-3.53)	0.012 (0.36)
个体家庭特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	12 407	1 798	4 612	1 671	7 763	119
R ²	0.628	0.645	0.671	0.645	0.479	0.740

表 9 区域异质性

变量	(1)东部	(2)中部	(3)西部
家庭老龄化程度	-0.017***(-3.65)	-0.014***(-2.59)	-0.018***(-3.80)
个体家庭特征	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
家庭固定效应	控制	控制	控制
样本量	5 084	4 144	5 728
R ²	0.562	0.645	0.602

的统计水平上显著为负,但西部地区影响最为明显(系数为-0.018)、东部地区次之(系数为-0.017)、中部地区抑制效应最弱(系数为-0.014)。针对这一区域差异的形成,从家庭消费韧性本身来看,西部地区家庭消费韧性均值仅为0.079,是三大区域中最低的,这背后是该地区相对薄弱的经济实力与社会保障体系。当人口老龄化程度上升时,西部家庭更容易陷入“未富先老”的困境。同时,西部地区青壮年劳动力外流现象普遍,进一步削弱了家庭的内部经济支持能力。因此,老龄化对西部地区的家庭消费韧性形成最强的抑制作用。而东部地区的抑制作用略弱于西部,这反映了其较高的经济发展水平与相对完善的制度保障所产生的缓冲作用,其家庭消费韧性均值为0.084,为三大区域最高。但该区域人口老龄化程度更深,尤其是长三角、珠三角等地区,同时家庭育儿、住房等刚性支出压力较大,因此老龄化仍对家庭消费韧性产生了较为明显的抑制效应。中部地区之所以呈现最弱的抑制作用,一方面得益于近年来中部崛起战略的推进,区域经济稳步增长,为消费韧性提供了一定的经济支撑,该地区家庭消费韧性均值为0.081,仅次于东部;另一方面,中部地区老龄化程度相对缓和,且兼具东部地区的社会保障基础与西部地区的低刚性支出压力,家庭养老负担相对适中,最终使得人口老龄化对家庭消费韧性的抑制效应在三大区域中最为缓和。

6. 进一步讨论

基于上述理论和实证分析不难看出,从平均意义而言,老龄化对家庭消费韧性产生了负向影响,且两者之间的关系具有复杂性,不能以偏概全。按照常理,若家中有健康、尚能承担家庭事务、负责隔代照料或还能从事工作的老人,老龄化实际上并未给家庭增加负担。无论是从收入冲击、健康冲击还是负面预期来看,也不会对家庭消费韧性产生显著的负面影响,甚至还可能带来积极作用,因此,本部分对这些情况展开进一步讨论,一是为了实现逻辑链条的完整性,二是检验实证数据及其处理过程的可靠性,三是为更加精准的政策提供支撑。基于以上考虑,从老年健康状况、代际经济支持、老年退休

再就业行为共3个维度展开进一步探讨。

其中,根据 CHFS 中 60 周岁及以上的老年人对“与同龄人相比,现在的身体状况如何?”这一问题的回答来定义老年人的身体健康状况,当家庭中存在至少一位处于健康状况良好的老年成员时,赋值为1,否则为0,然后对老年健康状况不同的子样本分别进行回归分析。具体结果如表 10 中的列(1)(2)所示,老年健康状况差的家庭中老龄化对家庭消费韧性的影响系数为-0.22 且在 1%统计水平上显著,而老年健康状况良好的家庭中的系数为 0.021 且在 5%统计水平上显著。也就是说,健康状况良好、生活能自理的老年人所在家庭的消费韧性“不降反升”,这可能是由于大部分健康老年人通常不会也不愿影响子女的就业与收入获取,一些低龄健康的老年人极可能是家庭事务、隔代照料的重要力量,帮助分担子女抚育压力,提高年轻子女劳动力供给,以健康老龄化实现“长寿红利”下的家庭可持续发展,提高家庭消费韧性。反之,不健康老年人所在家庭容易陷入负向循环,不但会降低老年个体福祉,还会对家庭发展产生不利影响,降低家庭消费韧性。

针对代际经济支持维度,根据家庭是否获得过来自父母、岳父母/公婆的转移收入这一问题来定义,若有赋值为1,否则为0,同样依此区分分子样本分别进行回归。结果如列(3)(4)所示,未获得向下代际经济支持的家庭,老龄化对家庭消费韧性的影响为负,系数为-0.019 且在 1%统计水平上显著;获得支持的家庭系数转变为正,但是不显著。尽管后者并未证实向下代际经济支持对家庭消费韧性存在显著正向影响,但结果与未获得支持家庭所呈现的显著负向影响存在明显差异,其家庭的消费韧性并没有受到老龄化的负面冲击。可能的原因是,家庭获得老年人向下代际经济支持,在一定程度上有利于缓解子女的资金约束,提高家庭风险抵御能力,从而缓解老龄化冲击下家庭消费韧性的损失。值得注意,囿于调查数据的特征,仅仅使用“是否获得过向下代际经济支持”这个二值信息,已得到特定子样本中存在“非”负向影响的预期结论。

表 10 健康、经济支持、就业等维度进一步分析

变量	(1) 老年健康保障		(2) 代际经济支持		(3) 老年退休再就业支持		
	身体差	身体好	无支持	有支持	0 人	1 人	2 人以上
家庭老龄化程度	-0.022*** (-6.22)	0.021** (2.06)	-0.019*** (-10.85)	0.006 (0.34)	-0.024*** (-8.79)	-0.007 (-1.52)	0.018*** (2.81)
个体家庭特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	11 739	2 207	13 797	1 159	9 736	2 865	2 355
R ²	0.627	0.632	0.250	0.322	0.257	0.249	0.285

针对老年退休再就业维度,将符合法定退休年龄却仍在工作的老年人定义为退休再就业,根据家中达到退休年龄的老人就业情况共区分了有“0 人”“1 人”和“2 人”3 种类型,依此进行分组回归。结果如列(5)至(7),没有再就业老年成员的家庭受老龄化对消费韧性的负面影响最强(系数为-0.024),且在 1%统计水平上显著;仅有一位老年人再就业成员的家庭影响系数不显著;两位及以上老年人再就业成员的家庭老龄化影响系数在 1%统计水平上显著且为正(系数为 0.018)。这 3 个子样本的回归系数随着家庭老年再就业人数的增加,逐渐由显著为“负”到显著转“正”,这一结果既印证了笔者对该问题进一步讨论的合理性,也与理论预期和现实逻辑相符,进而为老龄人力资源开发的重要意义提供了实证支撑。老年人再就业通过增加家庭收入、缓解经济压力,从而削减了老龄化对家庭消费韧性的抑制作用。

五、结论与建议

基于 CHFS 四期面板数据,测算中国居民家庭的消费韧性指数。采用双向固定效应模型,实证研究发现了家庭老龄化对消费韧性具有显著的负向影响,经过替换核心解释变量、调整老龄化划分标准、采用工具变量法等系列稳健性检验,结论依然成立。家庭老龄化的冲击能通过降低消费能力、抑制消费意愿并固化消费结构,从而降低消费韧性。以家庭平均年龄为门槛变量检验还发现,家庭消费韧性损失呈现出先弱后强的典型门槛特征;异质性分析发现,人口老龄化对家庭消费韧性的抑制作用在已退休和西部地区的老年群体中更为显著;进一步研究还发现,拥有良好健康、代际经济支持

和退休再就业老年人的家庭则能有效对冲老龄化对其带来的负面冲击。

人口结构的深度老龄化正在重塑我国宏观经济运行与微观家庭行为的逻辑,家庭部门作为跨期理性消费主体,其消费行为已呈现显著的“韧性损失”特征。本研究认为要修复消费韧性损失,不能仅仅依赖短期刺激,而需构建一个基于长期主义、系统协同的政策框架,要立足于长寿时代特征来思考“投资于人”的新内涵,注重“投资于人”与“投资于物”紧密结合,在老龄化背景下更加聚焦投资健康、投资技能、投资预期和投资家庭,激励有助于老龄家庭发展的多元主体协同发力,缓解个人与家庭“不敢消费、不能消费、不便消费”的多重约束。

其一,夯实消费能力的微观基础,应对生命周期收入曲线扁平化,积极探索实施全龄段、包容性的就业促进战略。对中青年群体,需在产业升级过程中通过大规模职业技能培训与转岗安置,防范结构性失业风险,稳定其收入主渠道。推动“积极老龄化”就业政策,打破劳动力市场中不合理年龄歧视壁垒,进一步完善深化“延迟退休”政策与激励机制,大力开发适合老年人的非全职就业等灵活就业岗位,增加老年群体当期收入,延长其消费活跃期,向全社会传递“老有所为”信号,减轻中青年世代对远期收入的消极预期,从而促进家庭短期和长期消费,提高家庭消费韧性。

其二,强化多层次社会保障,通过国家层面制度安排,将家庭面临的巨大不确定性转化为可管理的确定性成本。首要在于继续巩固第一支柱,确保待遇按时足额发放,合理调整养老金发放机制,保障退休人员的生活和消费水平,这是社会信心的“定海神针”。争取第二、三支柱

取得突破性发展,通过税收递延等激励,鼓励家庭将部分短期储蓄转化为长期养老资产,实现“储蓄转投资”。加快建立完善长期护理保险制度,以社会保险模式应对老年群体失能引起的家庭风险,提升老年健康水平,从根本上缓解照护负担与财务压力。此外,注重宏观社会保障政策向微观家庭的精准支持和延伸落地,实施更具针对性的高龄家庭税收减免、照护补贴等精准支持,并且重点强化对西部地区家庭的托底保障与能力建设,解决该区域“未富先老”家庭的发展压力,缩小脆弱家庭和地区的消费差距,缓解家庭消费韧性损失。

其三,大力发展“银发经济”与“家庭经济”。积极培育与引导银发消费市场,激发银发经济潜力。鼓励市场提供丰富多元、适配老年需求的产品与服务^[28],如老年健康管理、老年旅游、康养服务、终身教育及智能养老设备等,通过完善产业标准制定、产品认证机制与消费激励补贴,培育高质量老年消费商品服务供给。以家庭为坐标系,鼓励老年人参与家庭照料和代际支持,并开发适合老幼共同参与的消费产品与服务,促进“一老一小”消费市场的融合与协同^[29]。在数字包容和物理空间友好等层面,推进消费环境的“适老化”改造,积极培育中高端老年服务消费新热点。引导家庭消费从以医疗保健为主的生存型消费,向更多元的发展型与享受型消费拓展,促进刺激老年人口消费,增强其在面对冲击时的灵活性与适应力,提升整体消费韧性。

参考文献:

[1] 习近平. 高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告 (2022 年 10 月 16 日) [M]. 北京: 人民出版社, 2022.

[2] 习近平. 扩大内需是战略之举 [J]. 求是, 2025 (24): 4-11.

[3] 中华人民共和国国民经济和社会发展第十五个五年规划纲要 [M]. 北京: 人民出版社, 2026: 7-8.

[4] 民政部, 全国老龄办. 2024 年度国家老龄事业发展公报 [R]. 2025.

[5] 林宝. 积极应对人口老龄化 推进人口规模巨大

的现代化 [N]. 中国社会科学报, 2023-06-07 (06).

[6] ROSE A. Economic resilience to natural and man-made disasters: multidisciplinary origins and contextual dimensions [J]. Environmental Hazards, 2007 (7): 383-398.

[7] 傅联英, 蔡煜, 陈琳琳. 中国家庭消费韧性: 内涵、测度及事实 [J]. 消费经济, 2024, 40 (1): 15-28.

[8] 史春林, 韩宁. 数字经济背景下消费增长困境与对策 [J]. 理论探讨, 2024 (2): 161-166.

[9] 王文姬, 夏杰长. 数字平台渗透增强家庭消费韧性研究 [J]. 经济科学, 2025 (6): 198-222.

[10] 张安全, 赵琬璞, 方行明. 人口老龄化与农村家庭消费不平等: 基于 CHFS2019 的实证研究 [J]. 贵州社会科学, 2024 (9): 123-132.

[11] 李心雅, 楚尔鸣. 人口老龄化、家庭债务与消费支出 [J]. 南开经济研究, 2025 (2): 40-60.

[12] THERKELSEN A, GRAM M. The meaning of holiday consumption: construction of self among mature couples [J]. Journal of Consumer Culture, 2008, 8 (2): 269-292.

[13] 李晓嘉, 蒋承. 我国农村家庭消费倾向的实证研究——基于人口年龄结构的视角 [J]. 金融研究, 2014 (9): 115-127.

[14] 齐红倩, 刘岩. 人口年龄结构变动与居民家庭消费升级——基于 CFPS 数据的实证研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30 (12): 174-184.

[15] 张雅淋, 吴义东, 姚玲珍. 数字金融素养、收入差距与消费不平等——基于中国家庭金融调查的实证研究 [J]. 商业经济与管理, 2025 (11): 5-21.

[16] 韩琳琳, 宋明月. 父辈健康对家庭消费的影响——兼论医疗保险的缓解效应 [J]. 湘潭大学学报 (哲学社会科学版), 2024, 48 (4): 112-119.

[17] 张龙耀, 张静. 健康冲击、数字普惠金融与家庭消费 [J]. 南方经济, 2022 (8): 39-51.

[18] VISCUSI W K, EVANS W N. Utility functions that depend on health status: estimates and economic implications [J]. American Economic Review, 1990, 80 (3): 353-374.

[19] 张诚, 刘瑜, 尹志超. 儒家文化对家庭储蓄率的影响 [J]. 北京工商大学学报 (社会科学版), 2022, 37 (4): 58-71.

[20] 杨继生, 邹建文. 人口老龄化、老年人消费及其结构异质性——基于时变消费效用的分析 [J]. 经济学动态, 2021 (11): 91-110.

[21] 邹红, 何思筑, 杨晗硕. 数字化视角下家庭消费研究新进展 [J]. 经济学 (季刊), 2025, 25 (5):

1105-1127.

[22]

黄险峰,刘姗姗. 人口老龄化对家庭数字金融参与的影响研究——基于中国家庭金融调查数据[J]. 华东经济管理,2023,37(9):86-94.

[23]

MODIGLIANI F,BRUMBERG R. Utility analysis and the consumption function: an interpretation of cross-section data [M]//MODIGLIANI F. The collected papers of Franco Modigliani. Cambridge: The MIT Press,2005;3-45.

[24]

HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999(93):345-368.

[25]

江艇. 因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J]. 中国工业经济,2022(5):100-120.

[26]

邹红,喻开志. 退休与城镇家庭消费:基于断点回归设计的经验证据[J]. 经济研究,2015,50(1):124-139.

[27]

易祯,朱超. 老年低消费的解决之道:从消费—劳动“双低”到“双高”均衡[J]. 财经研究,2024,50(2):63-77.

[28]

邹红,孙伟增,彭冲,等. 提振消费的成效、机制、经验与对策——学习中央经济工作会议精神笔谈[J]. 消费经济,2025,41(1):1-17.

[29]

陈友华,杨慧康. 投资于人导向下老年人力资源开发的内在逻辑与实现路径[J]. 北京行政学院学报,2026(1):109-118.

The Loss of Household Consumption Resilience amid the Silver Wave: Micro-level Evidence from the CHFS Longitudinal Study/

LI Mengfan, YU Mengqin, CHEN Jihua (School of Public Administration, Hohai University)

Abstract: China’s unique “family culture” profoundly influences residents’ consumption behavior, constituting a crucial micro-level factor in the strategy to expand domestic demand. Enhancing household consumption resilience is vital for stabilizing domestic demand and strengthening the economic system’s capacity to withstand uncertain shocks. Based on the longitudinal data from the China Household Finance Survey (CHFS), this study employs the entropy-weighted TOPSIS method to construct a comprehensive household consumption resilience index. It empirically examines the impact of the aging household structure (household aging) on consumption resilience and its underlying mechanisms through a two-way fixed effects model. The results indicate that household aging exerts a significant negative effect on consumption resilience, primarily through reducing household consumption capacity, suppressing household consumption willingness, and solidifying household consumption patterns. The threshold effect tests show that the impact of household aging on consumption resilience is nonlinear, and heterogeneity analysis reveals that the resilience loss is more pronounced among retired households and elderly households in western China. Further research reveals that households with elderly members who enjoy good health, receive intergenerational economic support, and are re-employed after retirement can effectively offset the negative impacts of population aging. Therefore, it is necessary to actively explore the scientific connotation of investing in human capital in the era of longevity, implement a full-age, inclusive employment promotion strategy for workers to consolidate consumption capacity, improve the social security system, and effectively manage uncertainty risks for aging households to enhance consumption confidence, and guide the integrated development of the silver market and the household economy to optimize consumption structures. It helps continuously repair and enhance household consumption resilience, and strengthen the endogenous driving force for the domestic economic cycle.

Key words: silver economy; investing in human capital; household aging; consumption resilience; expanding domestic demand