

外国经济与管理
Foreign Economics & Management
ISSN 1001-4950,CN 31-1063/F

《外国经济与管理》网络首发论文

题目：退休究竟能否提振消费？——兼论对“退休—消费之谜”的再审视
作者：郑维伟，吴梦萱，汪伟
DOI：10.16538/j.cnki.fem.20261011.301
收稿日期：2026-07-19
网络首发日期：2026-11-23
引用格式：郑维伟，吴梦萱，汪伟．退休究竟能否提振消费？——兼论对“退休—消费之谜”的再审视[J/OL]．外国经济与管理.
https://doi.org/10.16538/j.cnki.fem.20261011.301



网络首发：在编辑部工作流程中，稿件从录用到出版要经历录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿等阶段。录用定稿指内容已经确定，且通过同行评议、主编终审同意刊用的稿件。排版定稿指录用定稿按照期刊特定版式（包括网络呈现版式）排版后的稿件，可暂不确定出版年、卷、期和页码。整期汇编定稿指出版年、卷、期、页码均已确定的印刷或数字出版的整期汇编稿件。录用定稿网络首发稿件内容必须符合《出版管理条例》和《期刊出版管理规定》的有关规定；学术研究成果具有创新性、科学性和先进性，符合编辑部对刊文的录用要求，不存在学术不端行为及其他侵权行为；稿件内容应基本符合国家有关书刊编辑、出版的技术标准，正确使用和统一规范语言文字、符号、数字、外文字母、法定计量单位及地图标注等。为确保录用定稿网络首发的严肃性，录用定稿一经发布，不得修改论文题目、作者、机构名称和学术内容，只可基于编辑规范进行少量文字的修改。

出版确认：纸质期刊编辑部通过与《中国学术期刊（光盘版）》电子杂志社有限公司签约，在《中国学术期刊（网络版）》出版传播平台上创办与纸质期刊内容一致的网络版，以单篇或整期出版形式，在印刷出版之前刊发论文的录用定稿、排版定稿、整期汇编定稿。因为《中国学术期刊（网络版）》是国家新闻出版广电总局批准的网络连续型出版物（ISSN 2096-4188，CN 11-6037/Z），所以签约期刊的网络版上网络首发论文视为正式出版。

网络首发时间：2026-11-23 17:30:02　网络首发地址：https://link.cnki.net/urlid/31.1063.F.20261123.1152.001

DOI: 10.16538/j.cnki.fem.20261011.301

退休究竟能否提振消费？
——兼论对“退休—消费之谜”的再审视

郑维伟[1]，吴梦萱[2]，汪　伟[2]
（1. 上海社会科学院 经济研究所，上海 200020；2. 上海财经大学 公共管理学院，上海 200433）

摘　要：提振居民消费需求成为应对内需不足的关键举措。基于中国健康与养老追踪调查（CHARLS）的微观数据，本文系统考察了退休对家庭消费的影响、作用机制及其异质性特征，并重点关注不同退休时点群体之间的差异。研究发现：退休对家庭消费具有显著的异质性影响，非延迟退休群体的家庭消费在退休后显著增加，而延迟退休群体未表现出统计显著的消费变化。消费结构分析显示，消费增长主要体现在日常型消费支出，发展型和享受型消费均未出现显著变化。进一步分析表明，非延迟退休群体的消费提升主要集中于“退而不休”群体，其养老金收入和储蓄水平在退休后显著提高。同时，退休显著减少个体工作时间并提高社会参与概率。异质性分析发现，退休的提振消费效应在非机关事业单位、低收入、高储蓄、社会保障参与度较高以及健康状况相对较差的群体中更为明显。本文为理解“退休—消费之谜”提供了新的经验证据，也为退休制度优化和扩大内需政策提供了参考。

关键词：退休制度；延迟退休；退而不休；退休消费之谜
中图分类号：F063.2　**文献标识码：**A　**文章编号：**1001-4950（xxxx）00-0001-21

一、引　言

在复杂国际国内环境下，中国经济正面临“三驾马车”动力结构的重大调整。2025年中国基础设施投资回报率持续下降，房地产行业陷入产能过剩困局；出口受国际经贸摩擦与地缘政治不确定性冲击，增长动能趋弱；最终消费支出对GDP增长的贡献率达52%，消费主引擎作用更加凸显。然而，与发达经济体相比，我国消费需求仍有较大的释放空间。在此背景下，2026年7月，国务院批复同意《扩大消费“十五五”规划》，强调要坚持扩大内需这一战略基点，进一步有效提振居民消费需求，充分发挥消费作为拉动经济增长主引擎作用。根据生命周期理论，劳动

收稿日期：2026-07-19
基金项目：国家社科基金项目（23VRC052）；上海高校东方学者特聘教授支持计划（2023140001）；中央高校基本科研业务费项目（2025110277）；上海财经大学校立科研项目（2024140029，2025110511）
作者简介：郑维伟（1997—），男，上海社会科学院经济研究所助理研究员；
吴梦萱（1997—），女，上海财经大学公共管理学院博士研究生（通信作者，wumengxuan233@163.com）；
汪　伟（1973—），男，上海财经大学公共管理学院教授，博士生导师。

者通常会在职业生涯中逐步积累财富，以实现退休前后消费水平的平滑过渡。但已有研究指出，个体消费支出在生命周期中通常呈现出“驼峰状”特征（Agarwal等，2015）。这表现为劳动者的消费支出在中年期达到顶峰，在退休后随年龄增长逐渐下降（刘子兰和宋泽，2013；邹红和喻开志，2015；Battistin等，2009）。退休后消费支出下降的现象，与生命周期理论中关于消费平滑的经典假设形成鲜明对比，学界通常将这种偏离称为“退休—消费之谜”。此外，来自World Data Lab的数据显示，全球接近一半新消费者和消费增长来自50岁及以上人群。作为推进中国式现代化新征程中的基本国情，人口老龄化日益成为中国必须正视和应对的重大课题。根据国家统计局数据，截至2024年底，中国60岁及以上老年人口达3.1亿，占全国人口的22.0%；其中，65岁及以上人口达2.2亿，占比高达15.6%，表明中国已正式进入深度老龄化社会①。这一人口结构变迁对中国现行养老保障体系带来了严峻挑战（汪伟和靳文惠，2022；于新亮等，2023）。对此，党和国家陆续出台并推动实施渐进式延迟法定退休年龄的一系列制度性改革方案，以期缓解养老金供需失衡压力的同时，大力发展银发经济（江河等，2025；原新等，2024），实现社会价值的充分释放。

因此，在延迟退休政策稳步推进和居民消费需求不足的现实背景下，本文立足于考察劳动者退休行为决策对消费的影响，进而厘清“退休—消费之谜”在中国情境下的现实表现。已有文献大多借助法定退休年龄、法定领取养老金年龄等政策规定（黄炜等，2023；李宏彬等，2015），将退休视为由外部制度节点决定的生命周期事件，并采用断点回归等方法考察退休对消费的影响。然而，鲜有研究关注到理性行为人可以通过选择提前或延迟退休来灵活调整其退休年龄（张熠，2015），由此形成的退休时点差异可能使退休对消费的影响呈现明显异质性。基于此，本文重点比较延迟退休与非延迟退休群体的消费变化，以进一步考察不同退休时点下退休消费效应的差异。

理论上，劳动者延迟退休对消费的影响主要取决于支付能力和健康状况。从收入变化来看，有学者认为延迟退休能够大幅提高劳动者养老金财富增长（于文广等，2021）和老年期的收入增加，通过降低家庭的赡养负担提升整体福利水平（杨华磊等，2020）。这种收入增长不仅在一定程度上有助于缩小居民收入分配差距，更能引导家庭总消费水平的提升（黄乾和方守林，2022）。也有研究基于理论模型表明，当资本产出弹性较高时，延迟退休反而会使劳动者青年和老年期的消费均明显降低。并且，即使资本产出弹性较低，劳动者青年期的消费仍然低于非延迟退休情形，而老年期以及终生的总消费则相对提高（张艳和杨德才，2021）。另有观点认为延迟退休对于缓解养老金财政压力的边际效果将逐渐减弱，甚至可能导致已进入退休年龄段的群体福利水平面临下降（王天宇等，2016）。从健康状况来看，已有文献关于延迟退休如何影响医疗支出的结论并未达成一致。一方面，延迟退休可能会因身体耗损而增加劳动者的医药费用；另一方面，延长的工作年限也增加了医保基金收入，因此其对医疗支出的净效应尚不明确，取决于医药费用的增加幅度与额外保费的权衡（付明卫和徐文慧，2023）。还有研究发现延迟退休意愿存在明显的医疗控费效果，并且有利于通过促进健康投资等渠道改善劳动者的健康状况（朱铭来等，2024）。

此外，由于“退而不休”情况的存在，劳动者非延迟退休行为也可能对消费产生双重影响。具体效应取决于个体在退休后是否选择继续参与劳动力市场。一方面，对于退休后完全退出劳动力市场的个体而言，劳动收入中断可能促使其重新评估家庭财务状况，增强预防性储蓄动机，以应对未来的不确定性，从而对消费形成一定约束。另一方面，对于办理退休手续后仍继续参与有偿劳动的“退而不休”群体而言，其在获得养老金收入的同时仍可维持一定的劳动收入，

①根据国际通行标准，当一个国家或地区65岁及以上人口占比超过7%即标志着社会进入老龄化阶段，占比达到14%为深度老龄社会，超过20%则为超老龄化社会。

家庭可支配资源可能因此增加，从而提高消费能力。由此可见，退休后的劳动参与状态是理解非延迟退休群体消费变化的重要因素。

基于2011—2020年中国健康与养老追踪调查（China Health and Retirement Longitudinal Study，CHARLS）数据库，本文系统考察了不同退休路径选择对家庭消费水平的影响及其作用机制。研究发现，劳动者总体和非延迟退休群体的家庭消费在退休后均显著增加，而延迟退休群体未表现出统计显著的消费变化。这一结论在克服内生性问题和经过一系列稳健性检验后依然成立。基于内生转换模型的处理效应估计提供了反事实视角下的支持性证据，即延迟退休个体在未延迟退休的情景下，其消费水平将显著提高；而非延迟退休个体的消费支出的确因实际退休决策得到了显著提升，印证了退休行为对消费影响的异质性特征。消费结构分析显示，该增长主要源于日常型消费的显著扩张，而对发展型与享受型消费的影响并不明显。进一步分析表明，非延迟退休所引致的家庭消费增长主要集中于“退而不休”群体，其养老金收入和储蓄水平在退休后显著提高；同时，退休显著减少个体工作时间并提高社会参与概率，表明资源基础和时间配置的变化可能是理解退休后家庭消费变化的重要渠道。此外，异质性分析发现，该消费提振作用在非机关事业单位、低收入、高储蓄、社会保障覆盖更全以及健康状况相对较差的群体中表现得更为明显。

本文可能的边际贡献主要在于：第一，拓展了退休与消费关系的研究视角。已有关于退休与消费的文献大多将个体退休行为视为外生决定（黄炜等，2023；李宏彬等，2015；郑超和王新军，2020；Li等，2015），本文不仅聚焦于劳动者自主选择的延迟和非延迟退休行为，更揭示了非延迟退休群体中“退而不休”行为在提升家庭消费方面的关键作用。这一发现表明，理解中国语境下退休与消费的关系不能忽视退休后的劳动参与选择，“退而不休”所形成的养老金与工资的收入叠加效应是退休并未引发普遍消费下降的重要原因。第二，本文的发现有助于从微观行为层面理解退休制度改革的消费效应。在渐进式延迟退休政策实施的背景下，识别不同退休路径群体的消费特征及其驱动因素，可为完善退休及再就业政策设计、释放老年消费潜力提供经验参考。

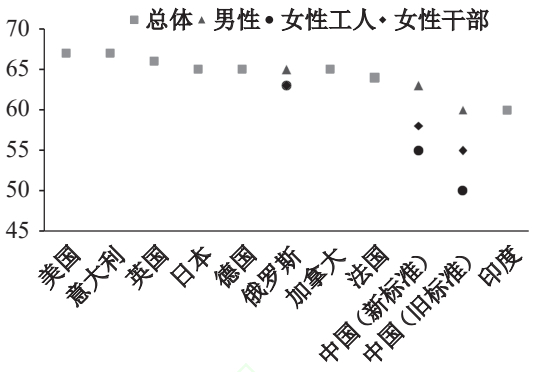
二、背景介绍与文献综述

（一）背景介绍

中国现行退休制度的雏形可追溯至1951年颁布的《中华人民共和国劳动保险暂行条例》，该条例首次明确规定男性职工年满60周岁、女性职工年满50周岁可办理退休。1957年，国务院发布《关于工人、职员退休处理的暂行规定》，将企业和机关女性职员的退休年龄延长至55周岁，而女性工人的退休年龄仍维持在50周岁不变。此后，中国的法定退休年龄政策在较长时期内得到长期沿用。然而，随着人口老龄化程度的不断加深以及新增劳动力供给增速下降，为适应中国人口发展新形势，并充分开发利用人力资源，党的二十大报告提出“实施渐进式延迟法定退休年龄”。此后，《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要》进一步明确，要“按照小步调整、弹性实施、分类推进、统筹兼顾等原则，逐步延迟法定退休年龄”。2024年9月，全国人大常委会表决通过关于实施渐进式延迟法定退休年龄的决定，宣布自2025年1月1日起正式施行渐进式延迟法定退休年龄，并计划在未来15年内，逐步将男性劳动者的法定退休年龄从原60周岁延迟至63周岁，女性则由原50、55周岁分别延迟至55、58周岁。

相较于国际通行标准，我国的法定退休年龄即使在实施渐进式延迟后，总体上仍处于偏低水平。由图1可知，发达经济体的法定退休年龄普遍处于较高水平。其中，美国与意大利的男女法定退休年龄均已达到67岁，位居样本国家前列；英国亦紧随其后，设定为66岁。日本、德国、加

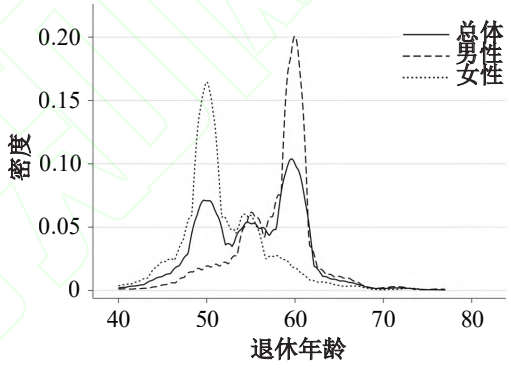
拿大等国的退休年龄则集中在65岁这一基准线，法国的退休年龄也达到了64岁，这些国家的设定共同构成了当前发达国家的主流区间。与之相比，我国在2025年之前长期沿用的法定退休年龄在所有比较国家中处于最低水平。即便在实施渐进式延迟改革后，我国新标准也仅与俄罗斯的女性退休年龄（63岁）相当，仍显著低于上述所有发达经济体的男性退休年龄基准。因此，综合来看，本次延迟退休改革可视为我国养老保障制度与国际通行惯例接轨的一次温和、审慎的调整。但要理解本次改革的现实基础与未来影响，首先需深入剖析改革前我国真实的退休行为模式及其经济后果。



注：国家的选取主要根据IMF版2022年世界国家和地区GDP总量排名而定，数据来源于相关文献资料以及新闻媒体报道。

图 1　部分国家的法定退休年龄

事实上，在政策改革前，我国劳动力的实际退休年龄与法定退休年龄间长期存在显著的背离。一个突出的现象是，大量企业或机关事业单位的职工在尚未到达法定退休年龄就提前退休（汪伟和王文鹏，2021）。图2展示了2011—2020年中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据库中劳动者的实际退休年龄分布。可以发现，女性的退休年龄呈现出以50岁为主、55岁为次的双峰分布，而男性的退休年龄则高度集中在60岁，这与当时施行的法定退休年龄标准高度吻合。然而，除了这些在法定年龄节点上的集中退休外，该分布图更揭示了退休行为的显著异质性。一方面，分布整体呈现出显著的“左偏”特征，表明提前退休已构成一种规模性的行为选择；另一方面，在60岁之后，也依然存在一部分延迟退休的群体。这种非延迟退休与延迟退休行为并存的格局，为本文依据退休路径进行异质性分析提供了现实基础。



注：数据来源于2011—2020年中国健康与养老追踪调查（CHARLS）[①]。

图 2　退休年龄密度分布图

与法定退休年龄和延迟退休安排等政策相辅相成，提前退休制度作为中国退休制度的重要组成部分，总体经历了创建期、调整期和改革期三个发展阶段。首先，创建期的提前退休制度逐步由分类规范转向统一规范。1951年《中华人民共和国劳动保险暂行条例》初步确立了企业职工和国家机关工作人员的分类退休制度，其中企业职工提前退休主要适用于特殊工种，如在高温工作场所或者涉及有毒物质的工业以及其他化学、兵工工业的岗位；国家机关工作人员则主要指因劳或因工丧失工作能力而提前退休的情况。此后，1958年国务院颁布《关于工人、职员退休处理的暂行规定》，统一了工人和职员的退休制度，明确了特殊工种、因工伤和因病三种提前退休形式。

其次，中国的提前退休制度在调整期的变化主要体现在分类规范模式的回归及适用情形

①作者还基于2010—2020年中国家庭追踪调查（CFPS）数据库绘制了退休年龄分布图，结果类似。限于篇幅，此处未予展示，留存备索。

的多样化。1978年5月，全国人大常委会原则批准《国务院关于工人退休、退职的暂行办法》、《国务院关于安置老弱病残干部的暂行办法》，决定重新采用以工人、干部身份为基准的分类管理模式。这一时期的提前退休制度呈现出了男女有别、身份双轨、情形多元的特征，涵盖特殊工种、因病、非因工负伤及工伤等情形。同时，子女招工政策、离岗退养、国家机关人员分流、国企下岗以及政策性破产实施等因素也推动了提前退休的政策性扩张。

最后，随着改革期的社会保障法律体系逐步完善，提前退休制度进一步规范并聚焦于特殊工种群体。自《工伤保险条例》《劳动合同法》《社会保险法》等法规出台，原由单位承担的因病、因工伤提前退休逐渐被社会保险性质的病残津贴、伤残津贴等法律制度替代，提前退休主要聚焦于特殊工种。2024年9月，全国人大常委会通过渐进式延迟退休年龄的决定，明确提出要规范完善特殊工种提前退休政策，符合条件的井下、高空、高温、繁重体力劳动等特殊工种职工，以及高海拔地区工作人员可申请提前退休；同时，职工在达到最低缴费年限后，可自愿选择弹性提前退休，但提前退休时间最长不超过三年，且退休年龄不得低于原法定退休年龄。

（二）相关文献回顾

现有文献大多以法定退休年龄等政策作为断点，考察退休制度对劳动供给（Giesecke和Jäger，2021；Hernæs等，2016）、身心健康（刘生龙和郎晓娟，2017）、医疗服务（付明卫和徐文慧，2023；Zhang等，2018）、子代生育行为（封进等，2020）以及消费（李宏彬等，2015；Li等，2015）等方面的影响。然而，关于延迟退休以及非延迟退休群体中“退而不休”行为如何影响消费，尤其是从微观机制视角进行深入剖析的研究仍相对有限。在当前中国渐进式延迟法定退休年龄稳步实施、经济转向内需驱动的发展背景下，探讨退休对消费的提振效应，不仅是满足人民对美好生活需求的题中应有之义，也是推动产业链升级、畅通国内大循环的关键所在，具有重要的学术价值与现实意义（董泽瑞等，2026）。

已有研究在解释“退休—消费之谜”时，通常以是否达到法定退休年龄来界定退休行为，并未考虑到劳动者早于或晚于法定退休年龄退休的情况。这一简化处理在检验退休对消费影响时，有可能导致实证结果与理论推导存在前后矛盾，即数据观察到退休后消费支出下降，理论上却推导出“退休—消费之谜”现象。具体来看，相关理论基础最早可追溯到绝对收入假说，该理论认为消费与当期收入存在一定关系，并表现出平均消费倾向递减的规律（Keynes，1936）。此后，学术界在引入收入不确定性的基础上，分别提出了生命周期假说与持久收入假说。两者均认为，劳动者的消费决策取决于其对整个生命周期收入的预期，并以全部可支配资源为约束，选择跨期最优消费路径，在实现一生效用最大化的同时，尽可能保持消费的平滑。换句话说，劳动者倾向于在收入较高的青年和中年时期进行储蓄，从而为退休后的消费提供保障。然而，在实证检验劳动者退休后的消费行为时，学术界并未取得与理论预期一致的结论。第一，部分学者研究发现劳动者在退休后的消费会产生明显的下降（付明卫和徐文慧，2023；邹红和喻开志，2015；Aguiar和Hurst，2005；Fisher等，2008）；第二，劳动者退休后日常和享受型消费（范宪伟，2020）、医疗保健支出（郑超和王新军，2020）将显著提高；第三，部分学者指出退休对消费支出没有显著影响，即中国并不存在“退休—消费之谜”（石贝贝，2017；赵昕东和王昊，2018；Li等，2015）。

实证结果存在较大差异可能与学者所关注的影响渠道不同有关。从促进消费的研究发现看，学者认为其主要包括以下三个方面的作用机制。第一，劳动者退休后闲暇时间显著增加，从而提升个体娱乐类型的消费支出（王新军和郑超，2020）；第二，劳动者老年阶段身体机能逐步退化，导致其医疗卫生支出上升（杨赞等，2013）；第三，在社会保障健全以及家庭代际关系较好

的情况下，劳动者老年阶段的消费意愿和能力均会有所增强（范宪伟，2020）。从抑制消费的结论看，学术界主要存在以下三个观点。第一，劳动者退休后不再需要工作相关的通勤活动，相应减少了交通、差旅及部分休闲支出（Agarwal等，2015；Hurd和Rohwedder，2003；Olafsson和Pagel，2018）；第二，劳动者退休后将空余出更多以自我劳动替代市场消费的时间，例如以家庭劳动取代家政服务、以居家做饭替代外出就餐等，从而形成一定的替代效应（Aguiar和Hurst，2005）；第三，对于家庭储蓄不足或存在流动性约束的个体，退休更可能导致其消费水平显著下降（Gross和Souleles，2002；Haider和Stephens，2007；Skinner，2007）。

尽管学术界已较为深入地探讨了退休对消费的影响，但劳动者实际退休时点的差异及其可能产生的消费后果仍有待进一步考察。首先，中国劳动者的实际退休时点与法定退休年龄并不完全一致，达到法定退休年龄后继续参与劳动市场的现象也较为普遍。根据《老龄蓝皮书：中国城乡老年人生活状况调查报告（2018）》，中国达到法定退休年龄仍继续工作的老年群体近年来呈现出增长趋势。中国60岁及以上老年在业人口达到5 957万人，相较1990、2010年分别增加3 188.5和584.4万人；65岁及以上老年在业人口为2 609万人，25年间增幅高达115%。此外，根据《2022老龄群体退休再就业调研报告》，高达68%的老龄群体存在退休后继续工作的强烈意愿[①]。并且，参加企业年金等因素也会显著增加劳动者的延迟退休意愿（于新亮等，2023）。

其次，提前退休与退休后继续参与劳动市场也是中国劳动者退休行为的重要表现。一方面，部分劳动者在尚未达到法定退休年龄时便选择提前退出原有工作岗位（汪伟和王文鹏，2021；Hazan，2009）。较多学者证实了基本养老保险制度（李昂和申曙光，2017；阳义南，2013；于新亮等，2023）、放松计划生育（王丽莉和乔雪，2018）等政策均会显著激励劳动者做出提前退休决策，并显著降低延迟退休概率（封进和胡岩，2008；阳义南和才国伟，2012；Giles等，2023）。另一方面，劳动者尽管已办理退休手续，但仍继续参与劳动力市场的“退而不休”行为同样不容忽视。根据城镇住户调查数据，超过7%的城镇职工在办理离退休手续后选择重新就业（张川川，2015）。由于退休后的消费水平较大程度上取决于劳动者如何利用闲暇时间（黄炜等，2023），选择“退而不休”的劳动者不仅能够获得退休后的养老金，还拥有工资收入，故这部分群体在退休后更有可能提高消费水平；对于退休后不再工作的劳动者，其退休后的消费行为则视具体的个体偏好和可支配收入而定。

总体而言，劳动者退休行为对消费的影响方向具有不确定性，且不同退休年龄群体在退休后的消费行为具有潜在的异质性特征（Kolsrud等，2024），仅采用法定退休年龄作为外生冲击也难以充分刻画劳动者实际退休时点及退休后劳动参与状态的差异。然而，现有文献对“退而不休”群体的关注多集中于再就业决策本身（张川川，2015；Giles等，2023），较少将其与消费行为联系起来进行系统分析。因此，文章在界定劳动者是否延迟退休的基础上，进一步将非延迟退休群体划分为完全退出劳动力市场与“退而不休”两类群体，有助于解答劳动者退休行为究竟是否有助于提振消费，以厘清不同退休路径下消费效应的差异及其内在逻辑。

三、研究设计

（一）数据来源

本文使用的数据来自中国健康与养老追踪调查（CHARLS）数据库，包括2011、2013、2015、2018以及2020年五轮的调查数据。截至2020年，该数据库的调查样本已覆盖全国28个省（自治区、直辖市）的150个县、450个社区（村），调查内容包括被调查者个人与家庭信息、健康状况和工作、养老及家庭收入、消费与资产等多个方面。

①资料来源：https://www.199it.com/archives/1507664.html。

文章选择CHARLS数据库主要基于以下考虑：第一，该数据库以45岁以上中老年人为调查对象，位于退休年龄附近的群体较多，匹配度较高，为本文探究退休行为对消费的影响提供了充足的样本；第二，CHARLS作为一个长期追踪调查项目，能够捕捉到个体在退休前后不同时间点的消费行为，且收集了丰富的个体和家庭层面的信息，能够为本文提供可靠的数据支撑；第三，CHARLS数据库覆盖了中国大部分省级行政单位，样本代表性较高，由此得出的结论具有较强的现实借鉴意义。样本构建上，本文的核心思路是利用面板数据捕捉个体由在职向退休状态转变的动态过程。因此，最终纳入分析的样本被限定为在观测期内（2011—2020年）至少有一期观测到其处于退休状态的个体。在此基础上，本文进一步剔除了关键变量缺失的观测值，并为避免异常值干扰，将样本的退休年龄限定在40至80岁之间。

（二）变量选取

1. 被解释变量

家庭消费总支出（*lnconsum*）。鉴于微观调查数据通常不会披露调查个体的消费信息，本文采用家庭层面的消费数据进行度量。为避免通货膨胀对历年消费支出的影响，本文参考已有研究（何兴强和杨锐锋，2019）以2010年作为基期，采用家庭所在地的省级CPI对历年家庭消费支出额进行平减。此外，本文进一步参考国家统计局的消费分类，将家庭总消费按其性质分解为日常型、发展型与享受型消费三大类别，以探究提前退休对消费结构的影响。

2. 核心解释变量

个体退休行为（*ifret*）。其识别过程如下：首先，将所有调查期内CHARLS问卷中满足“是否已经办理了退休手续”回答为“是”、工作状态为退休且能够领取养老金[①]这两种条件的样本判定为退休个体。其次，根据问卷中“您办的是正常退休，提前退休还是先内退然后办的正式退休或者将来再办正式退休？”这一问题判断个体的退休类型，进一步将样本划分为“非延迟退休”和“延迟退休”两种类型。最后，对于仅部分回答了上述问题的样本，根据问卷中关于“您的正式退休手续是在哪年哪月办理的？”的回答提取办理退休时间，并与其出生日期相减得到实际退休年龄。在此基础上，根据“男性的法定退休年龄为60岁，女性工人法定退休年龄为50岁，女性干部法定退休年龄为55岁”的条件判断该个体是否为延迟退休，即将实际退休年龄高于正常退休年龄的样本划分为延迟退休组。

3. 控制变量

为排除其他因素对个体退休决策和消费行为的潜在影响，本文控制了个体和家庭层面一系列控制变量。其中，个体层面主要包括年龄（*age*），以调查年份与出生年份之差计算；性别（*gender*），将男性定义为1，女性为0；受教育程度（*eduyear*），将未受过正规教育、未读完小学以及私塾视为未受过教育，相应受教育年限为0年、小学毕业为6年、初中毕业为9年、高中和职高毕业为12年、大专毕业为15年、本科毕业为16年、硕士毕业为19年、博士毕业为22年；是否有配偶（*spouse*），将已婚、同居的赋值为1，分居、离异、丧偶以及未婚为0；健康状况（*ifheal*），根据问卷中个人报告的自评健康状态，将回答“很好”“好”和“一般”的样本赋值为1，否则为0；养老金水平（*lnpension*），以退休金、各类养老保险、高龄老人补贴等各项加总并取对数衡量；晚辈转移支付（*lnfcamt*），以从子女处获得的经济支持加总并取对数衡量；居住地（*rural*），将个体现居住地为农村的样本取值为1，否则为0。家庭层面包括家庭规模（*size*），以家庭总人口数衡量；子女数量（*childnum*），以子女数进行计算。

（三）描述性统计

表1报告了相关变量的描述性统计结果，并按照个体是否延迟退休进行了分组统计。其中，

①领取养老金的条件之一是必须办理退休手续，但办理了退休手续的个体不一定可以领取养老金。

相较于非延迟退休组，延迟退休组的家庭消费总支出、家庭总人口数、子女数量均显著更低，而平均年龄、男性占比、受教育程度、有配偶概率、健康状况、养老金水平、居住在农村的概率均显著更高，但晚辈转移支付在两组间并无显著差异。

表 1　主要变量的描述性统计

变量	总体		非延迟退休组		延迟退休组		差值
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
lnconsum	8.474	1.479	8.514	1.483	8.355	1.461	−0.158***
ifret	0.870	0.337	0.906	0.292	0.760	0.427	−0.146***
age	65.520	7.428	65.059	7.800	66.896	5.981	1.838***
gender	0.456	0.498	0.309	0.462	0.896	0.305	0.588***
eduyear	4.129	4.522	3.822	4.515	5.044	4.421	1.222***
spouse	0.865	0.342	0.848	0.359	0.915	0.280	0.067***
ifheal	0.699	0.459	0.683	0.465	0.748	0.434	0.065***
lnpension	1.777	2.453	1.712	2.453	1.972	2.445	0.261***
lnfcamt	7.902	1.402	7.905	1.400	7.892	1.407	−0.013
rural	0.742	0.438	0.723	0.447	0.799	0.401	0.076***
size	2.513	1.773	2.532	1.765	2.454	1.796	−0.078***
childnum	3.024	1.408	3.037	1.452	2.987	1.267	−0.049**

注：总体、非延迟退休组、延迟退休组的样本量分别为25 050、18 755、6 295；***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著。

在此基础上，为更直观地考察退休这一生命周期事件对不同群体消费路径的动态影响，图3进一步绘制了退休前后消费支出的动态变化图。图中结果显示，在退休事件发生前较远时期（t≤−2），延迟退休组与非延迟退休组的家庭消费支出路径较为接近，未表现出明显的系统性差异。自退休时点前两年（t=−2），两组的消费路径开始有所分化。具体而言，非延迟退休组的消费支出在临近并度过退休时点后，延续了其增长态势；而延迟退休组的消费路径则相对平稳，增长趋势更为平缓。退休事件发生后，两组消费水平的差距呈现出进一步扩大的趋势。这一动态演进过程直观地展示了退休事件对不同群体可能存在的差异化影响，为本文后续的实证分析提供了初步证据。

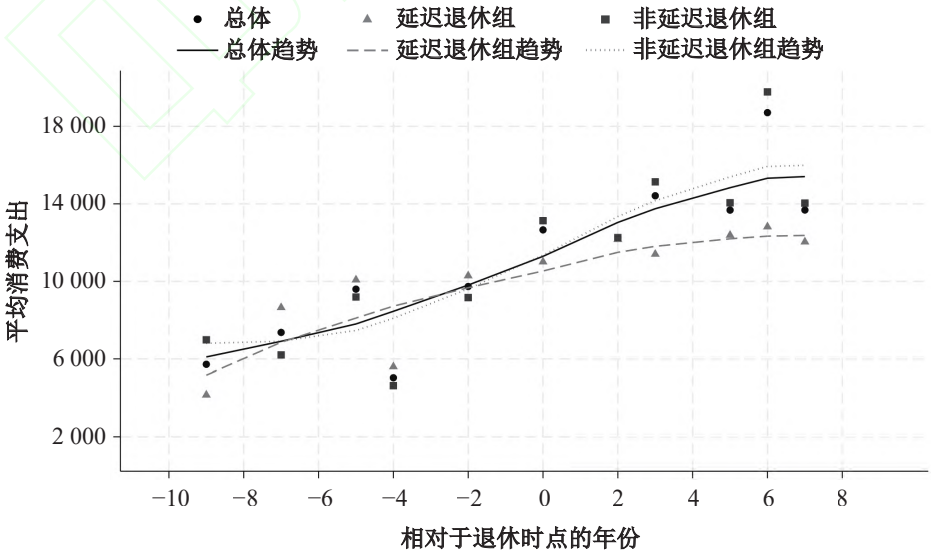


图 3　不同退休类型群体的消费路径比较

（四）模型设定

为考察劳动者退休行为对家庭消费的影响效应，本文构建如下面板双向固定效应模型：

$$lnconsum_{ijt} = \alpha + \beta ifret_{it} + \gamma X_{it} + \lambda_t + \eta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中，$lnconsum_{it}$为个体i所在家庭第t年的消费水平；$ifret_{it}$为个体i在第t年份是否退休，退休取值为1，否则为0。在此基础上，本文根据个体实际退休年龄与法定退休年龄的关系，将样本进一步划分为延迟退休和非延迟退休群体。X_{it}为一系列控制变量；λ_t为时间固定效应；η_j为城市层面的地区固定效应；ε_{ijt}为误差项。系数β刻画了劳动者退休行为对消费的平均影响。理论上，如果中国的确存在“退休—消费之谜”，那么β应显著为负。

四、回归结果分析

（一）基准回归结果

为明确退休对家庭消费的影响，本文基于模型（1）进行回归分析，对应结果见下表2所示。其中，列（1）为总体样本的回归结果。结果显示，在控制了个体与家庭层面的一系列控制变量以及年份与地区固定效应后，退休行为（*ifret*）在1%的统计性水平上显著提升了家庭消费（*lnconsum*）。具体表现为个体退休后，家庭消费约增加9.12%。为进一步考察该影响在不同群体间的差异，列（2）和（3）分别展示了延迟退休和非延迟退休两个子样本的回归结果。结果发现，对于延迟退休群体而言，退休对其消费的影响系数为负，但在统计上不显著。[①]对于非延迟退休群体而言，退休的估计系数显著为正，家庭消费约提高7.77%。上述结果表明，退休对家庭消费的影响在不同退休时点群体之间存在明显差异。

表 2　退休对家庭消费的影响

变量	（1） 总体 *lnconsum*	（2） 延迟退休组 *lnconsum*	（3） 非延迟退休组 *lnconsum*
ifret	0.0912***	−0.0338	0.0777*
	（0.0321）	（0.0622）	（0.0404）
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
样本量	25 050	6 294	18 755
R^2	0.1865	0.1947	0.1899

注：***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著，括号内数值为家庭层面的聚类稳健标准误。下同。

控制变量的回归结果基本符合理论预期。在个人层面，受访者年龄（*age*）的系数显著为负，反映了消费水平随年龄增长而下降的生命周期特征；性别（*gender*）的系数显著为负，表明以男性为户主的家庭消费水平相对更低。受教育年限（*eduyear*）与是否有配偶（*spouse*）的系数显著为正，说明更高的人力资本与稳定的家庭结构是提升消费的重要因素。健康状况（*ifheal*）的系数显著为负，表明身体健康的个体所在家庭的消费水平更低，这一结果可能源于健康状况较差的个体面临更高的医疗保健支出。在收入来源方面，来自晚辈的转移支付（*lnfcamt*）显著促进了消费，凸显了代际支持的重要性，而养老金水平（*lnpension*）的影响在统计上并不显著。此外，城乡虚拟变量（*rural*）的系数显著为负，再次验证了中国城乡消费水平的客观差距。在家庭层面，家庭规模（*size*）的系数显著为正，符合规模越大家庭总消费越高的直观认知；而子女数量

①鉴于统计不显著并不能说明实际效应足够接近于零，本文进一步考察延迟退休群体估计结果的不确定性。该组退休系数的95%置信区间为[−0.1557，0.0881]，在80%检出概率下的最小可检测效应约为0.1741个对数点。进一步以±0.05个对数点作为说明性等效界限进行检验，结果未能确认退休效应足够接近于零。因此，本文不将该组的不显著结果作为消费平滑成立的直接证据。

(*childnum*)的系数为负，可能反映了抚养和教育支出对其他类型消费的“挤出效应”。

（二）内生转换模型

考虑到个体是否退休以及选择何种退休是基于自身特性的理性决策，直接将结果变量对决策变量回归可能存在遗漏变量的内生性问题。为此，本文参考已有研究（张帅等，2022），采用内生转换模型（Endogenous Switching Regression，ESR）进行实证分析。该模型能够通过全信息极大似然法（FIML）联合估计个体的退休决策选择方程和不同决策下的家庭消费结果方程，从而将不可观测的选择偏误纳入模型，得到对处理效应的一致估计（Lokshin和Sajaia，2004）。鉴于延迟退休与非延迟退休（即正常或提前退休）可能是由不同决策逻辑驱动，且两类群体的消费行为对外部因素的反应可能存在异质性。因此本文分别以“是否延迟退休”和“是否非延迟退休”作为决策变量，构建了两个独立的内生转换模型进行估计。每个模型均由一个选择方程和两个不同状态下的结果方程组成。其中，个体的决策选择方程设定如下：

$$A_i^* = \Phi(Z_i) + \mu_i \tag{2}$$

其中，A_i^*为潜变量，代表个体是否选择某种退休状态（延迟退休/非延迟退休）。$\Phi(\cdot)$为示性函数。μ_i为随机扰动项。Z_i为控制变量集，具体变量的选择与基准回归基本一致，从个人和家庭两方面考虑影响个体退休决策的因素。为了模型识别，要求Z_i至少有一个变量不含于X_i。在对延迟退休群体进行估计时，文章利用CHARLS数据库中个体所在社区（或村）的平均延迟退休率（*delayreratio*）作为工具变量。其有效性在于：由于人们在决策时普遍存在盲从心理（Durlauf，1997），他人对退休年龄的选择在一定程度上会影响自己的选择（Brown和Laschever，2012），因此社区延迟退休率与劳动者是否选择延迟退休具有密切的相关性；另一方面，社区延迟退休率为社区层面的指标，这对于家庭消费水平的影响路径长、力度弱，满足外生性要求。同理，在对非延迟退休群体进行估计时，文章则采用社区（或村）平均非延迟退休率（*ndelayreratio*）作为工具变量，其同样满足相关性与外生性的要求。

为评估不同退休状态对家庭消费的影响，构建如下模型：

$$Y_i = \beta_i X_i + \delta A_i + \varepsilon_i \tag{3}$$

其中，Y_i为家庭消费水平的对数值，X_i为控制变量，A_i为个体是否延迟退休/非延迟退休的虚拟变量，ε_i为随机扰动项。由于个体选择某种退休状态A_i可能会受到某些不可观测因素的干扰，由此导致A_i与ε_i相关，直接估计式（3）可能存在估计偏误问题。因此将式（3）改写为选择某种退休状态与不选择此状态分别对消费影响，表示如下式（4）：

$$\begin{cases} Y_{1i} = \beta_1 X_{1i} + \lambda_{1i}\sigma_{1\mu} + \varepsilon_{1i} if A_i = 1 \\ Y_{0i} = \beta_0 X_{0i} + \lambda_{0i}\sigma_{0\mu} + \varepsilon_{0i} if A_i = 0 \end{cases} \tag{4}$$

其中，Y_{1i}和Y_{0i}分别表示选择某种退休状态个体与未选择此状态个体的家庭消费水平，X_{1i}和X_{0i}分别表示影响其消费行为的因素，ε_{1i}和ε_{0i}均为随机扰动项。为缓解由不可观测因素带来的样本选择性偏误问题，本文引入逆米尔斯比率λ_{1i}、λ_{0i}及其协方差$\sigma_{1\mu} = cov(\mu_i, \varepsilon_{1i})$、$\sigma_{0\mu} = cov(\mu_i, \varepsilon_{0i})$，并利用FIML对式（2）、（4）进行联立估计。最后，通过比较真实情景与反事实情景下不同决策状态下的家庭消费水平期望值，从而估计出不同组别退休情况的平均处理效应。①

基于此，本文进一步估计了不同退休决策对家庭消费支出的平均处理效应（ATT），结果如表3和图4所示。结果显示选择延迟退休的群体观测到的家庭对数消费平均值为8.4090。但在反事实情景下，若该群体未选择延迟退休，其期望消费水平为10.3068。二者之间的平均处理效应

①内生转换模型的联立估计结果显示，选择方程与结果方程的独立性检验均在1%的水平上拒绝原假设，相关结果留存备索。

为−1.8979，且在1%显著性水平下显著。这一结果表明延迟退休决策对于家庭消费支出具有负向影响。而选择非延迟退休（即提前或正常退休）的群体所在家庭的对数消费均值为8.4900。反事实情景下，若该群体未做出此项决策，其消费的条件期望将为8.3748。由此计算出的平均处理效应为0.1152，且在1%显著性水平下统计显著。该结果表明选择正常或提前退休对家庭消费产生了显著的正面影响。

表 3　不同类型退休对家庭消费支出的平均处理效应

	退休	非退休	平均处理效应
延迟退休群体的家庭消费	8.4090 （0.0078）	10.3068 （0.0062）	−1.8979*** （0.0136）
非延迟退休群体的家庭消费	8.4900 （0.0035）	8.3748 （0.0071）	0.1152*** （0.0081）

注：非延迟退休群体代表的是提前退休或正常退休群体。

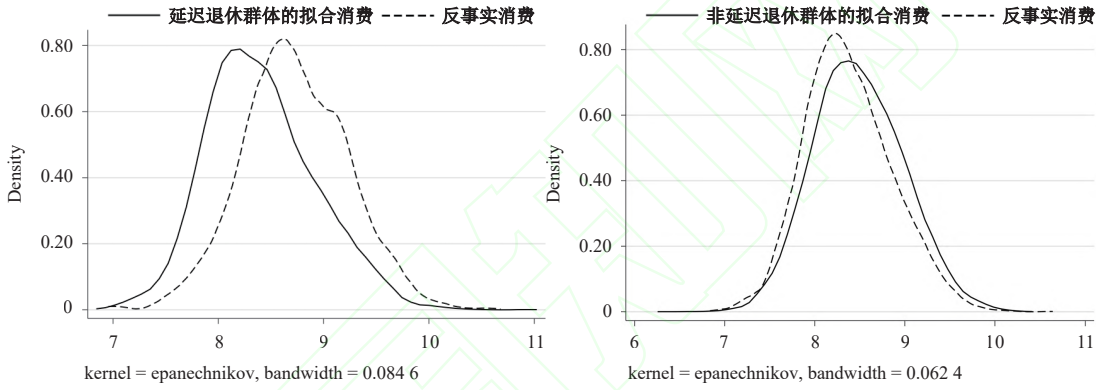


图 4　不同退休状态下的家庭消费核密度图

（三）稳健性检验

尽管前文基于内生转换模型的结果已经较大程度地缓解了可能的内生性问题，为确保研究结论不受特定模型设定的影响，本文进行了一系列稳健性检验。

1. 工具变量估计

本文选取社区（或村）层面平均退休率（*reratio*）作为个体退休决策的工具变量。该变量的有效性在于：一方面，社区层面的同群效应显著影响个体退休决策，满足相关性要求；另一方面，该宏观指标在控制了个体与家庭变量后，不存在直接影响单个家庭微观消费的理论渠道，满足排他性约束。表4报告了工具变量的估计结果。第一阶段结果显示，社区退休率与个体退休选择正向相关，且F值远大于10，说明不存在弱工具变量问题；第二阶段结果显示，无论是总体样本还是分样本，退休对消费的影响方向均与前文核心结论一致，再次证明了结论的稳健性。

2. Heckman两阶段检验

为进一步验证样本自选择问题是否得到妥善处理，本文采用Heckman两阶段模型进行检验。此处仍然选择社区退休率作为排他性变量，检验结果见表5列（1）至（4）。根据第一阶段Probit模型的回归结果，社区退休率与个人的退休决策在1%的统计性水平上呈正相关关系。在第二阶段中，基于加入第一阶段回归得到的逆米尔斯比率（*imr*）重新进行回归，结果发现，尽管逆米尔斯比率的回归系数显著，但退休对消费的核心影响关系仍与前文基准回归结果相同。这说明在考虑了样本可能存在的自选择效应后，本文结论依然成立。

表 4　工具变量估计结果

变量	（1） 第一阶段 *ifret*	（2） 总体 *lnconsum*	（3） 延迟退休 *lnconsum*	（4） 非延迟退休 *lnconsum*
ifret		0.2606***	0.1786	0.2518**
		（0.0896）	（0.1908）	（0.1163）
reratio	0.9154***			
	（0.0171）			
F值	2876.98			
控制变量	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是
样本量	25050	25050	6294	18755
R^2	–	0.1309	0.1362	0.1314

表 5　考虑样本选择性偏误的估计结果

变量		Heckman			PSM		
	第一阶段 （1） *ifret*	总体 （2） *lnconsum*	延迟退休 （3） *lnconsum*	非延迟退休 （4） *lnconsum*	总体 （5） *lnconsum*	延迟退休 （6） *lnconsum*	非延迟退休 （7） *lnconsum*
ifret		0.1021***	−0.0528	0.1061**	0.0790*	−0.0269	0.1430**
		（0.0348）	（0.0672）	（0.0444）	（0.0457）	（0.0877）	（0.0615）
reratio	3.6818***						
	（0.1047）						
imr		0.0772*	0.0167	0.1068**			
		（0.0422）	（0.0665）	（0.0504）			
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是	是
样本量	18796	18796	4600	14195	24835	6237	18596
R^2	–	0.1774	0.1931	0.1794	0.2778	0.4082	0.2671

3. 倾向得分匹配

为缓解由可观测变量引致的选择性偏误，本文还运用了倾向得分匹配法。文章以所有的控制变量为协变量，选用半径匹配法（匹配半径设为0.05）为处理组筛选出特征相似的对照组。结果如表5列（5）至（7）所示，发现在考虑个人与家庭层面可观测变量的差异后，无论是总体样本中退休对消费的促进效应，还是分样本中的异质性表现，均与基准回归结果一致，证实了本文结论的稳健性。

4. 更换数据库

本文以2010年、2012年、2014年、2016年、2018年以及2020年共六期的中国家庭追踪调查（CFPS）数据库重新对退休与消费间的关系进行了检验。为与前文保持样本口径的一致性，我们将研究对象限定在40岁及以上的个体。变量的识别步骤与前文类似，文章根据CFPS问卷中的“没有工作原因”中回答为“离退休”以及“是否办理了退休相关手续”中回答为“是”的样本来识别个体是否退休，并依据个体的实际退休年龄是否高于其法定退休年龄，来划分延迟退休与非延迟退休组。回归结果如表6列（1）至（3）所示。结果显示，无论是总体样本还是非延迟退休子样本，退休均显著促进了家庭消费；而对于延迟退休群体，退休的效应不显著。CFPS数据库的检验结果与前文基于CHARLS的发现一致，再次证明了本文核心结论的稳健性。

5. 更换估计方法

基准回归采用的是普通最小二乘法，本文在此采用极大似然估计（MLE）重新进行回归。

这一方法的优势在于其在大样本下的正态性、高效性和一致性特性，有助于克服调查数据分析中的统计问题。回归结果见表6列(4)至(6)所示，可以发现无论是系数方向还是显著性水平，其结果均与基准回归一致，进一步增强了研究结论的可靠性。

表 6　其他稳健性检验一

变量	更换数据库			极大似然估计		
	(1) 总体 *lnconsum*	(2) 延退 *lnconsum*	(3) 非延退 *lnconsum*	(4) 总体 *lnconsum*	(5) 延退 *lnconsum*	(6) 非延退 *lnconsum*
ifret	0.0867***	0.0190	0.0983***	0.0913***	−0.0337	0.0777**
	(0.0174)	(0.0263)	(0.0238)	(0.0294)	(0.0581)	(0.0381)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	8 146	3 018	5 010	25 050	6 295	18 755
R^2	0.5070	0.5610	0.4664	–	–	–

注：基于CFPS数据库进行稳健性检验时，受数据所限，本文所使用的控制变量集与基准模型略有差异，具体包括：年龄、性别、受教育年限、婚姻状况、健康状况、家庭规模、子女数量、家庭总收入以及家庭居住地。此外，由于数据可得性限制，该部分的地区固定效应控制在区/县层面。

6. 考虑宏观因素

为避免地区层面的宏观经济因素对估计结果产生干扰，本文在基准回归的基础上，进一步加入了人均地区生产总值、第二产业占比、户籍人口数量、失业率等反映地区经济发展与社会特征的一系列城市层面控制变量。回归结果见表7列(1)至(3)所示，结果依旧表明，在控制了更丰富的宏观因素后，退休对消费的促进效应及其在不同群体间的异质性表现均与基准回归结论相同，再次证实了本文核心发现的稳健性。

表 7　其他稳健性检验二

变量	增加控制变量			更换被解释变量		
	总体 (1) *lnconsum*	延迟退休 (2) *lnconsum*	非延迟退休 (3) *lnconsum*	总体 (4) *lnpconsum*	延迟退休 (5) *lnpconsum*	非延迟退休 (6) *lnpconsum*
ifret	0.0999***	−0.0321	0.0928**	0.0863***	−0.0398	0.0751*
	(0.0345)	(0.0682)	(0.0445)	(0.0320)	(0.0624)	(0.0406)
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
地区固定效应	是	是	是	是	是	是
样本量	15 789	3 836	11 952	21 547	5 273	16 273
R^2	0.1817	0.1981	0.1830	0.1904	0.2099	0.1905

注：列(4)至(6)以人均家庭消费为被解释变量，由于家庭人口规模已纳入该指标的构造，因此不再控制家庭规模；其余控制变量及固定效应设定均与基准回归一致。

7. 更换被解释变量

由于CHARLS中的消费支出主要以家庭为单位进行调查，难以识别退休劳动者个人对应的消费支出，故本文在基准回归中控制了家庭人口规模。为进一步排除个体退休行为与家庭消费之间可能存在的层级不一致问题，本文以家庭消费总支出除以家庭人口规模并取对数的方式构造人均家庭消费指标进行稳健性检验。回归结果见表7列(4)至(6)。结果显示，在总体样本中，退休仍显著提高人均家庭消费；在分组样本中，非延迟退休群体的估计结果仍显著为正，而延迟退休群体仍不显著，与基准回归的主要结论保持一致。这表明本文发现的消费增长并非主

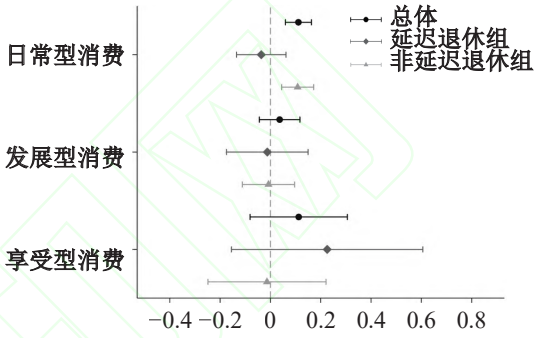
要由家庭人口规模差异所驱动，进一步增强了研究结论的稳健性。

五、进一步分析

前文的基准回归揭示了退休对家庭消费的促进作用以及其中的异质性影响，即消费的增长主要由非延迟退休群体所驱动。为进一步刻画这一效应的具体表现，下文从三个维度展开分析：首先，对消费结构进行分解，考察消费增长的具体来源；其次，区分“退而不休”与完全退休两类群体，检验退休后劳动参与选择在消费效应中的角色；最后，从收入与储蓄、时间配置与社会参与等方面考察退休影响家庭消费的可能机制。

（一）消费结构分析

为探究退休引致的消费增长究竟源于何种类型的支出，本文参照已有文献的做法（尹志超等，2021），将家庭总消费按其性质分解为日常型消费（*lndaily*）、发展型消费（*lndevelop*）与享受型消费（*lnenjoy*）三类。其中，日常型消费主要包括衣着、取暖、耐用消费品、医疗、物业、税费等支出；发展型消费主要包括教育培训、交通与通讯工具的购买及维修等支出；享受型消费则包括旅游、美容、购买汽车及社会捐助等支出。具体回归结果见图5所示。



注：图中绘制了退休的系数估计值及其90%置信区间。所有估计结果均在控制了基准模型中的控制变量，并加入年份与地区双向固定效应后得出。下同。

图5　退休对不同消费类型的影响

结果表明，退休对消费的积极影响体现在对日常型消费的促进上。具体而言，退休行为与非延迟退休行为均显著提升了家庭的日常型消费支出，而对于发展型与享受型消费的影响均不显著。值得注意的是，延迟退休群体的三类消费支出在退休前后均未发生统计上的显著变动。综上，检验结果表明非延迟退休群体在退休后实现的消费增长并非源于享乐或自我投资，而是表现为日常基础性开支的扩张[①]。

（二）退而不休群体的影响

由于部分群体在退休后仍然选择继续工作，为探究退休后的劳动参与状态是否会影响退休的消费效应，本文进一步区分“退而不休”与退休后完全退出劳动力市场（即“非退而不休”）两类群体。需要说明的是，本文所述的“退而不休”指的是个体名义上退休，即办理了退休手续，但实际上仍从事劳务活动的情况[②]。文章将CHARLS问卷中“在您办理了[正式退休/提前退休/内退/退职]之后，您是否工作过？”、“上周您工作了至少一个小时吗？”以及“过去一年，有没有干过10天以上的农活”中回答“是”的名义退休群体样本识别为存在退而不休行为，取值为1，否则为0。具体的机制检验结果如图6所示。无论是在总体样本还是在非延迟退休样本中，退休对消费的促进作用主要集中于“退而不休”群体中；而对于退休后完全停止工作的群体则不显著。这一结果表明，退休后的劳动参与状态是理解退休消费效应差异的重要维度。

①鉴于日常型消费中包含医疗支出，本文进一步剔除医疗支出并重新构造非医疗消费指标。结果显示，总体样本和非延迟退休群体中，退休对非医疗消费的影响仍显著为正，而延迟退休群体仍不显著，表明上述消费增长并非完全由医疗支出增加所驱动。结果留存备索。

②本文所称“退而不休”并非区别于既有退休后就业形式的新概念，而是用于刻画劳动者办理退休手续后仍继续参与有偿劳动的经验性表述，其内涵与退休后再就业较为接近。二者的区别在于，退休后再就业通常强调劳动者退出原有工作后重新进入劳动力市场，而“退而不休”还包括办理退休手续后仍持续参与劳动的情形。与桥接就业和渐进退休相比，本文更强调正式退休后的持续劳动参与，而非由全职就业向完全退出劳动力市场的过渡过程。鉴于CHARLS数据难以完整识别岗位转换、雇主变化及工作时间调整等具体过程，本文不再对上述形式作进一步细分。

（三）机制分析

前文结果表明，退休后的家庭消费变化在不同劳动参与状态之间存在明显差异，其中消费增长更多集中于退休后仍继续参与劳动的“退而不休”群体。为进一步考察退休影响家庭消费的可能作用渠道，本文从资源基础和时间配置两个方面展开分析。一方面，对于退休后继续参与劳动的个体而言，退休并不意味着劳动收入完全退出，同时养老金等收入来源可能发生变化，从而影响家庭可支配资源；另一方面，退休会减少市场劳动投入，改变劳动与非市场活动之间的时间配置，并可能进一步影响社会参与和消费场景。基于此，本文分别考察退休对“退而不休”群体收入与储蓄，以及退休对工作时间和社会参与的影响。

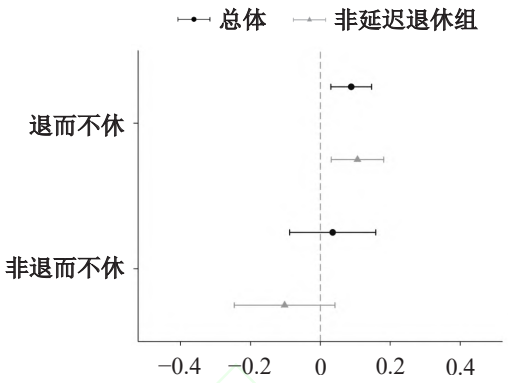


图 6　退而不休行为的影响检验

第一，收入与储蓄。对于退休后仍继续参与劳动的“退而不休”群体，其家庭资源变化可能来自劳动收入与养老金收入的重新组合。基于此，本文分别考察退休对“退而不休”群体的工资（*wage*）、养老金水平（*pension*）以及储蓄（*savings*）的影响。其中，工资为去年所有工作的工资和奖金收入总和的对数值；储蓄为家庭现金、支票、存款、股票、共同基金、政府债券和其他类型金融资产之和的对数值。表8的回归结果表明，退休显著提升了“退而不休”群体的养老金收入和储蓄水平，而对其工资性收入的影响在统计上不显著。这表明个体在选择“退而不休”后，其再就业所获工资大致维持在退休前水平，家庭总收入的净增长主要源于养老金的叠加。由此可见，非完全退出劳动市场的退休行为，通过保持收入流的稳定性并叠加养老金收益，形成家庭可支配总收入的净增长，从而为消费扩张提供了资源基础。

表 8　退休对退而不休群体收入与储蓄的影响

变量	（1） *wage*	（2） *pension*	（3） *savings*
ifret	0.0137	1.0541***	0.4722***
	（0.0722）	（0.0572）	（0.1592）
控制变量	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
地区固定效应	是	是	是
样本量	1 366	14 737	14 737
R^2	0.1520	0.3729	0.1162

第二，时间配置与社会参与。退休还可能通过改变市场劳动与非市场活动之间的时间配置影响家庭消费。工作时间减少意味着个体原先用于市场劳动的时间得到释放，并可能更多用于社会交往、文化娱乐和家庭生活等活动。为考察这一可能渠道，本文分别以每周总工作时长和社会参与衡量退休后的时间配置变化。其中，社会参与根据个体参加社会活动的情况构造，若个体至少每周参加一项社会活动，包括与朋友交往、棋牌等娱乐活动、参加体育或社会团体以及社区组织活动，则赋值为1，否则赋值为0。表9的结果显示，退休显著减少个体每周工作时长，同时提高了其社会参与的概率。上述结果表明，退休伴随着市场劳动投入的下降和非市场时间配置

表 9　退休对时间配置与社会参与的影响

变量	（1） *workh*	（2） *socialt*
ifret	−21.0956***	0.0526***
	（0.5992）	（0.0106）
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
地区固定效应	是	是
样本量	18 695	18 724
R^2	0.1995	0.0618

的调整，部分释放的时间可能更多用于社会交往及其他生活活动，从而拓展相应的消费场景，并为理解退休后的家庭消费变化提供了可能解释。

六、异质性分析

（一）工作单位类型的异质性

退休前工作单位类型不同的劳动者在收入结构、社会保障和工作特征等方面可能存在差异，退休后的消费调整因而可能有所不同。基于此，本文依据个体退休前的工作单位类型进行了分组检验，将工作单位为政府机构或是事业单位的赋值为1，否则为0。回归结果见图7所示。结果表明退休对消费的影响依赖于劳动者退休前的单位属性。从总体来看，退休对消费的促进作用主要由非机关事业单位群体所驱动，其回归系数在1%的水平上显著为正；而对于机关事业单位群体，该效应不显著。从延迟退休组来看，无论劳动者来自何种单位类型，退休对消费的影响均不显著。从非延迟退休组来看，其结果与总体样本的回归结果一致，即退休的消费增长效应主要集中于非机关事业单位中。这一差异可能与不同单位劳动者退休前后的收入保障和工作状态变化有关。机关事业单位劳动者的收入与社会保障相对稳定，退休前后家庭资源配置的变化可能相对有限；相比之下，非机关事业单位劳动者面临的收入来源和劳动供给调整可能更为明显，家庭消费因而对退休表现出更强的响应。

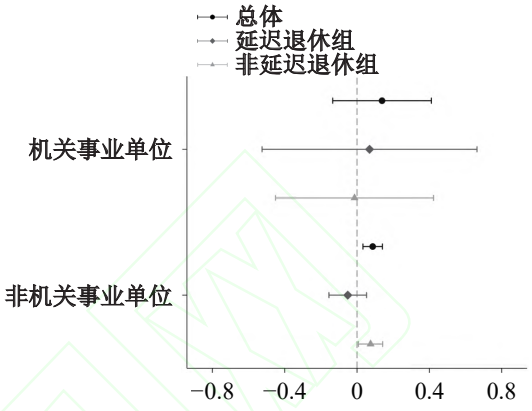


图 7　区分工作单位类型的回归结果

（二）家庭经济禀赋的异质性

家庭的经济禀赋是影响其消费决策的核心因素。考虑到收入水平是决定家庭当期消费能力与风险抵御能力的关键变量，本部分依据家庭人均收入的三分位数，将样本划分为低、中等、高收入三组进行检验。图8的回归结果显示，退休对消费的促进作用表现出显著的收入异质性。具体地，退休行为对家庭消费的影响在低收入与中等收入家庭中均显著为正。非延迟退休行为的积极影响仅在低收入家庭中保持统计显著性，在中等、高收入家庭中的影响并不显著。延迟退休行为在不同收入水平家庭的消费影响均不显著。这一结果的原因可能在于不同收入群体面临的约束差异。低收入家庭往往面临更强的流动性约束，其消费行为对当期收入波动更为敏感。退休带来的稳定收入流（如养老金）有效降低了其对未来的不确定性预期，从而可能释放了此前因预防性储蓄动机而被压抑的消费需求。相较而言，高收入家庭通常拥有充足的金融资产与多元化的收入来源，对收入波动具有更强的缓冲能力，因而退休这一可预期的生命周期事件难以对其稳固的消费模式产生显著冲击。

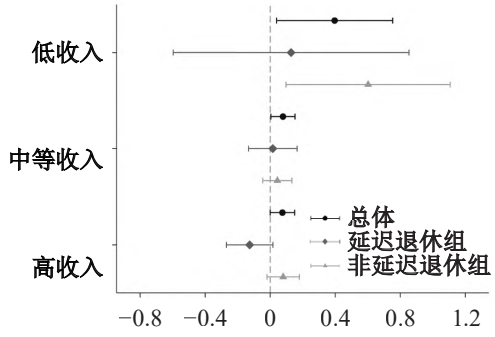


图 8　区分家庭收入水平的回归结果

家庭长期积累的财富存量是决定其跨期消费平滑能力的另一核心因素。为此，本文以家庭储蓄水平的中位数为界，将样本划分为低储蓄与高储蓄两个组别进行检验。图9展示了对应的回归结果。结果表明，退休与非延迟退休行为对家庭消费的积极效应集中于高储蓄家庭中。而延迟退休行为对不同储蓄水平家庭的消费影响均不显著。这一发现表明家庭财富存量在退休消费效应中发挥了重要作用。原因可能在于：对于高储蓄家庭而言，其在工作期间积累的较多资产不仅缓解了流动性约束，也降低了退休后因收入中断而面临的不确定性，从而削弱了预防性储蓄动机。因而，此类家庭更有能力将前期积累的财富转化为退休后的消费支出，实现跨期消费的平滑甚至提升。而低储蓄家庭由于财富积累有限，缺乏流动性缓冲，消费高度依赖劳动收入，退休引致的收入中断易致消费约束收紧乃至消费下降。

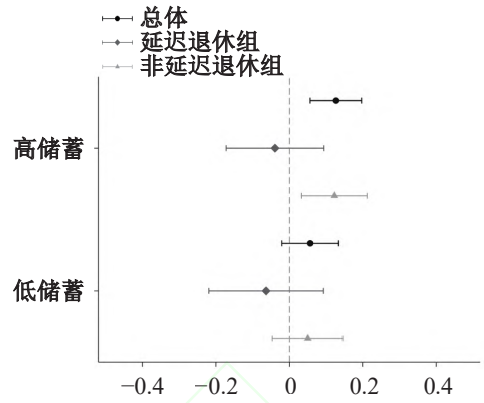


图 9　区分家庭储蓄水平的回归结果

（三）社会保障的异质性

一方面，养老金作为个体退休后的福利收入，是否参与养老保险在一定程度上会影响家庭的消费决策（田玲和刘章艳，2017）。本文根据个体在样本期内是否有参加养老保险或领取养老金进行分组，其中的养老保险或养老金包括政府机关和事业单位退休金、企业职工基本养老保险、企业补充养老保险、农村/城乡/城镇居民养老保险、商业养老保险、人寿保险以及征地养老保险等。图10展示了退休对不同参保状态群体消费影响的回归结果。结果显示，退休对消费的促进作用仅在参与了养老保险的群体中显著为正，这一模式在总体样本和非延迟退休子样本中均成立。而对于延迟退休群体，无论其是否参保，退休的影响均不显著。这表明养老保险所提供的稳定收入是非延迟退休群体在退休后能够提升消费的重要保障。这一结果印证了养老保险体系的重要性。

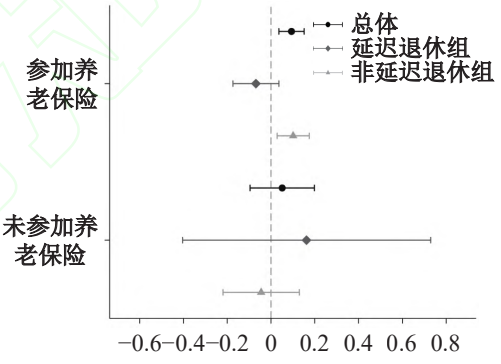


图 10　区分是否参加养老保险的回归结果

另一方面，随着年龄增长，老年群体可能会由于生理机能退化而面临健康问题，医疗保险作为补偿人们因疾病风险造成的经济损失而建立的一项社会保险制度，是否参与医疗保险可能对家庭消费水平具有一定影响。根据CHARLS调查问卷中“您本人目前是否参与了以下医疗保险”这一问题，若至少参与一种医疗保险项目，则取值为1，否则为0。图11的回归结果表明，退休对消费的促进作用集中于参与医疗保险的群体中，且这一效应主要由非延迟退休个体所驱动；而延迟退休行为对不同医疗保险参保状态下家庭的消费水平均未表现出显著影响。该结果印证了医疗保险的风险分担功能，即通过提供应对未来健康冲击的安全网，降低了家庭的预防性储蓄需求，从而使得非延迟退休群体能够更放心地增加当期消费。

（四）健康资本的异质性

健康作为影响中老年人经济行为与生活质量的核心人力资本，其状况好坏同样可能影响退休对消费的影响（麦东仁等，2025）。为此，本文以个体是否至少被诊断出一种慢性病作为衡量其健康状况的代理变量，进行了分组检验。图12报告了对应的回归结果。结果表明，退休行为和非延迟退休行为均显著提升了健康状况较差家庭的消费水平，而对健康家庭的消费影响则不显著。相比之下，延迟退休行为在不同健康状况下均未表现出显著的消费效应。原因可能在于，健康状况较差的个体在退休后面临更高的医疗和健康管理需求，退休所释放的时间也可能使相关支出得到进一步释放[①]。

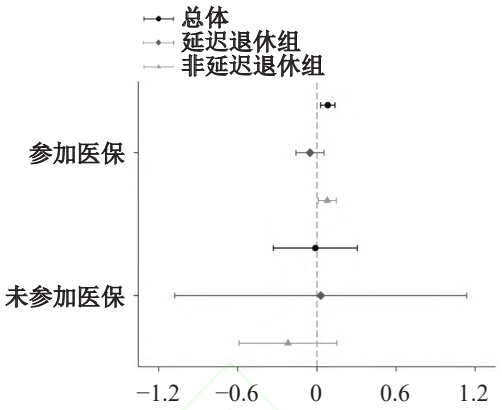


图 11　区分是否参加医疗保险的回归结果

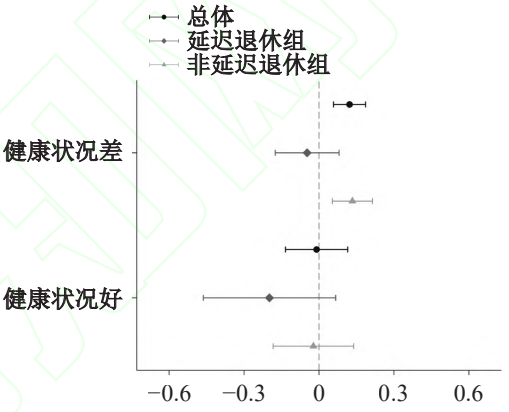


图 12　区分健康状况的回归结果

七、结论与政策启示

在提振消费、扩大内需的关键时期，深入理解退休对消费的真实影响，并厘清“退休—消费之谜”的中国答案具有重要的理论与现实意义。基于2011—2020年CHARLS数据，本文对劳动者的退休选择与家庭消费间的关系及其作用机制进行了实证研究，得到如下研究结论：首先，退休能够显著提高家庭消费，这一增长主要来源于非延迟退休群体，其退休行为能够显著提升家庭消费；对于延迟退休群体而言，退休对于消费的影响则不显著。一系列稳健性检验均证实了这一核心结论的可靠性。进一步地，基于内生转换模型的估计结果表明，延迟退休可能对消费形成抑制作用，而非延迟退休则显著提升了家庭消费支出。该处理效应从反事实视角支持了退休行为对消费的影响存在异质性的主结论。其次，在消费结构上，由非延迟退休引致的消费增长主要来源于日常型消费的扩张，其对发展型与享受型消费的促进作用并不明显。再次，机制分析表明，退休后的消费变化与资源基础和时间配置的调整有关。非延迟退休群体的消费增长主要集中于退休后仍继续参与劳动的“退而不休”群体，该群体的养老金收入和储蓄水平显著提高；同时，退休显著减少个体工作时间并提高社会参与概率，说明退休后的资源条件和时间配置变化可能为家庭消费增长提供相应支撑。最后，异质性分析表明退休的消费促进作用在非机关事业单位、低收入、高储蓄、社会保障参与度较高以及健康状况相对较差的群体中表现得更为明显。

基于上述研究结论，本文的研究具有如下政策启示：第一，应完善渐进式延迟退休改革的配套政策，更加重视退休时点调整对家庭收入、消费与生活安排的影响。退休不仅意味着劳动

①为检验健康状况较差群体的消费增长是否主要由医疗支出增加所驱动，本文进一步将非延迟退休群体的家庭消费分解为医疗支出和非医疗支出。结果显示，在至少患有一种慢性病的群体中，退休后医疗支出和非医疗支出均显著增加，表明该群体的消费增长并非完全由医疗费用的被动增加所致。结果留存备索。

状态的转换，也会改变家庭收入来源、时间配置和消费安排。因此，在推进渐进式延迟退休改革过程中，应加强退休政策与养老保障、就业支持及消费政策之间的协调，完善更具弹性的退休制度安排，充分考虑不同劳动者在职业特征、健康状况和家庭责任等方面的差异。同时，加强对退休前后家庭收入和消费状况的动态监测，及时评估退休年龄调整可能带来的家庭经济影响，为退休年龄政策的持续完善提供更加全面的依据。

第二，应完善退休后就业与社会参与支持，构建兼顾老年人力资源发展与生活需求的支持性环境。政府应健全更具弹性的退休及再就业政策，减少老年人重返劳动力市场的制度性障碍，为具有就业意愿和劳动能力的退休人员提供更多选择。可通过引导雇主开发适合老年劳动者的灵活工作岗位，增加兼职、弹性工时和灵活就业机会，并健全劳动报酬、职业伤害和劳动权益保障，使有意愿继续工作的老年人能够保持适度的劳动参与和收入来源。同时，应关注退休后劳动时间减少所带来的生活方式变化，完善社区养老、文化休闲、健康服务和社会参与等公共服务供给，为老年人参与社区活动、文体活动和家庭生活创造便利条件。

第三，应健全分层分类的养老保障与消费支持体系，提高政策对不同老年群体的适配性。首先，关注不同单位类型劳动者退休后的保障需求，强化养老保险待遇衔接和退休服务保障，提高不同就业群体退休保障的连续性和服务可及性。其次，根据老年家庭的经济基础实施差异化支持，对于收入水平较低、经济承受能力较弱的家庭，应强化基本养老保障和社会救助的托底作用；对于具有一定储蓄和资产积累的家庭，则应通过稳定养老、医疗和长期照护预期，降低未来支出的不确定性，为合理释放消费需求创造条件。再次，进一步扩大社会保险覆盖范围，稳步提高保障水平，优化缴费、待遇确定和转移接续机制，增强养老保障制度的稳定性与可预期性，缓解未来养老风险引致的预防性储蓄动机。最后，加强养老保障与健康保障政策的协同，完善基本医疗保险、长期护理保险和老年健康服务体系，减轻疾病治疗、康复和长期照护等刚性支出压力，降低健康风险对家庭消费能力和消费预期的影响。

主要参考文献

[1]董泽瑞, 张霖杰, 范秀成. 老年消费者行为: 研究述评与展望[J]. 外国经济与管理, 2026, 48(7): 41-63.

[2]范宪伟. 退休与家庭消费行为——兼论“退休消费之谜”[J]. 宏观经济研究, 2020, (10): 126-136.

[3]封进, 艾静怡, 刘芳. 退休年龄制度的代际影响——基于子代生育时间选择的研究[J]. 经济研究, 2020, 55(9): 106-121.

[4]封进, 胡岩. 中国城镇劳动力提前退休行为的研究[J]. 中国人口科学, 2008, (4): 88-94,96.

[5]付明卫, 徐文慧. 城镇职工退休对医疗服务利用和医药费用的影响[J]. 经济研究, 2023, 58(2): 141-157.

[6]何兴强, 杨锐锋. 房价收入比与家庭消费——基于房产财富效应的视角[J]. 经济研究, 2019, 54(12): 102-117.

[7]黄乾, 方守林. 延迟退休年龄对居民收入分配的影响——基于异质性代理人的分析[J]. 人口与经济, 2022, (4): 30-41.

[8]黄炜, 任昶宇, 周羿. 退休制度、劳动供给与收入消费动态[J]. 经济研究, 2023, 58(1): 141-157.

[9]江河, 黄岩朔, 王子成. 居家社区养老服务改革试点对银发消费的影响研究[J]. 人口与经济, 2025, (5): 14-30.

[10]李昂, 申曙光. 社会养老保险与退休年龄选择——基于CFPS2010的微观经验证据[J]. 经济理论与经济管理, 2017, (9): 55-70.

[11]李宏彬, 施新政, 吴斌珍. 中国居民退休前后的消费行为研究[J]. 经济学(季刊), 2015, 14(1): 117-134.

[12]刘生龙, 郎晓娟. 退休对中国老年人口身体健康和心理健康的影响[J]. 人口研究, 2017, 41(5): 74-88.

[13]刘子兰, 宋泽. 中国城市居民退休消费困境研究[J]. 中国人口科学, 2013, (3): 94-103,128.

[14]麦东仁, 胡天霖, 龚六堂. 健康状况与老年人消费偏好: 理论分析与经验证据[J]. 世界经济, 2025, 48(5): 192-221.

[15]石贝贝. 我国城乡老年人口消费的实证研究——兼论“退休—消费之谜”[J]. 人口研究, 2017, 41(3): 53-64.

[16]田玲, 刘章艳. 基本养老保险能有效缓解居民消费压力感知吗?——基于中国综合社会调查(CGSS)的经验证据[J]. 中国软科学, 2017, (1): 31-40.

[17]王丽莉, 乔雪. 放松计划生育、延迟退休与中国劳动力供给[J]. 世界经济, 2018, 41(10): 150-169.

[18]王天宇, 邱牧远, 杨澄宇. 延迟退休、就业与福利[J]. 世界经济, 2016, 39(8): 69−93.
[19]汪伟, 靳文惠. 人口老龄化、养老保险制度设计与收入不平等的动态演化[J]. 世界经济, 2022, 45(2): 137−161.
[20]汪伟, 王文鹏. 预期寿命、人力资本与提前退休行为[J]. 经济研究, 2021, 56(9): 90−106.
[21]王新军, 郑超. 退休政策对中国居民消费及主观福利的影响[J]. 山东大学学报(哲学社会科学版), 2020, (2): 117−131.
[22]杨华磊, 吴远洋, 沈盈希, 等. 延迟退休、劳动人口负担与主观福利[J]. 贵州财经大学学报, 2020, (4): 69−77.
[23]阳义南. 基本养老保险制度激励提前退休的实证研究[J]. 财贸研究, 2013, 24(3): 91−98.
[24]阳义南, 才国伟. 推迟退休年龄和延迟领取基本养老金年龄可行吗——来自广东省在职职工预期退休年龄的经验证据[J]. 财贸经济, 2012, (10): 111−122.
[25]杨赞, 赵丽清, 陈杰. 中国城镇老年家庭的消费行为特征研究[J]. 统计研究, 2013, 30(12): 83−88.
[26]尹志超, 仇化, 潘学峰. 住房财富对中国城镇家庭消费的影响[J]. 金融研究, 2021, (2): 114−132.
[27]于文广, 任文昌, 王琦, 等. 职工视角下基于养老金财富衡量标准的我国最优退休年龄[J]. 中国软科学, 2021, (3): 53−63.
[28]于新亮, 郭文光, 李倩, 等. 多层次养老保障体系、延迟退休与养老金可持续性[J]. 财经研究, 2023, 49(9): 34−48.
[29]原新, 陈友华, 李志宏, 等. 大力发展银发经济, 助力中国式现代化——“实现银发经济高质量发展”跨学科专家笔谈[J/OL]. 人口与经济, https://link.cnki.net/urlid/11.1115.f.20241105.1119.002, 2024-11-05.
[30]张川川. 城镇职工退休后就业行为: 基本事实和影响因素[J]. 劳动经济研究, 2015, 3(3): 106−127.
[31]张帅, 侯鑫彧, 巴曙松. 银行资金存管、声誉信号与P2P平台生存状况——来自微观数据的证据[J]. 经济学(季刊), 2022, 22(6): 1977−2000.
[32]张艳, 杨德才. 延迟退休对居民消费的影响——一个包含遗赠动机的模型[J]. 中央财经大学学报, 2021, (8): 74−84.
[33]张熠. 内生退休年龄研究前沿[J]. 经济学动态, 2015, (3): 90−103.
[34]赵昕东, 王昊. 退休对家庭消费的影响——基于模糊断点回归设计[J]. 武汉大学学报(哲学社会科学版), 2018, 71(1): 167−174.
[35]郑超, 王新军. 退休冲击与城镇居民家庭消费——基于断点回归设计的实证研究[J]. 当代财经, 2020, (8): 15−27.
[36]朱铭来, 申宇鹏, 康琢. 延迟退休意愿、医疗服务利用与健康收益[J]. 经济学(季刊), 2024, 24(1): 84−100.
[37]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.
[38]Agarwal S, Pan J, Qian W L. The composition effect of consumption around retirement: Evidence from Singapore[J]. American Economic Review, 2015, 105(5): 426−431.
[39]Aguiar M, Hurst E. Consumption versus expenditure[J]. Journal of Political Economy, 2005, 113(5): 919−948.
[40]Battistin E, Brugiavini A, Rettore E, et al. The retirement consumption puzzle: Evidence from a regression discontinuity approach[J]. The American Economic Review, 2009, 99(5): 2209−2226.
[41]Brown K M, Laschever R A. When they’re sixty-four: Peer effects and the timing of retirement[J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2012, 4(3): 90−115.
[42]Durlauf S N. Statistical mechanics approaches to socioeconomic behavior[A]. Arthur W B. The economy as an evolving complex system II[M]. Boca Raton: CRC Press, 1997.
[43]Fisher J D, Johnson D S, Marchand J, et al. The retirement consumption conundrum: Evidence from a consumption survey[J]. Economics Letters, 2008, 99(3): 482−485.
[44]Giesecke M, Jäger P. Pension incentives and labor supply: Evidence from the introduction of universal old-age assistance in the UK[J]. Journal of Public Economics, 2021, 203: 104516.
[45]Giles J, Lei X Y, Wang G W, et al. One country, two systems: Evidence on retirement patterns in China[J]. Journal of Pension Economics and Finance, 2023, 22(2): 188−210.
[46]Gross D B, Souleles N S. Do liquidity constraints and interest rates matter for consumer behavior? Evidence from credit card data[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2002, 117(1): 149−185.
[47]Haider S J, Stephens Jr M. Is there a retirement-consumption puzzle? Evidence using subjective retirement expectations[J]. The Review of Economics and Statistics, 2007, 89(2): 247−264.
[48]Hazan M. Longevity and lifetime labor supply: Evidence and implications[J]. Econometrica, 2009, 77(6): 1829−1863.
[49]Hernæs E, Markussen S, Piggott J, et al. Pension reform and labor supply[J]. Journal of Public Economics, 2016, 142: 39−55.
[50]Hurd M, Rohwedder S. The retirement-consumption puzzle: Anticipated and actual declines in spending at retirement[R]. Working Paper 9586, National Bureau of Economic Research, 2003.

[51]Keynes J M. The general theory of employment, interest, and money[M]. London: Macmillan, 1936.
[52]Kolsrud J, Landais C, Reck D, et al. Retirement consumption and pension design[J]. American Economic Review, 2024, 114(1): 89−133.
[53]Li H B, Shi X Z, Wu B Z. The retirement consumption puzzle in China[J]. American Economic Review, 2015, 105(5): 437−441.
[54]Lokshin M, Sajaia Z. Maximum likelihood estimation of endogenous switching regression models[J]. The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata, 2004, 4(3): 282−289.
[55]Olafsson A, Pagel M. The retirement-consumption puzzle: New evidence from personal finances[R]. Working Paper 24405, National Bureau of Economic Research, 2018.
[56]Skinner J. Are you sure you're saving enough for retirement?[J]. The Journal of Economic Perspectives, 2007, 21(3): 59−80.
[57]Zhang Y, Salm M, van Soest A. The effect of retirement on healthcare utilization: Evidence from China[J]. Journal of Health Economics, 2018, 62: 165−177.

Can Retirement Really Boost Consumption? A Reexamination of the Retirement-Consumption Puzzle

Weiwei Zheng[1], Mengxuan Wu[2], Wei Wang[2]
(1. *Institute of Economics*, *Shanghai Academy of Social Sciences*, *Shanghai* 200020, *China*; 2. *School of Public Administration and Policy*, *Shanghai University of Finance and Economics*, *Shanghai* 200433, *China*)

Abstract: Boosting household consumption has become a key policy priority for addressing insufficient domestic demand. Using microdata from the China Health and Retirement Longitudinal Study (CHARLS), this paper systematically examines the effects of retirement on household consumption, the underlying mechanisms, and heterogeneous responses, with particular attention to differences across retirement-timing groups. The results show substantial heterogeneity in the consumption effects of retirement. Household consumption increases significantly after retirement among individuals who retire at or before the statutory retirement age, whereas no statistically significant change is observed among those who delay retirement. The consumption-structure analysis shows that the increase is concentrated mainly in daily consumption, with no significant changes in developmental or enjoyment-oriented consumption. Further analysis indicates that, among the non-delayed retirement group, the increase in consumption is concentrated among retirees who continue to work, whose pension income and savings rise significantly after retirement. Retirement also significantly reduces working hours and increases social participation. Heterogeneity analysis further shows that the consumption-enhancing effect of retirement is more pronounced among individuals previously employed outside government agencies and public institutions, as well as among those with lower incomes, higher savings, greater social security participation, and relatively poorer health. These findings provide new empirical evidence for understanding the "retirement-consumption puzzle" and offer policy implications for improving the retirement system and expanding domestic demand.

Key words: retirement system; delay retirement; working after retirement; retirement-consumption puzzle

(责任编辑:王舒宁)