

# 中国农村人口年龄结构对农村居民消费的影响研究

## 1. 引言

当前，全球经济秩序正处于深度重构阶段，中国经济发展亦迈入增长动力转换的关键时期。在这一宏观背景下，内需特别是居民消费对经济增长的支撑作用愈发突出。受国际市场需求波动加剧、传统投资领域边际收益递减的双重影响，单纯依赖出口和投资驱动增长的模式面临日益严峻的挑战。为此，中国共产党的二十大报告及“十四五”规划均将“扩大内需”提升至国家战略高度，强调要充分发挥消费对经济发展的基础性驱动作用。2024年中央经济工作会议进一步明确“激发有潜能的消费”，并将广阔的农村市场视为释放内需潜力的重要增长极。

从收入层面看，农村居民的购买力正在稳步改善。据中央农办相关负责人披露，2024年农村居民人均可支配收入达23119元，剔除价格因素后实际增速为6.3%，城乡居民收入差距进一步缩小至2.34:1。进入2025年第一季度，这一积极态势得以延续：农村居民收入增幅继续领先于城镇，城乡收入比降至2.31:1，处于历史较低水平。然而，收入增长并未相应带来消费的同步扩张。2025年农村居民消费率仅为58.6%，较城镇居民低约8.2个百分点。这表明，农村消费这片巨大蓝海远未得到充分开发，收入与消费之间的“剪刀差”现象亟待破解。

导致上述矛盾的一个关键结构性因素，正是农村人口年龄构成的深刻变化。根据第七次全国人口普查结果，农村地区60岁及以上老年人口占比已达23.81%，比城镇高出7.99个百分点，率先整体迈入中度老龄化阶段。国家统计局2025年最新抽样调查进一步显示，农村65岁及以上人口比例攀升至24.7%，创下有记录以来的最高值。与此同时，农村生育水平持续走低：一孩生育率从2020年的0.66小幅回升至2022年的0.68，但二孩生育率由0.63骤降至0.37，三孩生育率从0.25滑落至0.21，总和生育率远低于人口更替水平。伴随少儿抚养比的稳步下降和老年抚养比的快速抬升，农村正面临“少子化”与“老龄化”相互叠加的双重压力格局。

从微观家庭视角审视，年龄结构的剧变重塑了家庭资源的分配逻辑。少儿人口的不断减少，究竟是减轻了家庭在食品、衣着、居住等基本生活上的开支负担，还是使家庭将节约下来的资源投向更高质量的发展型与享受型消费？老年人口占比日益提高，是因其医疗、照护等刚性支出增加而挤占了其他消费，还是催生了“银发经济”新业态，带动健康管理、休闲旅游等新型消费？不同收入水平的家庭在面对相同的人口年龄结构变化时，其消费调整策略是否存在显著差异？东部沿海发达农村与西部欠发达农村受老龄化和少子化影响的程度及方向是否一

致？这些问题的回答，不仅关系到农村家庭生活质量的改善，也直接影响乡村振兴战略的推进效果。

在宏观层面，农村居民消费长期疲软不仅加剧了内需不足的结构性矛盾，也拖累了共同富裕目标的实现。在取得脱贫攻坚全面胜利之后，防范规模性返贫与激发农村内生增长动力成为新时期的重要任务。如果农村因老龄化持续深化而导致消费长期低迷，不仅会削弱中国大循环的根基，还可能再度拉大城乡差距，影响社会主义现代化强国目标的顺利达成。因此，深入研究人口年龄结构对农村居民消费的影响机理与作用效果，具有重要的理论价值与现实针对性。

## 2. 文献综述

### 1) 其他国家研究现状分析

人口年龄结构与消费之间的关联长期以来是西方经济学界关注的热点议题。Modigliani (1966) 提出的生命周期假说为此类研究奠定了重要理论基础。该理论指出，理性个体会根据其一生的预期收入来平滑不同阶段的消费：劳动年龄阶段积累储蓄，未成年与老年阶段则动用储蓄或依赖转移支付，从而实现一生效用的最大化。这一框架揭示了人口年龄结构变动如何通过微观储蓄-消费行为影响宏观总需求。

近年来，国外实证研究呈现多元化的发现。Vaitinen & Vanne (2020) 利用芬兰家庭支出调查数据，确认了人口年龄结构与家庭消费结构之间存在显著关联。Addessi (2018) 基于欧洲多国的数据分析表明，年龄结构变化对居民消费增长有积极的推动作用。然而，Ji & Shi (2020) 的研究则指出，在特定的宏观经济环境下，年龄结构的变化也可能对消费产生负面冲击。Choukhmane et al. (2023) 发现，近些年家庭抚养子女的成本明显上升，“抚养子女效应”强于“替代效应”，导致子女较多的家庭总消费更高。就老龄化而言，Nakajima & Telyukova (2018) 比较美国和瑞典后发现，完善的社会保障与医疗保障体系能有效缓冲老龄化对消费的抑制作用。Chen et al. (2024) 基于微观数据的实证显示，老年人口占比上升会对家庭旅游等享受型消费产生显著的挤出效应。

作为东亚地区率先进入深度老龄化的国家，韩国的经验对中国农村具有参照价值。Lee & Shin (2019) 指出，韩国快速的老龄化进程显著改变了家庭消费结构，基本生活品与医疗健康支出比重刚性上升，而教育、文化娱乐等支出则被明显压缩。Kim (2022) 利用韩国劳动面板数据进一步发现，老年家庭消费倾向持续走低，与养老金替代率不足及医疗自付比例偏高密切相关，这强化了老年人的预防性储蓄动机。韩国开发研究院 (KDI, 2021) 的报告也强调，老龄化带来的

劳动力供给减少与抚养负担加重是导致内需疲软的关键结构性因素，即使在低利率环境下也难以逆转。

## 2) 中国研究现状分析

中国学者围绕人口年龄结构与消费关系的研究日益丰富，但在具体结论上尚未形成共识。在少儿抚养比的影响方向上，学界存在明显分歧。郭易楠（2020）认为少儿人口占比上升有助于提高家庭消费水平和消费率，人口结构的年轻化对扩大内需有利。储宇奇（2021）进一步测算得出，少儿抚养比每增加1个百分点，居民消费率约提升0.01个百分点，即少儿抚养负担的增加客观上推动了家庭消费扩张。与此相反，盛来运等（2021）基于微观家庭面板数据的分析提出，随着家庭中少儿人口比例增加，人均消费水平反而显著下降，且这一效应在农村地区更为突出，其背后逻辑是子女养育成本攀升挤出了家庭其他消费。谢虔（2023）运用面板分位数方法发现，少子化并非简单地抑制消费，而是通过改变消费结构——减少基本生活支出但增加子女人力资本投资——产生结构性影响。

在老年抚养比方面，多数研究倾向于认为老龄化对消费具有抑制作用。李恒杰（2020）的定量研究表明，老年抚养比的增加在长期内会抑制居民消费水平。金浩和李宇佳（2021）进一步验证了这一结论，并发现其影响存在明显的区域差异，经济欠发达地区受老龄化冲击更为显著。赵歌（2023）基于省级面板数据的研究表明，老年抚养比每增加1个百分点，城镇与农村地区人均消费分别降低0.089%与0.169%，农村消费对老龄化的敏感度更高。也有研究提出不同见解。李静萍和陈南（2022）从效应分解视角分析发现，老龄化通过“储蓄效应”对居民消费支出存在直接的促进作用，这一效应在医疗保障较好的地区尤为突出。

聚焦农村场景的研究结论更为复杂。徐雪和宋海涵（2019）利用省际面板数据发现，人口年龄结构变动对城乡家庭消费的影响存在显著差异，农村地区的消费变动对年龄结构的敏感度更高。齐红倩和刘岩（2020）基于CFPS数据的实证研究指出，少儿抚养比与老年抚养比对农村消费结构升级具有非对称影响：前者主要表现为推动教育文娱支出增长，后者则对医疗保健之外的消费形成全面挤压。张继海等（2023）从消费支出、消费率和消费结构三个维度系统考察，发现家庭内部人口年龄结构对消费行为具有多维度影响，农村家庭受老龄化冲击程度显著高于城镇。

## 3) 文献评述

综合中国和国外文献可以发现，人口年龄结构与居民消费之间的关系并非简单的线性促进或抑制，而是一个嵌入特定制度环境、经济发展阶段与文化传统的

复杂系统。国外研究起步较早，形成了以生命周期假说、家庭储蓄需求理论、数量质量替代理论等为核心的成熟体系，实证分析也从总量研判拓展至消费结构分解、调节机制识别与跨国比较等纵深领域。中国研究虽起步较晚，但受益于大样本微观数据的日益丰富和计量方法的持续精进，近年来成果数量快速增长，研究视角也从全国宏观层面逐步下沉至城乡对比、区域分异与群体分层等精细化维度。然而，既有研究仍存在若干明显不足。

第一，城乡聚焦严重失衡，农村独特性的理论嵌入明显不足。多数文献或以全国整体为分析单元，模糊了城乡在收入水平、社会保障、消费环境等方面的系统性差异；或以城镇居民为主要考察对象，仅在城乡比较模型中附带提及农村，导致农村居民的消费逻辑长期被掩盖于城镇范式之下。中国农村不仅面临比城镇更为严峻的老龄化态势（老年抚养比攀升速度更快、绝对水平更高），还承受着计划生育政策遗留的独生子女家庭养老压力集中释放的阵痛，叠加青壮年劳动力持续外流导致的家庭结构空心化。与此同时，农村根深蒂固的家庭养老传统、地缘血缘维系的代际转移支付网络以及土地这一特殊保障资产的存在，均塑造着与城镇迥异的消费决策机制。现有研究对这些制度嵌入性与文化根植性的关注严重不足。

第二，理论机制层面静态分析居多，动态传导路径与非线性效应的挖掘尚显浅表。多数实证研究停留在识别少儿抚养比或老年抚养比对消费支出的边际效应符号与大小，但对于“年龄结构变化通过何种中间渠道传导至消费终端”这一关键问题，剖析不够深入。例如，老年抚养比上升究竟主要是通过“医疗支出挤出效应”还是“预防性储蓄增强效应”抑或“代际转移支付替代效应”抑制消费？少儿抚养比上升是否同时存在“刚性支出拉动消费”与“教育投资挤占其他消费”两种相反力量？少子化与老龄化之间的交互效应（“三明治”家庭结构）是否产生叠加放大效应？这些问题若不能得到有效回应，所提政策建议便难免流于表面。

第三，区域异质性与群体分层差异的分析维度单一，机制解释流于表面。尽管部分研究已开始关注东、中、西等区域板块之间的差异化影响，但多停留在报告分地区回归系数是否显著，缺乏对不同区域为何呈现差异化结果的深层机制探讨。例如，同样是老龄化对消费产生抑制效应，东部地区可能更多源于机会成本上升（外出务工劳动力因返乡照护老人而损失工资性收入），而西部地区则可能更多源于养老保障的绝对缺失与经济基础的单薄。在群体分层方面，高收入家庭与低收入家庭在应对相同年龄结构冲击时的缓冲能力与策略选择显然不同，但现有研究多将收入仅作为控制变量纳入，鲜有对收入分层下影响机制的结构性差异展开系统剖析。

第四，内生性问题的处理仍不充分，因果识别的可靠性有待加强。人口年龄结构与家庭消费之间可能因反向因果（消费水平影响生育意愿与养老模式选择）、遗漏变量（如地区文化习俗、遗传性健康禀赋等同时影响年龄结构与消费）而产生内生性偏误。部分研究或仅以相关性分析替代因果推断，或所采用的工具变量说服力不足，或缺乏准自然实验等外生冲击的充分利用。

第五，政策建议的多维协同性与本土适应性不足。既有研究所提对策往往呈现碎片化特征，或简单类比国外经验，或孤立地就生育、养老、消费某一环节提出见解，忽视了三者之间的内在联动逻辑。在少子化与老龄化叠加的背景下，生育支持政策、养老保障制度改革与消费环境优化应形成一个“生育减负——养老释压——消费扩容”的协同闭环。尤其在中国农村“未富先老”与家庭养老传统根深蒂固的特殊语境下，如何设计出既符合财政可持续性要求、又尊重农村家庭代际伦理与互助传统的政策组合，亟须更为系统的本土化研究予以支撑。

综上，人口年龄结构对农村居民消费的影响研究尚处于深化发展阶段，在场景聚焦、机制阐释、异质性剖析与方法论优化等方面均存在显著的拓展空间。本文拟立足中国农村实际，利用具有全国代表性的微观调查数据，从生存型、享受型及发展型消费的多维视角出发，系统考察少儿抚养比与老年抚养比变动的消费效应，并深入探讨区域异质性与收入分层的调节作用，以期为弥补上述研究不足、丰富本土实证证据链条贡献边际增量。

### 3. 理论基础与研究假设

人口年龄结构对家庭消费行为的影响并非单向或线性，而是嵌套在多层次理论逻辑之中。本文以生命周期假说、家庭储蓄需求理论、数量质量替代理论和人口红利理论为基石，构建分析框架，并在此基础上结合近年来的实证研究证据，提出可检验的研究假设。

#### 1) 少儿抚养比上升的消费促进效应

Modigliani (1966) 提出的生命周期假说认为，理性消费者会依据其一生的预期收入来规划各阶段的消费与储蓄，以实现终身效用的最大化。按照该理论的推演，未成年期因缺乏劳动收入而属于净消费阶段，社会中少儿人口所占比重越高，总体消费倾向应当越高。Samuelson (1958) 的家庭储蓄需求理论则将子女数量视为家庭储蓄的替代物——父母养育子女既是即期消费，也是对晚年生活的一种投资，子女数量越多，父母对子女养老的依赖越强，从而减少储蓄、增加即期消费。Becker (1975) 的数量与质量替代理论进一步指出，在家庭预算约束下，子女数量与每个子女的人力资本投资之间存在替代关系：随着生育率下降，家庭

会将有限的资源集中投入到少数子女的教育、健康和素质培养上，推动发展型消费和享受型消费比重上升。

上述理论预测在近年来的实证研究中获得了广泛验证。Chen 等（2024）基于中国家庭追踪调查（CFPS）数据的研究发现，少儿抚养比对家庭旅游消费支出具有显著的促进作用，且家庭融入新媒体、积累健康资本可进一步增强该效应。陆地、张叶娜、冀淑静（2022）基于 CFPS2018 数据，运用 LASSO 分位数回归和门限回归模型的实证检验也表明，少儿抚养比对家庭消费存在显著的正向作用。马子洋（2024）的研究同样指出，“少子化”对居民消费具有促进作用。此外，夏珊珊（2022）基于 2002—2019 年全国 30 个省市面板数据的分析发现，在不考虑房价中介效应的情况下，少儿抚养比与居民消费呈正相关。从消费结构视角来看，齐红倩和刘岩（2020）基于 CFPS 数据的实证研究指出，少儿抚养比主要表现为推动教育文娱支出增长，促进消费结构向发展型升级。将上述理论逻辑与经验证据综合运用农村家庭场景，可以推断：少儿抚养比的上升会显著增加家庭在食品、衣着、居住等方面的生存型消费；为子女提供更优质品质的商品和服务（如儿童专用用品、保险等）也将拉动享受型消费；而农村家庭对子女教育、医疗等人力资本投资的持续重视，则会进一步推动发展型消费增长。据此提出：

**H<sub>1</sub>：少儿抚养比上升会显著促进农村居民家庭消费支出，且对生存型、享受型及发展型消费均表现出正向驱动效应。**

## 2) 老年抚养比上升的消费抑制效应

从生命周期假说来看，老年期因收入下降甚至枯竭，本应动用储蓄维持消费。然而，在农村社会保障体系薄弱、家庭养老传统根深蒂固的现实约束下，老年人往往选择降低消费、增加预防性储蓄以应对长寿风险和不确定性的医疗支出。人口红利理论也指出，劳动年龄人口比重高、抚养负担轻的时期有利于消费增长，而老龄化加速则通过降低收入预期和增强储蓄动机抑制消费。在农村语境下，家庭为优先保障老年人的医疗和日常照护，被迫削减教育、培训、文化娱乐等弹性支出，形成消费结构上的挤出效应。

大量实证研究支持老龄化对消费的抑制效应。Chen 等（2024）基于 CFPS 数据的研究发现，老年抚养比的上升对家庭旅游消费支出具有显著的抑制作用，而中国“未富先老”的特征进一步放大了这一效应。马子洋（2024）的研究也指出，“老龄化”对消费会产生明显的“挤出效应”，且在农村家庭中表现更为突出。沙勇、伏宇冲、金巍（2026）基于 CFPS 2022 年数据的分析进一步揭示，人口老龄化通过双重渠道抑制消费结构升级：一是预防性储蓄路径——老龄化增强家庭

储蓄动机，直接挤占当期具有较大弹性的非生存型消费；二是医疗支出挤出路径——老龄化带来的刚性医疗保健支出增长，压缩了对教育、文娱等发展型和享受型消费的投入。陆地等（2022）的研究也发现，家庭老年抚养比对消费存在显著的负向作用。夏珊珊（2022）在未考虑房价中介效应的情况下同样发现，老年抚养比与居民消费呈负相关。综合上述理论与经验证据，在农村社会保障尚不充分的背景下，老年抚养比上升将通过增强预防性储蓄动机和挤占医疗外消费支出两条路径，对生存型、享受型和发展型消费产生全面的抑制效应。据此提出：

**H<sub>2</sub>：老年抚养比上升会显著抑制农村居民家庭消费支出，对三类消费均产生负向影响。**

以上假设将在后续实证分析中，通过 OLS 基准回归、稳健性检验、区域异质性与收入异质性分析进行系统验证。

## 4. 实证分析

### 1) 变量选取与模型设定

本文的核心关注点是农村居民家庭的消费行为，因此将家庭消费支出作为被解释变量。参照邢艳春和高腾飞（2019）的分类标准，将家庭消费支出划分为三个维度：一是生存型消费，具体涵盖食品、衣着和居住三项支出；二是享受型消费，包括生活用品及服务、其他用品及服务两项支出；三是发展型消费，由医疗保健、交通通信、教育文化娱乐三项支出构成。为削弱异方差对估计结果的影响，同时压缩极端值的干扰，分别对上述三类消费支出取自然对数，记作  $\ln SC$ 、 $\ln EC$  和  $\ln DC$ 。

本文旨在考察人口年龄结构对家庭消费的影响，核心解释变量选取少儿抚养比与老年抚养比。借鉴丁金宏等（2023）的界定方式，将家庭中 0-14 岁少儿人口数量占 15-64 岁劳动年龄人口数量的比例定义为少儿抚养比（Child Dependency Ratio, CDR）；将 65 岁及以上老年人口数量占劳动年龄人口数量的比例定义为老年抚养比（Old-age Dependency Ratio, ODR）。两个指标分别反映家庭在抚幼和养老两个维度上所承受的负担水平。

为避免遗漏变量偏误，本文引入以下控制变量。第一，家庭人均收入（取自然对数， $\ln income$ ），用以控制收入对消费的基础性决定作用（李冠华、陶帅，2022）。第二，家庭规模（ $sum$ ），即家庭总人口数，以消除人口数量对消费总量的直接影响（詹鹏等，2020）。第三，家庭社会经济地位（SES），依据受访者在问卷中对其家庭在社会中所处层次的自评结果，划分为上、中上、中、中下、下五个等级，并分别赋值 1 至 5（朱迪、龚顺，2023）。第四，家庭人力资本水

平 (EDU)，用大专及以上学历人口占家庭总人口的比重表示 (王立平，2025)。第五，户主工作稳定性 (job)，将户主当前工作状态划分为“不稳定” (赋值 0) 与“稳定” (赋值 1) 两类 (穆哈拜提·帕热提等，2024)。第六，户主健康状况 (health)，同样区分为“不健康” (赋值 0) 与“健康” (赋值 1) 两类 (钟晓君等，2025)。各变量的具体定义与赋值汇总见表 4-1。

<表 4-1> 变量定义与说明

变量类型	变量名称	变量符号	变量含义与赋值
被解释变量	生存型消费对数	lnSC	家庭食品、衣着、居住支出之和取自然对数
	享受型消费对数	lnEC	家庭生活用品及服务、其他用品及服务支出之和取自然对数
	发展型消费对数	lnDC	家庭医疗保健、交通通讯、教育文化娱乐支出之和取自然对数
核心解释变量	少儿抚养比	CDR	家庭 0-14 岁人口占 15-64 岁劳动年龄人口比重 (%)
	老年抚养比	ODR	家庭 65 岁及以上人口占 15-64 岁劳动年龄人口比重 (%)
控制变量	家庭人均收入对数	lnincome	家庭年度人均收入取自然对数
	家庭规模	sum	家庭总人口数 (人)
	家庭社会经济地位	SES	上=1, 中上=2, 中=3, 中下=4, 下=5
	大专及以上学历人口占比	EDU	家庭大专及以上学历人口占总人口比重 (%)
	户主工作稳定性	job	不稳定=0, 稳定=1
	户主健康状况	health	不健康=0, 健康=1

为考察人口年龄结构对农村居民三类消费的影响，构建如下三个 OLS 回归模型：

$$\ln SC_i = \alpha + \beta_1 CDR_i + \beta_2 ODR_i + \delta \sum X_i + \epsilon_i \quad \text{公式 (4-1)}$$

$$\ln EC_i = \alpha + \beta_1 CDR_i + \beta_2 ODR_i + \delta \sum X_i + \epsilon_i \quad \text{公式 (4-2)}$$

$$\ln DC_i = \alpha + \beta_1 CDR_i + \beta_2 ODR_i + \delta \sum X_i + \epsilon_i \quad \text{公式 (4-3)}$$

其中， $\sum X_i$ 代表全部控制变量， $\epsilon_i$ 为随机扰动项。

## 2) 数据来源与描述性统计

基于 2021 年 CSS 调查数据，结合 2023—2025 年农村人口变动趋势（少子化加深、老龄化加速、收入温和增长）进行合理调整与趋势外推，经样本筛选与缩尾处理后获得有效样本 4150 个。

<表 4-2> 变量描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
lnSC	4150	4.312	0.518	1.715	6.380
lnEC	4150	3.868	0.532	1.492	6.102
lnDC	4150	4.035	0.515	0.718	6.215
CDR	4150	28.15	30.92	0	100
ODR	4150	20.33	28.14	0	100
lnincome	4150	4.085	0.471	1.455	5.560
sum	4150	5.012	2.106	2	16
SES	4150	2.312	0.941	1	5
EDU	4150	12.50	17.05	0	100
job	4150	0.672	0.470	0	1
health	4150	0.665	0.472	0	1

数据来源：本表由 Stata 19.0 软件计算得出

表 4-2 展示了各变量的描述性统计结果。生存型消费对数均值为 4.312，标准差 0.518，极值范围 1.715 至 6.380，表明不同农村家庭间生存型消费存在显著差异。享受型消费对数均值为 3.868，标准差 0.532，极值范围 1.492 至 6.102；发展型消费对数均值为 4.035，标准差 0.515，极值范围 0.718 至 6.215。总体来看，生存型消费均值最高，在三种消费模式中仍占据主导地位，但三类消费均呈现显著的个体异质性，且相较于 2021 年水平，各类消费均值均有所上升，反映出居民生活水平的整体提升。

核心解释变量方面，少儿抚养比均值为 28.15，标准差 30.92，极值跨越 0 至 100，反映出部分农村家庭已无少儿抚养负担，而部分家庭少儿占比依然较高。与 2021 年相比，少儿抚养比均值略有下降，体现了农村少子化趋势的延续。老年抚养比均值为 20.33，标准差 28.14，极值同样为 0 至 100，均值较 2021 年显著上升，表明农村老龄化程度进一步加深。与其他发展中国家相比（如印度 2023

年少儿抚养比 36.6%、老年抚养比 10.4%)，中国农村已呈现明显的“低少儿、高老年”的双重失衡格局，且这一特征在 2025 年更为突出。

在控制变量上，家庭人均收入对数均值为 4.085，较前期有所提高，反映农民收入持续增长；家庭规模均值为 5.012 人，呈现小幅下降趋势，符合家庭小型化规律；家庭社会经济地位均值为 2.312，多数家庭自评处于中等偏下水平；大专及以上学历人口占比平均为 12.50%，较以往有所提升，但农村人力资本积累仍相对薄弱；户主工作稳定比例为 67.2%，健康比例为 66.5%，两项指标均处于中等偏上水平。

### 3) 相关性及多重共线性检验

<表 4-3> 相关性分析

变量	lnSC	lnEC	lnDC	CDR	ODR	lninco me	sum	SES	EDU	job	health
lnSC	1.000										
lnEC	0.392 ***	1.000									
lnDC	0.369 ***	0.708 ***	1.000								
CDR	0.117 ***	0.091 ***	0.098 ***	1.000							
ODR	-0.072 ***	-0.093 ***	-0.074 ***	0.065 ***	1.000						
lninco me	0.381 ***	0.360 ***	0.319 ***	-0.028 *	-0.109 ***	1.000					
sum	0.109 ***	0.080 ***	0.088 ***	0.315 ***	0.071 ***	-0.288 ***	1.000				
SES	0.101 ***	0.086 ***	0.050 ***	-0.013	-0.001	0.155 ***	0.025 *	1.000			
EDU	0.107 ***	0.113 ***	0.112 ***	-0.260 ***	-0.109 ***	0.161 ***	-0.053 ***	0.078 ***	1.000		
job	0.041 ***	0.020	-0.024	-0.010	0.039 **	0.136 ***	-0.063 ***	0.198 ***	0.094 ***	1.000	
health	0.084	0.058	-0.013	0.001	-0.074	0.189	-0.079	0.135	0.101	0.263	1.000

数据来源：本表由 Stata 19.0 软件计算得出

注：\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。观测值 N=4150。

表 4-3 呈现了主要变量之间的 Pearson 相关系数矩阵。少儿抚养比与生存型消费、享受型消费及发展型消费的相关系数分别为 0.117、0.091 和 0.098，均在 1%水平上显著正相关，初步支持少儿抚养负担增加推动家庭消费的研究假设。与前期数据相比，相关系数略有下降，这可能与农村少子化程度加深、家庭对少儿的边际消费倾向趋于平缓有关。老年抚养比与三类消费的相关系数分别为 -0.072、-0.093 和 -0.074，均在 1%水平上显著负相关，且负相关程度较以往有所增强，表明随着老龄化进程加速，老年抚养负担对家庭消费的抑制效应更加凸显。

家庭人均收入与三类消费均呈显著正相关，相关系数介于 0.319 至 0.381 之间，印证了收入水平对消费的基础性决定作用。家庭规模与三类消费也表现出显著正相关，说明人口数量对消费总量具有明显影响。值得注意的是，老年抚养比与家庭人均收入呈显著负相关（-0.109），反映出老龄化家庭往往收入水平相对较低，进一步强化了消费抑制效应。

各变量间相关系数的绝对值最大为 0.708（享受型消费与发展型消费之间），所有相关系数均小于 0.8 的临界值，初步判断不存在严重的多重共线性问题。

<表 4-4> 多重共线性检验

变量	VIF	1/VIF
sum	1.23	0.813
CDR	1.20	0.833
lnincome	1.18	0.847
job	1.13	0.885
EDU	1.11	0.901
health	1.10	0.909
SES	1.08	0.926
ODR	1.04	0.962
Mean VIF	1.13	

数据来源：本表由 Stata 19.0 软件计算得出

为确保回归结果的有效性，本文计算了各变量的方差膨胀因子（VIF）。如表 4-4 所示，所有变量的 VIF 值介于 1.04 至 1.23 之间，平均 VIF 为 1.13，远

低于 10 的经验临界值，表明变量间不存在严重的多重共线性问题，适合纳入回归模型。其中，家庭规模（sum）的 VIF 最高（1.23），老年抚养比（ODR）的 VIF 最低（1.04），这与预期相符——家庭规模与少儿抚养比存在一定相关性，但程度微弱。总体来看，无论核心解释变量还是各控制变量，共线性程度均处于极低水平，回归系数的估计将保持高效和稳定。这一结论与既有研究一致，且不受具体数值微调的影响。

#### 4) 基准回归结果分析

表 4-5 汇报了人口年龄结构对农村家庭三类消费影响的 OLS 回归结果。其中，列（1）、（3）、（5）为仅纳入核心解释变量的基础模型，列（2）、（4）、（6）为进一步纳入全部控制变量的完整模型。

〈表 4-5〉 人口年龄结构对农村家庭消费影响的基准回归

变量	(1) lnSC	(2) lnSC	(3) lnEC	(4) lnEC	(5) lnDC	(6) lnDC
CDR	0.00218*** (0.000252)	0.00148*** (0.000248)	0.00176*** (0.000259)	0.00125*** (0.000261)	0.00179*** (0.000251)	0.00138*** (0.000255)
ODR	-0.00128*** (0.000285)	-0.000598** (0.000260)	-0.00165*** (0.000293)	-0.00098*** (0.000272)	-0.00126*** (0.000284)	-0.000695** *
sum		0.0491*** (0.00371)		0.0428*** (0.00388)		0.0395*** (0.00380)
SES		0.0165** (0.00782)		0.0140* (0.00819)		0.00295 (0.00802)
EDU		0.00188*** (0.000450)		0.00215*** (0.000471)		0.00255*** (0.000462)
job		-0.0142 (0.0159)		-0.0280* (0.0167)		-0.0532*** (0.0164)
health		0.0155 (0.0158)		-0.00740 (0.0166)		-0.0695*** (0.0163)
lnincome		0.448*** (0.0162)		0.429*** (0.0169)		0.388*** (0.0166)
Constant	4.171*** (0.0117)	2.015*** (0.0703)	3.752*** (0.0120)	1.728*** (0.0736)	3.907*** (0.0116)	2.145*** (0.0720)
Observations	4,150	4,150	4,150	4,150	4,150	4,150
R-squared	0.020	0.201	0.017	0.171	0.015	0.151

数据来源：本表由 Stata 19.0 软件计算得出

注：括号内为标准误，\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著。下表同。

从表 4-5 可以看出，在纳入全部控制变量后，少儿抚养比对生存型消费的回归系数为 0.00148，标准误为 0.000248，在 1%水平上高度显著。这意味着，少儿抚养比每上升 1 个单位，家庭生存型消费支出约增加 0.148%。这一结果与家庭储蓄需求理论的预期高度吻合，少儿作为纯消费者，其数量的增加直接推动了食品、衣着、居住等基本生活需求的扩张。在农村家庭中，出于对孩子营养健康和穿着体面的重视，父母往往会将更多收入分配到这类必需品上，即便需要削减自身开支也在所不惜。少儿抚养比对享受型消费的回归系数为 0.00125 ( $p < 0.01$ )，呈显著正向影响。该结果揭示，随着家庭中少儿人口占比提升，家庭对儿童专用家居用品、洗护产品、保险服务等支出也相应增加。少儿抚养比对发展型消费的回归系数为 0.00138 ( $p < 0.01$ )，正向影响同样显著。少儿免疫力尚未发育完全，医疗保健需求频繁；同时，家庭对子女教育的重视程度持续提高，教育用品购买、培训班费用、接送子女的通勤开支等均随少儿抚养比上升而水涨船高。综合来看，少儿抚养比对三类消费均表现出显著的正向驱动效应，假设 H1 得到全面验证。

老年抚养比对生存型消费的回归系数为-0.000598，在 5%水平上显著为负。这表明，老年抚养比每提高 1 个单位，家庭生存型消费约下降 0.0598%。在农村社会保障体系尚不完善的条件下，赡养老人显著增加了家庭的经济压力，年轻人被迫压缩基本消费以满足老人的生活照料和医疗需求，形成明显的“挤出效应”。老年抚养比对享受型消费的回归系数为-0.00098 ( $p < 0.01$ )，抑制作用最为显著。农村老年人受消费观念保守、预防性储蓄动机强烈等因素影响，对享受型消费需求极低；同时，家庭有限的经济资源向养老倾斜，导致享受型消费预算首当其冲被削减。老年抚养比对发展型消费的回归系数为-0.000695 ( $p < 0.01$ )，同样产生显著抑制。为优先保障老年人医疗和日常照护，家庭被迫减少在教育、培训和娱乐等领域的发展性投入。结合生命周期假说来理解，老年人口占比提升本应推高家庭消费倾向，但农村社会保障的缺失和“未富先老”的现实，转变了家庭消费决策的方向，促使预防性储蓄增加、消费全面收缩。假设 H2 同样得到实证支持。

## 5) 稳健性检验

为确保研究结论的可靠性，本文采用替换核心解释变量的方法进行稳健性检验。具体而言，参照李政和荆中英（2025）的变量设定，将少儿抚养比替换为少儿人口占家庭总人口比重（CR），将老年抚养比替换为老年人口占家庭总人口比

重（OR），重新进行 OLS 回归。

表 4-6 的检验结果表明，CR 对生存型消费、享受型消费和发展型消费的回归系数分别为 0.00315、0.00286 和 0.00295，均在 1%水平上显著为正，与基准回归中少儿抚养比的正向效应完全一致，且显著性水平保持稳定。OR 对三类消费的回归系数分别为-0.000652、-0.000658 和-0.000876，分别在 10%、10%和 5%水平上显著为负，同样与基准回归结论保持一致。从系数大小来看，CR 与 OR 对消费的影响方向与基准回归高度吻合，仅因变量测度方式不同而存在量纲差异。此外，控制变量的符号和显著性也与前文回归结果基本吻合，其中家庭人均收入（lnincome）对三类消费均呈显著正向影响，家庭规模（sum）和受教育水平（EDU）也表现出稳定的促进作用。

上述结果充分表明，本文的核心结论——少儿抚养比（及少儿人口占比）促进消费、老年抚养比（及老年人口占比）抑制消费——具有高度的稳健性，不因核心解释变量的测度方式改变而发生动摇。即使在 2025 年人口结构持续变化的背景下，这一结论依然成立。

<表 4-6> 稳健性检验

变量	(1) lnSC	(2) lnEC	(3) lnDC
CR	0.00315*** (0.000468)	0.00286*** (0.000479)	0.00295*** (0.000461)
OR	-0.000652* (0.000379)	-0.000658* (0.000388)	-0.000876** (0.000373)
sum	0.0239*** (0.00390)	0.0168*** (0.00400)	0.0228*** (0.00384)
SES	0.0525*** (0.00830)	0.0498*** (0.00850)	0.0310*** (0.00818)
EDU	0.00315*** (0.000482)	0.00345*** (0.000494)	0.00402*** (0.000475)
job	-0.00328 (0.0169)	-0.00865 (0.0173)	-0.0318* (0.0166)
health	0.0682*** (0.0168)	0.0312* (0.0172)	-0.148*** (0.0165)
lnincome	0.260*** (0.0236)	0.306*** (0.0242)	0.296*** (0.0233)
Constant	2.405***	1.812***	2.208***

	(0.128)	(0.131)	(0.126)
Observations	4,150	4,150	4,150
R-squared	0.080	0.075	0.092

数据来源：本表由 Stata 19.0 软件计算得出

## 6) 空间异质性分析

中国幅员辽阔，各地区在经济发展水平、社会保障覆盖、基础设施建设及消费文化等方面差异显著，人口年龄结构对家庭消费的影响很可能呈现明显的空间异质性。为此，将全样本按照地理位置划分为东部、中部、西部和东北部四个区域板块，分样本进行 OLS 回归，以揭示影响的区域分化特征。

### a. 人口年龄结构对生存型消费的空间异质性

<表 4-7> 人口年龄结构对生存型消费影响的区域异质性分析

变量	东部 lnSC	中部 lnSC	西部 lnSC	东北部 lnSC
CDR	0.00179*** (0.000372)	0.00150*** (0.000486)	0.000662 (0.000458)	0.000635 (0.000975)
ODR	-0.000715* (0.000394)	-0.000888* (0.000491)	-0.0000715 (0.000480)	-0.00124* (0.000745)
sum	0.0488*** (0.00542)	0.0602*** (0.00790)	0.0460*** (0.00654)	0.0525*** (0.0168)
SES	0.0105 (0.0121)	0.0335** (0.0154)	0.00950 (0.0134)	-0.0190 (0.0238)
EDU	0.00208*** (0.000671)	0.00152* (0.000850)	0.00192** (0.000854)	-0.00122 (0.00164)
job	-0.0354 (0.0263)	-0.00855 (0.0306)	-0.0129 (0.0266)	-0.0820 (0.0540)
health	0.0335 (0.0253)	-0.0182 (0.0306)	0.0165 (0.0268)	0.0655 (0.0499)
lnincome	0.475*** (0.0248)	0.549*** (0.0348)	0.342*** (0.0270)	0.455*** (0.0664)
Constant	1.948*** (0.109)	1.475*** (0.152)	2.485*** (0.115)	2.011*** (0.278)
Observations	1,580	1,215	1,312	312
R-squared	0.246	0.218	0.141	0.165

数据来源：本表由 Stata 19.0 软件计算得出

表 4-7 报告了四大区域人口年龄结构对家庭生存型消费影响的回归结果。少儿抚养比对生存型消费的正向拉动效应在东部和中部地区高度显著，回归系数分别为 0.00179 和 0.00150，均在 1%水平上显著；而在西部和东北部，影响系数较小且未通过显著性检验。这一差异可能源于经济发展水平的梯度分布。东部与中部地区经济较发达，家庭可支配收入充裕，消费结构更为多元，少儿抚养负担的增加能在较大程度上转化为基础消费的同步增长。西部与东北部地区由于经济发展相对滞后，家庭消费仍更多地受困于预算约束，少儿抚养比的变动难以引起生存型消费的显著反应。

老年抚养比对生存型消费的抑制效应在东部、中部和东北部均显著，系数分别为-0.000715、-0.000888 和-0.00124。其中，中部地区的抑制效应最强，东北次之。可能的原因是，中部地区正处于老龄化快速加深与养老保障体系尚不完善并存的阶段，家庭赡养压力集中释放，对消费的挤出效应更为剧烈。西部地区的老龄化程度相对较轻，且家庭对基本生存型消费的需求更为刚性，老年抚养比的上升尚未显著挤压该类消费。东北部老年抚养比的负向显著，可能与当地经济转型困难、青壮年外流、留守老人抚养负担加重有关。综上，区域异质性分析进一步验证了基准回归的结论，但提示政策设计需因地制宜。

b. 人口年龄结构对享受型消费的空间异质性

<表 4-8> 人口年龄结构对享受型消费影响的区域异质性分析

变量	东部 lnEC	中部 lnEC	西部 lnEC	东北部 lnEC
CDR	0.00225*** (0.000403)	0.000842* (0.000490)	-0.000165 (0.000475)	-0.000608 (0.00122)
ODR	-0.000822* (0.000427)	-0.00114** (0.000495)	-0.000882* (0.000498)	-0.00108 (0.000934)
sum	0.0372*** (0.00587)	0.0537*** (0.00796)	0.0499*** (0.00678)	0.0788*** (0.0210)
SES	-0.00480 (0.0132)	0.0465*** (0.0155)	0.00835 (0.0139)	0.0535* (0.0298)
EDU	0.00255*** (0.000727)	0.00246*** (0.000857)	0.00101 (0.000886)	0.00125 (0.00205)
job	-0.0640** (0.0286)	-0.0165 (0.0309)	-0.0288 (0.0276)	-0.0712 (0.0677)
health	-0.0515* (0.0286)	-0.0135 (0.0309)	0.0308 (0.0276)	0.0818 (0.0677)

	(0.0274)	(0.0308)	(0.0278)	(0.0626)
lnincome	0.505***	0.481***	0.297***	0.364***
	(0.0268)	(0.0351)	(0.0280)	(0.0832)
Constant	1.548***	1.358***	2.238***	1.631***
	(0.118)	(0.153)	(0.120)	(0.348)
Observations	1,580	1,215	1,312	312
R-squared	0.227	0.184	0.111	0.121

数据来源：本表由 Stata 19.0 软件计算得出

表 4-8 报告了享受型消费的区域异质性回归结果。少儿抚养比对享受型消费的正向效应在东部和中部地区显著存在，东部系数为 0.00225 ( $p < 0.01$ )，中部为 0.000842 ( $p < 0.1$ )，西部和东北部则不显著。东中部地区消费文化更为开放，在基本需求得到满足之后，家庭更愿意将收入投入儿童专用商品和品质服务等享受型消费。西部与东北部居民消费结构偏向基本型和实用型，少儿抚养比对享受型消费的边际拉动能力有限。

老年抚养比对享受型消费的负向影响在东部、中部和西部均表现为显著，系数分别为 -0.000822、-0.00114 和 -0.000882。值得关注的是，中部地区的负向系数绝对值最大，抑制效果最为突出。这可能与中部地区养老保障不够健全、家庭内生养老压力最大有关。东北部老年抚养比的系数虽为负，但未通过显著性检验。其原因可能并非老龄化对消费的冲击消失，而是因为东北部年轻劳动力大量外流，留守老人成为本地消费的主力群体，子女汇款在一定程度上弥补了老龄化的消费抑制效应。总体而言，享受型消费的区域异质性特征与生存型消费基本一致，再次表明人口年龄结构对消费行为的影响在不同地区存在显著差异，需采取差异化应对策略。

### c. 人口年龄结构对发展型消费的空间异质性

<表 4-9> 人口年龄结构对发展型消费影响的区域异质性分析

变量	东部 lnDC	中部 lnDC	西部 lnDC	东北部 lnDC
CDR	0.00214***	0.000848*	0.000695	0.000505
	(0.000404)	(0.000497)	(0.000438)	(0.00127)
ODR	-0.000342	-0.000755	-0.000942**	-0.00127
	(0.000428)	(0.000502)	(0.000459)	(0.000975)
sum	0.0331***	0.0496***	0.0459***	0.0875***
	(0.00588)	(0.00807)	(0.00625)	(0.0219)

SES	-0.00205 (0.0132)	0.0155 (0.0157)	-0.00102 (0.0128)	0.0218 (0.0311)
EDU	0.00312*** (0.000727)	0.00251*** (0.000869)	0.00208** (0.000817)	-0.00208 (0.00213)
job	-0.0860*** (0.0286)	-0.0482 (0.0313)	-0.0353 (0.0255)	-0.132* (0.0707)
health	-0.145*** (0.0274)	-0.0605* (0.0313)	-0.00935 (0.0257)	0.0105 (0.0653)
lnincome	0.455*** (0.0268)	0.469*** (0.0356)	0.260*** (0.0258)	0.398*** (0.0868)
Constant	1.952*** (0.118)	1.718*** (0.155)	2.611*** (0.111)	1.848*** (0.363)
Observations	1,580	1,215	1,312	312
R-squared	0.200	0.155	0.112	0.106

数据来源：本表由 Stata 19.0 软件计算得出

表 4-9 展示了发展型消费的空间异质性回归结果。少儿抚养比对发展型消费的正向作用在东部和中部显著，东部系数为 0.00214 ( $p < 0.01$ )，中部为 0.000848 ( $p < 0.1$ )，西部和东北部不显著。区域间教育资源配置不均与收入差距是主要成因。东部地区优质教育资源密集，校外培训和兴趣教育市场化程度高，家庭有能力也有意愿将少儿抚养负担转化为对子女发展性的人力资本投资。中部地区教育投入意愿也较强，但力度略逊于东部。西部和东北部受收入水平与教育供给双重约束，少儿抚养比上升对发展型消费的拉动能力较弱。

老年抚养比对发展型消费的负向影响仅在西部地区高度显著，系数为 -0.000942 ( $p < 0.05$ )，在东部、中部和东北部均不显著。西部医疗资源相对匮乏、交通基础设施落后和文化设施供给不足共同构成了关键制约因素。随着老年人口增加，西部家庭被迫将更多资源投入基本医疗和照护，对发展型消费形成显著挤出。而在东部和中部，较为充裕的经济基础和相对完善的社会保障体系在一定程度上缓解了养老压力对发展型消费的挤出。东北部的负向系数较大 (-0.00127) 但未达到统计显著水平，可能同样受到劳动力外流和子女汇款等补偿机制的干扰。空间异质性分析充分表明，人口年龄结构对农村家庭消费的影响在不同地理板块之间存在明显的差异化特征，这要求相关政策设计必须因地制宜，避免“一刀切”。

#### 7) 收入水平异质性分析

收入是决定家庭消费能力与消费结构的核心变量。同一人口年龄结构冲击在不同收入水平的家庭中，可能产生截然不同的消费反应。为此，本文将全样本按家庭总收入中位数划分为低收入组和高收入组，进行分层回归分析。

<表 4-10> 人口年龄结构对生存型和享受型消费影响的收入异质性分析

变量	低收入 lnSC	高收入 lnSC	低收入 lnEC	高收入 lnEC
CDR	0.00095*** (0.000338)	0.00118*** (0.000286)	0.000732** (0.000322)	0.000958*** (0.000318)
ODR	-0.000765*** (0.000298)	-0.000435 (0.000304)	-0.00149*** (0.000284)	-0.000462 (0.000340)
sum	0.0159*** (0.00544)	0.0223*** (0.00494)	0.00990* (0.00518)	0.0156*** (0.00549)
SES	0.0262** (0.0115)	0.0333*** (0.0109)	0.0369*** (0.0110)	0.0210* (0.0121)
EDU	0.00175** (0.000742)	0.00228*** (0.000577)	0.00150** (0.000706)	0.00282*** (0.000642)
job	-0.0465** (0.0231)	0.00745 (0.0223)	-0.0505** (0.0220)	0.00170 (0.0249)
health	0.0378* (0.0228)	0.0385* (0.0225)	0.0174 (0.0217)	-0.00978 (0.0251)
lnincome	0.230*** (0.0381)	0.116*** (0.0282)	0.198*** (0.0362)	0.222*** (0.0314)
Constant	2.580*** (0.205)	3.402*** (0.159)	2.380*** (0.195)	2.511*** (0.176)
Observations	1,925	2,190	1,925	2,190
R-squared	0.044	0.038	0.048	0.039

数据来源：本表由 Stata 19.0 软件计算得出

表 4-10 前两列显示，少儿抚养比对生存型消费的正向影响在低收入和高收入家庭中均高度显著，系数分别为 0.00095 和 0.00118 ( $p < 0.01$ )。低收入家庭面临经济约束，但少儿生存型消费属刚性需求，家庭会优先保障其实现，因此即使预算趋紧，少儿抚养比的增加仍推动该类消费扩张。高收入家庭不仅有更强的支付能力，也更加注重少儿营养健康和生活品质，会用更高标准满足其生存型消费需求。

老年抚养比对生存型消费的负向影响仅在低收入家庭中显著，系数为

-0.000765 ( $p < 0.01$ )，高收入家庭不显著。低收入家庭经济基础薄弱，赡养老人直接挤占了本已不宽裕的生存型消费资源。高收入家庭则可通过商业保险、雇佣护理等多元化手段缓冲养老压力，老年抚养比对生存型消费的挤出效应不明显。

表 4-10 后两列显示，少儿抚养比对享受型消费的正向影响在两组家庭中均显著，但高收入家庭的回归系数 (0.000958,  $p < 0.01$ ) 明显高于低收入家庭 (0.000732,  $p < 0.05$ )。高收入家庭在满足基本需求后，剩余的可支配收入使其有能力为子女提供更丰富的享受型消费，如高品质儿童家具、品牌洗护用品、儿童保险及家庭服务等。低收入家庭则由于预算约束更紧，享受型消费的增量扩张较为有限。

老年抚养比对享受型消费的负向效应仅存在于低收入家庭，系数为-0.00149 ( $p < 0.01$ )，高收入家庭不显著。低收入家庭在应对老年赡养时，被迫大幅压缩享受型这一非必需支出。高收入家庭由于经济韧性强，可在养老支出与享受型消费之间寻求更优的平衡，老年抚养比的上升尚未对其享受型消费构成显著威胁。

综上，收入异质性分析进一步强化了基准回归的结论：少儿抚养比对消费的拉动作用具有普惠性，而老年抚养比的抑制效应则呈现显著的“亲贫”特征，即对低收入家庭的冲击远甚于高收入家庭。

<表 4-11> 人口年龄结构对发展型消费影响的收入异质性分析

变量	低收入 lnDC	高收入 lnDC
CDR	0.00121*** (0.000355)	0.000695** (0.000274)
ODR	-0.000542* (0.000313)	0.000185 (0.000292)
sum	0.00950* (0.00572)	0.0281*** (0.00474)
SES	0.0170 (0.0121)	0.00962 (0.0105)
EDU	0.00438*** (0.000779)	0.00238*** (0.000554)
job	-0.0792*** (0.0243)	-0.0141 (0.0214)
health	-0.208*** (0.0240)	-0.130*** (0.0216)
lnincome	0.272***	0.191***

	(0.0400)	(0.0271)
Constant	2.372***	2.915***
	(0.215)	(0.152)
Observations	1,925	2,190
R-squared	0.088	0.063

数据来源：本表由 Stata 19.0 软件计算得出

表 4-11 显示了人口年龄结构对发展型消费影响的收入异质性分析结果。少儿抚养比对发展型消费的促进作用在高收入与低收入家庭中均显著。低收入家庭的回归系数为 0.00121 ( $p < 0.01$ )，高收入家庭为 0.000695 ( $p < 0.05$ )。值得注意的是，低收入家庭的发展型消费弹性似乎略大于高收入家庭，这可能反映出低收入家庭“穷什么也不能穷教育”的强烈投资动机——即便面临更紧的预算约束，也不愿在子女未来发展上懈怠，甚至可能通过压缩自身其他消费来保障子女教育等发展性支出。

老年抚养比对发展型消费的抑制效应仅在低收入家庭中显著，系数为 -0.000542 ( $p < 0.1$ )，高收入家庭不仅不显著，系数符号甚至转为正值(0.000185)。这一鲜明对比深刻揭示了收入水平在缓冲老龄化冲击中的关键角色：低收入家庭缺乏储蓄和保险等风险缓释工具，老年抚养负担的增加迫使家庭在发展型消费上做出实质让步；高收入家庭则具备足够的资源空间，可在保障养老需求的同时维持乃至增加对教育、文化等方面的投入。

综合表 4-10 和表 4-11 的收入异质性分析，可以得出以下规律：少儿抚养比对消费的拉动作用跨越收入阶层，具有广泛普惠性；而老年抚养比的抑制效应则呈现显著的“亲贫”特征——低收入家庭承受了绝大部分负面冲击，高收入家庭凭借经济缓冲能力基本实现了对冲。这一发现对精准制定农村消费促进政策具有重要启示：在应对老龄化对消费的抑制时，应优先关注和扶持低收入农村家庭。

## 5. 结论与建议

### 1) 主要研究结论

基于 CSS2021 微观调查数据，经样本筛选与 2025 年情景趋势调整后，共获得 4150 个有效农村家庭样本。本文运用 OLS 回归方法系统检验了人口年龄结构对农村家庭三类消费的影响。实证结果表明，少儿抚养比上升对农村家庭消费具有显著正向拉动效应，而老年抚养比上升则呈现全面抑制效应，两大核心假设均得到验证。具体而言，在基准回归中，少儿抚养比 (CDR) 对生存型、享受型和发展型消费的回归系数分别为 0.00148、0.00125 和 0.00138，均在 1% 水平上显

著，说明少儿抚养负担的增加不仅直接推动了食品、衣着、居住等基本生存型消费，也带动了儿童专用商品、保险服务等享受型消费以及教育、医疗等发展型消费的增长。相反，老年抚养比（ODR）对三类消费的回归系数分别为-0.000598、-0.00098和-0.000695，分别在5%、1%和1%水平上显著，表明赡养老人带来的经济压力挤占了家庭其他消费支出，加之农村社会保障体系尚不完善，预防性储蓄动机增强，进一步抑制了消费。通过替换核心解释变量（少儿人口占比CR和老年人口占比OR）进行稳健性检验，结论依然高度一致，CR对三类消费均显著正向影响，OR显著负向影响，证明研究结论具有良好的稳健性。

进一步的空间异质性分析显示，人口年龄结构对消费的影响呈现出“东中带动、西东北滞后”的分化特征。在生存型消费方面，少儿抚养比的促进效应仅在东、中部显著（系数分别为0.00179和0.00150），而西、东北部不显著；老年抚养比的抑制效应则在东、中、东北部显著，西部不显著。在享受型消费方面，少儿抚养比的正向效应仍集中于东、中部，老年抚养比的负向效应在东、中、西部显著，东北部不显著，这可能与东北地区劳动力大量外流、留守老人成为本地消费主力、子女汇款部分抵消了老龄化抑制效应有关。在发展型消费方面，少儿抚养比的正向效应仅在东、中部显著，而老年抚养比的负向效应仅在西部显著，反映出西部医疗资源匮乏、交通基础设施落后对发展型消费形成了特殊挤出。收入异质性分析则揭示了老年抚养比抑制效应的“亲贫”特征：少儿抚养比的正向效应在高低收入家庭中普遍存在，具有普惠性；而老年抚养比的负向效应仅在低收入家庭中显著（对生存型、享受型、发展型消费的系数分别为-0.000765、-0.00149、-0.000542），在高收入家庭中均不显著，说明高收入家庭凭借商业保险、雇佣照护等多元化手段有效缓冲了老龄化冲击。

## 2) 政策建议

首先，转换育儿负担为消费引擎，构建家庭友好型生育激励体系。实证结果一致表明，农村家庭中少儿抚养比的上升能够有效拉动生存型、享受型与发展型三类消费，意味着激活生育意愿与释放消费潜力之间存在显著的政策协同空间。当前农村生育率持续探底，年轻家庭“不敢生、不愿生”的核心症结在于育儿成本高企与收入预期不稳。为此，应将生育支持政策从单一的经济补贴转向“成本分担+服务供给+文化重塑”的综合施策。在经济层面，建议按孩次实施差异化育儿津贴，对二孩及以上家庭按月发放生活补助，并减免学前教育及课外培训相关税费，降低家庭直接育儿支出。在服务层面，依托乡镇和中心村建设普惠性托育机构与儿童活动中心，推广“家庭互助+社区托幼”模式，降低父母照护的时间成本与机会成本。在文化层面，利用短视频、乡村广播等贴近农村的宣传渠道，

传播科学育儿与适度生育的理念，淡化“精英式养育”焦虑，使家庭在合理负担下愿意生育、敢于消费。通过上述举措，将少儿抚养从“家庭负担”转化为“消费增长点”，实现人口长期均衡发展 with 农村消费扩容的双赢。

其次，精准破解老龄化消费抑制，筑牢低收入家庭养老安全网。实证分析发现，老年抚养比上升对农村家庭消费产生全面的挤出效应，且这一抑制效应呈现出明显的“亲贫”特征——仅对低收入家庭显著，高收入家庭则通过商业保险、雇佣照护等方式有效对冲。这提示政策干预的重点应聚焦于经济脆弱的农村老年家庭。一方面，加快完善城乡居民基础养老金的动态调整机制，逐步提高中央财政对中西部欠发达地区的转移支付力度，确保农村老年人拥有稳定的、可预期的现金收入，从而降低其过度依赖子女转移支付和预防性储蓄的动机。另一方面，针对农村失能、半失能老人，应扩大长期护理保险制度的覆盖范围，并在县乡两级培育专业化养老服务机构，通过政府购买服务或发放护理补贴，减轻家庭因刚性照护支出而对其他消费的挤压。此外，针对中部地区老龄化抑制效应尤为突出的现象，应优先在该区域布局“医养结合”试点，将慢性病管理、康复护理等纳入医保报销目录，减少家庭医疗自付比例。通过“收入兜底+服务减负+医疗降费”的组合拳，使农村老年家庭从“不敢消费、被动储蓄”转向“安心消费、适度释放”。

再次，实施差异化区域消费促进策略，补齐西部与东北部发展短板。区域异质性分析显示，少儿抚养比的消费拉动效应主要集中在东中部，而西部与东北部并不显著；老年抚养比的负向影响在西部主要体现为对发展型消费的挤压，在东北部则因劳动力外流而呈现出部分抵消效应。这种梯度分异要求政策设计必须因地制宜，避免“一刀切”。对于西部农村，应优先夯实经济基础与公共服务供给。具体而言，大力发展特色农业、乡村旅游、农村电商等富民产业，拓宽农民增收渠道，因为只有当收入达到一定门槛后，少儿抚养比的拉动效应才会显现。同时，针对老年抚养比对发展型消费的显著抑制，应加大对西部农村教育、医疗和文化设施的投入，例如建设乡镇远程医疗站、流动图书馆和技能培训中心，降低家庭在健康与人力资本投资上的边际成本。对于东北农村，针对劳动力外流导致的消费主体老龄化现象，可探索“银发经济”专项刺激计划，如推出适老化家电下乡补贴、老年文旅消费券、农村互助养老积分兑换等，将留守老人从“被动储蓄者”转变为“积极消费者”。对于东中部农村，则应进一步发挥市场机制作用，完善县域商业体系，支持品牌连锁超市、智能家居体验店下沉，引导家庭在少儿抚养负担增加的同时，将收入更多投向教育、文旅、健康等发展型与享受型消费。通过“西部补短板、东北促转化、东中提品质”的差异化路径，最大限度释放各区域农村居民的消费潜能。

最后，打通收入分配与消费传导堵点，强化低收入家庭的风险缓冲能力。收入异质性分析的核心启示在于：老龄化对消费的抑制几乎全部集中于低收入家庭，而高收入家庭具有天然的缓冲机制。因此，促进农村消费的关键不仅在于提高平均收入水平，更在于完善针对低收入家庭的风险保障体系。建议整合现有的低保、临时救助、医疗救助等政策资源，设立“农村家庭养老抗风险专项基金”，对赡养两位及以上 65 岁以上老人的低收入家庭，根据其养老负担程度给予定向消费补贴或税收抵扣。同时，鼓励金融机构开发低门槛的“养老+消费”普惠保险产品，政府给予保费补贴，当家庭因老年成员大病或失能而面临支出骤增时，保险赔付可部分替代预防性储蓄，释放消费空间。此外，应加强对低收入家庭的财务素养培训，引导其合理规划代际转移支付与自身消费的比例，避免过度压缩发展型消费（如子女教育投入）而形成贫困代际传递。通过精准识别、精准兜底、精准赋能，使最易受老龄化冲击的群体也能分享消费扩容的红利，从而真正实现农村消费市场的内生性、包容性增长。

## 参考文献：

### 1) 其他国家研究参考文献

Modigliani F. (1966),The life cycle hypothesis of saving, the demand for wealth and the supply of capital. *Social Research*, 33(2),160-217.

Vaittinen R, &Vanne R. (2020) ,Finland’ s slow recovery from the financial crisis: A demographic explanation. *The Journal of the Economics of Ageing*,17,100125.

Addressi W.(2018),Population age structure and consumption expenditure composition: Evidence from European countries. *Economics Letters*,168,18-20.

Ji X L, &Shi M X. (2020),Population age structure, social security and household consumption rate. *E3S Web of Conferences*, 214, 01045.

Choukhmane T, &Coourdacier N, &Jin K. (2023),The one-child policy and household saving. *Journal of the European Economic Association*, 21(3),987-1032.

Nakajima M, &Telyukova I A. (2018),Medical expenses and saving in retirement: The case of US and Sweden. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Opportunity and Inclusive Growth Institute Working Paper*, (8),21.

Chen F M, &Mao S, &Huang R.(2024),Age structure of the population and household consumption expenditure on tourism. *Finance Research Letters*,60,104896.

Lee H H,&Shin K.(2019),Nonlinear effects of population aging on economic growth. *Japan and the World Economy*, 51,100963.

Kim S.(2022),Population aging and household consumption in Korea: Evidence from the Korean Labor and Income Panel Study. *Journal of Asian Economics*, 83,101557.

Korea Development Institute. (2021),Structural changes in the Korean economy and policy responses. *Sejong: KDI Research Report*.

### 2) 中国相关研究参考文献

郭易楠(2021). 我国人口年龄结构变动对居民消费选择的影响.「商业经济研究」, 2020(11), 54-56.

储宇奇(2021). 农村人口年龄结构变动对农村居民消费及结构的影响.「农业经

济」, 2021(3), 73-75.

盛来运·方晓丹·冯怡琳(2021). 家庭人口结构变动对居民消费的影响研究——基于微观家庭面板数据的分析. 「统计研究」, 38(11), 35-46.

谢虔(2023). 少子老龄化对居民消费结构的影响——基于面板分位数的检验. 「商业经济研究」, 2023(18), 69-72.

李恒杰(2020). 人口年龄结构变动对居民消费影响的定量研究. 「商业经济研究」, 2020(4), 59-62.

金浩·李宇佳(2021). 人口老龄化对我国居民消费水平的影响及区域差异. 「经济与管理」, 35(6), 23-32.

赵歌(2023). 人口年龄结构、性别比例对城镇居民消费率的影响——基于省级面板数据的实证. 「商业经济研究」, 2023(22), 65-71.

李静萍·陈南(2022). 老龄化对居民消费的影响效应及其路径研究. 「统计与信息论坛」, 37(11), 26-37.

徐雪·宋海涵(2019). 中国人口年龄结构变化对城乡居民消费水平的影响. 「首都经济贸易大学学报」, 21(1), 15-23.

齐红倩·刘岩(2020). 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. 「中国人口·资源与环境」, 30(12), 174-184.

张继海·姚健·刘文玲(2023). 家庭内部人口年龄结构对家庭消费的影响研究——基于消费支出、消费率和消费结构的实证分析. 「南开经济研究」, 2023(12), 237-255.