

少子老龄化家庭的财务脆弱困境

——对“少子化有利于家庭财务健康”观点的再审视

韩民春 黄磊 饶玉蕾 刘 瞳

摘要：在“少子化有利于家庭财务健康”观点盛行的当下，中国人口连续三年负增长，少子老龄化程度持续加深。为厘清人口结构这一变化在家庭部门引发的财务效应，本文通过匹配 2015—2019 年中国家庭金融调查研究数据和区县经济统计数据，从财务脆弱性视角探究少子老龄化与家庭财务健康的关系。研究发现，少子老龄化加剧了家庭财务脆弱性及脆弱程度，导致家庭面临财务脆弱困境，劳动力供给约束和资产负债表恶化共同构成上述效应的成因；对于退休保障充分和人口素质较高的家庭而言，该效应有所弱化。进一步分析发现，相较于政府补贴，降低家庭教育成本和增强家庭生育意识有助于从源头上减轻少子老龄化的不利冲击。本文认为，在家庭年龄结构日趋老化的背景下，“少子化有利于家庭财务健康”这一观点并不成立。本文结论为破解中国少子化与老龄化交叠的复杂难题、推动构建生育友好型社会、以人口高质量发展助力提升家庭风险应对能力提供了有益启示。

关键词：少子老龄化 家庭财务健康 财务脆弱性 财务脆弱程度 财务脆弱困境

中图分类号：F832；C924.24 **文献标识码：**A

一、引言

人口结构变化如何影响社会经济发展历来是人口经济学领域的研究焦点。2020—2024 年，中国 0～14 岁人口已由 25277 万人逐年降至 22240 万人，65 岁及以上人口则由 19064 万人逐年递增至 22023 万人，自 2022 年起，中国连续三年出现人口负增长^①。少儿人口占总人口的比例下降，老龄人口占总人口的比例升高，这意味着中国已步入少子化与老龄化交叠的人口发展新常态。人口结构的这种变化在微观家庭层面呈现两个显著特征：一是家庭规模持续缩小；二是家庭年龄结构日趋老化^②。从宏观

[资助项目] 国家社会科学基金重大项目“经济高质量发展的指标体系构建与测度研究”（编号：24&ZD062）。

[作者信息] 韩民春、黄磊（通讯作者）、饶玉蕾、刘瞳，华中科技大学经济学院，电子邮箱：huanglei@hust.edu.cn。

^①资料来源：国家统计局发布的历年国民经济和社会发展统计公报，<https://www.stats.gov.cn/sj/tjgb/ndtjgb/>。

^②中国家庭金融调查数据显示，2015—2019 年，中国家庭平均规模由 3.75 人/户减至 3.18 人/户，家庭成员平均年龄由 49.74 岁增至 51.31 岁。2021 年第七次全国人口普查结果显示，中国家庭平均规模为 2.62 人/户，呈现进一步缩小趋势。

层面来看,少子老龄化^①意味着适龄劳动力总量的减少,会引起劳动力短缺和劳动力成本上升等一系列问题,不仅不利于社会生产活动和经济增长,还会加重社会负担(Aksoy et al., 2019)。党的十八大以来,党和国家高度重视少子老龄化问题,接连出台“全面两孩政策”“三孩生育政策”以及促进“发展银发经济”等政策。党的二十届三中全会对健全人口发展支持和服务体系进一步提出明确要求,强调“以应对老龄化、少子化为重点完善人口发展战略,健全覆盖全人群、全生命周期的人口服务体系,促进人口高质量发展”^②。从现实情况来看,少子老龄化的趋势并未放缓。2023年,60岁以上人口占比突破20%,中国的出生人口已连续七年下降^③,人口特征的这些变化说明中国少子老龄化趋势在短期内难以改变。在此背景下,迫切需要探究上述人口政策实施效果不佳的原因^④。

出现这一现象的原因是错综复杂的。一方面,少子化是家庭执行计划生育政策引致的必然结果,老龄化反映了现代公共卫生和医疗体系快速发展背景下家庭人均寿命延长的现实状况。作为某一历史阶段社会发展的产物,少子老龄化具有时间持续性,因此,人口刺激政策在短期内难以显现成效。另一方面,随着女性独立意识的增强、个人主义的兴起以及“晚婚晚育、少生优生、不婚不育”新婚育观念的普及,再加上现代社会愈发高昂的生活成本和育儿成本对家庭经济的双重挤压,“少生、不生有利于家庭财务健康”的观点在当代年轻群体中日益盛行(宋健和郑航, 2021),并成为家庭生育意愿锐减的主要诱因。少子化会进一步加剧老龄化,而老龄化带来的沉重养老负担反过来又成为少子化的催化剂,二者构成恶性循环(穆光宗和茆长宝, 2017)。

已有大量经验证据表明,少子老龄化易引发社会劳动力短缺危机(韩永辉和刘洋, 2024),抑制企业的生产性活动和科技创新(魏佳朔和高鸣, 2023),对宏观经济增长造成不利冲击(都阳和封永刚, 2021)。都阳等(2024)认为,生育具有正外部性,即生育有助于扩大社会生产和促进经济发展,但会使家庭财务受损。生育收益获取主体和生育成本承担主体不一致,将抑制家庭生育行为,并进一步加剧家庭年龄结构的老化。少子老龄化在社会经济发展与家庭财务健康之间可能形成顾此失彼的“跷跷板效应”。但是,从家庭自身来看,少子老龄化真的不利于家庭财务健康吗?若答案为是,那么,当下国内出现的少子老龄化现象便是理性经济人假设下个体追求家庭财务健康的合理选择,趋势难以反转;若答案为否,那么,在经济社会发展显著受到少子老龄化问题制约的情况下,“少子化有利于家庭财务健康”的观点或许并不成立,破解少子老龄化难题的方法便有章可循。厘清这一问题,对于深刻把握当前人口结构变化原因、推动人口高质量发展,以支撑中国式现代化建设具有重要理论

^①少子老龄化涵盖少子化和老龄化两类人口结构特征,在本研究中,其实质是指家庭的少儿人口比重快速下降和老年人口比重快速上升(彭希哲和胡湛, 2015)。

^②资料来源:《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》, https://www.gov.cn/zhengce/202407/content_6963770.htm。

^③资料来源:国家统计局, <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

^④尽管人口政策的调节作用具有一定时滞,人口政策短期内或许无明显成效。但是,出生人口连续七年下降的事实能够在一定程度上说明,中国自2015年起陆续推出的生育支持政策的实施效果不佳,相关政策可能存在优化空间。

和现实意义。

已有文献对少子老龄化所产生的家庭财务影响开展了一定探索。其中，部分研究从老龄化的单一视角出发，发现老龄化通过增加家庭医疗支出、减少家庭储蓄、提高家庭债务杠杆和降低家庭资产配置效率等途径（都阳和封永刚，2023），最终导致家庭财务状况恶化（周利，2023）。部分研究立足于少子化视角，考察其对家庭经济行为的影响，但尚未得出一致结论（陈武元等，2024）。多数学者认为，生育对家庭就业质量和个人收入具有惩罚效应（段志民，2016），使家庭育儿支出成倍增长，故少子化有助于减轻家庭财务负担。这些学者的研究支持“少子化有利于家庭财务健康”的观点。但是，这些研究未将老龄化纳入分析框架，而且忽视了少子化家庭以生育质量替代数量后人力资本投资的增加。其他一些研究认为，子女数量的增加，不仅会增强家庭的工作激励，促进家庭工资收入增长，而且在特定生命周期阶段还有助于降低家庭财务脆弱性（周博文和臧旭恒，2024）。相反，少子化伴生的享乐主义会诱使家庭成员偏离理性消费的轨道，进而损害家庭财务健康。因此，探讨少子老龄化与家庭财务健康之间的关系，不仅是当下人口学研究领域值得密切关注的问题，而且对拓展现有人口学研究的理论框架具有重要意义，从而为寻找突破少子化与老龄化双重困境的实践路径提供理论支撑。

鉴于此，本文利用 2015—2019 年中国家庭金融调查研究数据和区县经济统计数据，从财务脆弱性的视角切入，识别少子老龄化家庭的财务健康状况，并证明“少子化有利于家庭财务健康”的观点并不成立，以期厘清少子老龄化在家庭部门引发的财务效应。

本文的边际贡献在于：第一，拓宽少子化与老龄化在经济学领域的研究边界，扩充人口结构变化如何影响家庭财务健康的相关研究。区别于当前仅仅关注少子化或老龄化对家庭经济单一影响的研究（樊纲治和王宏扬，2015；陈武元等，2024），本文将少子化与老龄化同时纳入分析框架，从根本原因和直接原因两个方面剖析少子老龄化家庭面临财务脆弱困境的成因，同时证明“少子化有利于家庭财务健康”这一观点并不成立，为家庭积极响应国家生育激励政策和人口高质量发展政策提供理论支撑。第二，探讨少子老龄化的潜在应对措施。一方面，本文认为，充分的退休保障和较高的人口素质可作为抵御少子老龄化不利冲击的重要屏障；另一方面，结合现有研究中家庭生育倾向与子女教育成本存在负相关关系的观点（侯佳伟等，2014），本文证实降低家庭教育成本和增强家庭生育意识在治理少子老龄化问题上的有效性，这对推动家庭和政府开展内外部协同发力、积极应对中国少子老龄化问题具有重要的理论和现实意义。

二、理论分析及研究假说

家庭部门人口结构变化所引发的财务效应是人口经济学与家庭金融交叉领域的重要议题。纵观世界历史，社会人口发展的普遍规律是由“高出生率、高死亡率和低自然增长率”的传统人口再生产类型向“低出生率、低死亡率和低自然增长率”的现代人口再生产类型转变。在此过程中，少子老龄化成为现代人口再生产类型的典型特征，家庭经济资源的配置也出现新的变化。然而，不同于西方国家依赖自然演进的人口转变路径，中国的少子老龄化进程既受自然演进路径（经济社会快速发展）的影响，又受中国特有人口政策（计划生育）的强力干预，这种差异决定了借鉴传统经济学理论来分析中

国情境下的人口与经济问题，必须结合考虑本土化的制度背景和社会结构特征。

随着中国少子老龄化程度持续加深，其在家庭部门引发的财务效应也并非少子化财务效应和老龄化财务效应的简单叠加，而是人口结构整体变化的综合性结果。鉴于此，本文分别梳理了少子化、老龄化对家庭财务健康的作用路径，重点分析少子化的“反经济直觉”效应。在此基础上，本文在实证模型中使用少子老龄化这一变量进行实证检验。本文将人口转变理论、子女数量与质量替代理论、工作激励理论、健康需求理论和预防性储蓄理论融入中国情境^①，构建“少子老龄化→家庭劳动力供给约束（根本原因）→家庭资产负债表恶化（直接原因）→家庭财务健康受损”的理论分析框架，系统且有针对性地分析少子老龄化在家庭部门引发的财务效应。

进入 21 世纪以来，中国人口再生产类型已完全处于“低低低”^②时期，少子老龄化特征愈加凸显。在家庭部门中，财务情况的变化源于少子化和老龄化的交叠影响，主要受家庭亲代抚养、老人照料模式以及外部风险冲击等因素影响。一方面，人均寿命延长、死亡率降低加速了中国家庭的老龄化进程，老年抚养比上升加大了家庭的财务压力（蒋承和赵晓军，2009）。另一方面，低出生率有助于降低家庭少儿抚养比，但同时也会改变父母的育儿模式。对于部分家庭而言，少子化可视为父母通过减少生育数量、增加对子女的人力资本投资进而提高子女养育质量的主动选择（Becker and Lewis, 1973）^③。换言之，少子化并不意味着家庭子女抚养支出绝对量的减少，相反，父母还可能因为“望子成龙”而对子女加大教育投资，导致家庭财务负担加重。尤其是在国内教育领域日益加剧的内卷化竞争环境下，这种孤注一掷的育儿模式会导致中国家庭“低生育率—高人力资本投入—财务脆弱性—低生育率”的恶性循环。与此同时，在少子老龄化家庭中，家庭的养老模式也在发生转变。由于高龄父母自理能力的退化，子女赡养父母的压力倍增，并且面临工作与父母照料的时间配置冲突，迫使家庭中的老年人需要从传统的家庭养老转向社区或机构养老，由此增加的养老支出同样会加重家庭的财务负担（韩永辉和刘洋，2024）。此外，少子化和老龄化的交叠影响还体现在家庭的风险应对能力方面。家庭年龄结构日趋老化致使家庭的健康风险和失业风险攀升。由于缺乏足够数量的子女作为风险分担者，少子老龄化家庭容易面临财务脆弱困境（周博文和臧旭恒，2024）。

上述分析表明，在少子化和老龄化的交叠作用下，少子老龄化家庭的财务状况日趋恶化，并且在一定程度上反驳了“少子化有利于家庭财务健康”（段志民，2016；Oliveira, 2016）的观点。该观点

^①中国情境涉及教育、医疗、文化、劳动力市场和社会保障等多个方面。一是教育成本高、内卷化现象严重，大多数家庭仍然将教育视作唯一的“阶层跃升”路径；二是人口基数大导致医疗资源挤兑，居民“看病难，看病贵”，部分医疗机构存在“过度医疗”现象；三是相当一部分家庭仍然秉持“男主外，女主内”、女性“相夫教子”的传统观念和文化；四是劳动力市场存在显性年龄歧视，例如“35 岁职场门槛”；五是社会保障体系尚未健全，部分人群未纳入社会保障，社会保障水平不均衡。

^②指的是出生率、死亡率、自然增长率均偏低。

^③中国家庭金融调查数据显示，2015—2019 年，在婴儿用品的平均支出和子女义务教育阶段的平均投入方面，一孩家庭分别比二孩家庭高出 102.67% 和 47.14%，二孩家庭分别比三孩家庭高出 125.33% 和 36.28%。

成立的前提在于：少子化可以降低家庭在育儿方面的劳动付出，从而增加家庭劳动力供给，并削减家庭育儿成本。但事实上，相当一部分家庭的少子化选择是“个人主义”和“享乐主义”观念在生育行为方面的具象化。这意味着，家庭育儿负担的减轻，并不会使家庭成员产生更多的劳动力供给，也无法驱动家庭收入增长。更糟糕的是，这种类型的少子化更容易使家庭掉入“消费主义”陷阱和财务脆弱困境。考虑到少子化进一步加剧老龄化的现实情况，少子化对家庭财务健康的负面效应将大于正面效应（Lee and Mason, 2010）。这说明，在纳入老龄化后的人口学研究框架下，“少子化有利于家庭财务健康”的观点并不成立。

基于上述分析，本文提出研究假说 H1：在人口老龄化背景下，少子老龄化会显著加剧家庭财务脆弱性和财务脆弱程度，导致家庭面临财务脆弱困境。

人口结构的变化势必会影响家庭的劳动力供给，进而对家庭的主要收入来源（劳动收入）产生重要影响。因此，首先需要从劳动力供给的视角探讨少子老龄化引发的财务效应。

在少子老龄化的冲击下，家庭适龄劳动力的规模持续萎缩，劳动力供给结构发生深层次变化。一方面，少子化不仅直接削弱家庭未来潜在劳动力的储备和供给能力，还会通过加剧教育竞争进而影响家庭成员的劳动供给决策。在中国“男主外，女主内”、女性“相夫教子”等传统观念和文化的影響下，母亲一方不得不放弃劳动参与机会或减少劳动时长，以增加子女陪护时间（王伟同等，2021）。另一方面，受人力资本折旧和身体素质下降的影响，家庭中的高龄成员因慢性病积累、技能退化及劳动能力丧失而被迫退出正规就业市场，成为非自愿失业的人员（García-Gómez, 2010）。此外，家庭年龄结构日趋老化还会引发职场更替危机和“退休潮”，导致更多家庭成员被动退出劳动力市场。

除了造成家庭成员被动退出工作岗位外，少子老龄化还会抑制家庭成员的主观工作意愿，并且能促使家庭成员的工作性质由正规就业转向非正规就业。从工作的内在动机来看，生育数量减少会降低家庭的工作激励，并在一定程度上助长享乐主义和工作惰性（Hamermesh, 1998）。也就是说，少子化家庭的成员对工作的投入程度会下降，并将生活重心逐渐转向个人享乐。一方面，部分家庭适龄劳动者会更加偏好闲暇，主观工作意愿减弱，主动放弃限制条件多、工作时间固定的正规就业，转向就业门槛低、工作时间灵活的非正规就业（Burtch et al., 2018）；另一方面，部分家庭高龄劳动者会因健康风险、体力衰退以及养老金保障而产生“早退倾向”（刘生龙和李军，2012），其主观工作意愿持续减弱，或者从正规就业部门流向非正规就业部门，从事自由职业、自雇型工作或临时性工作，或者彻底退出就业市场。此外，中国劳动力市场的显性年龄歧视同样是家庭高龄成员主观工作意愿下降的一大原因（Neumark et al., 2019）。

基于工作岗位被动退出效应、主观工作意愿抑制效应和工作性质转换效应的多重影响，本文提出研究假说 H2：少子老龄化不利于家庭财务健康的根本原因在于，其约束了家庭的劳动力供给，或迫使家庭成员被动退出工作岗位，或降低家庭成员主观工作意愿，或促使家庭成员工作性质转向非正规就业。

单纯地讨论劳动力供给变化不足以明辨少子老龄化家庭财务状况恶化的成因，为此，本文继续从家庭收支结构的变化来分析少子老龄化家庭财务状况恶化的直接原因。

从收入层面看，虽然家庭高龄成员的正式退休会为家庭带来退休金和养老金收入，但是，受劳动力供给约束的影响，少子老龄化家庭的总收入仍然会出现大幅下滑（邢春冰和邱康权，2024）。原因在于：近年来，中国企业职工养老金的平均替代率不足 50%，这意味着居民的退休金和养老金远低于其在职时的工资，最终导致少子老龄化家庭的总收入减少。

从支出层面看，少子老龄化家庭普遍呈现支出扩张的特征。一方面，少子化会引发子女抚养压力减小的“财务幻觉”，诱使家庭的消费储蓄行为发生结构性变化——预防性储蓄动机减弱和生活性支出增长。同时，少子化伴随的“享乐主义”和“子女质量投资论”，会推动家庭生活性支出增加（Becker and Lewis, 1973）。另一方面，在中国“看病难、看病贵”和“过度医疗”的情境下，老龄人口的医疗支出具有棘轮效应。老龄化会加快健康资本折旧，推高当期及未来的家庭医疗成本，最终导致家庭医疗支出的刚性扩张（Grossman, 1972）。

从资产层面看，中国社会保障体系的覆盖面和保障水平尚不足以满足人民群众日益增长的需要，为应对外部风险，家庭通常需要持有一定比例的流动性资产。然而，医疗支出、生活性支出的增加以及收入的降低，将导致少子老龄化家庭的流动性资产减少。家庭如果出现收支结构失衡并面临现金流危机，还可能将资产折价变现，这种非理性的财务操作将进一步恶化家庭资产负债表（李波和朱太辉，2022），具体表现为家庭总资产规模收缩和净资产加速减损。

基于以上分析，本文提出假说 H3：少子老龄化不利于家庭财务健康的直接原因在于其恶化了家庭资产负债表，导致家庭收支结构失衡^①。

三、研究设计

（一）研究样本与数据处理

本文以 2015—2019 年中国家庭金融调查（CHFS）中的家庭为研究样本，将有关数据与 2016—2020 年《中国县域统计年鉴》中的宏观经济数据相匹配，在进行一系列的数据清洗和处理后，最终得到观测值为 32892 个家庭的面板数据，涉及全国 29 个省份、154 个城市和 262 个县区。数据的具体处理过程如下：一是剔除 2015 年、2017 年和 2019 年中任意一年没有被追踪受访的家庭；二是分年份对家庭的年龄结构、教育水平等变量赋值；三是利用家庭及成员标识码对单一年份内的相关数据进行横向合并；四是利用户主代码纵向合并各年份已经处理好的截面数据；五是剔除关键变量缺失的样本，生成平衡面板数据。

（二）变量定义及测度

1. 被解释变量。家庭财务是否脆弱以及家庭财务的脆弱程度从某种角度描绘了家庭财务健康状况（岳崴等，2021）。本文选取家庭财务脆弱性和家庭财务脆弱程度作为被解释变量。一方面，本文将“家庭总收入小于预期支出”或“家庭流动性资产小于非预期支出”视作家庭财务脆弱。若存在家庭财务脆弱状况，将该变量赋值为 1；否则赋值为 0。另一方面，本文以“家庭在日常性开支上入不敷出

^①少子老龄化损害家庭财务健康的理论传导机制详见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中附录一的图 1。

的差额”与“家庭遭遇意外事件的应急资金缺口”（“家庭预期支出-家庭总收入”与“家庭非预期支出-家庭流动性资产”）之和来衡量家庭财务脆弱程度，并进行对数化处理^①。

2.核心解释变量。本文以少子老龄化的虚拟变量作为核心解释变量。本文参照联合国人口统计标准和现有研究（丁金宏等，2023；韩永辉和刘洋，2024）中的相关定义：当0~14岁人口占家庭总人口的比例低于20%时，则认为家庭出现少子化现象；当60岁及以上人口占家庭总人口的比例高于10%或65岁及以上人口占家庭总人口的比例高于7%时，则认为家庭出现老龄化现象。若家庭同时出现少子化和老龄化现象，则将其视作初筛的少子老龄化家庭。在此基础上，本文结合家庭规模、成员平均年龄以及子女数量（段志民，2016），进一步筛选满足条件的少子老龄化家庭。例如，排除规模小于等于3人且有子女、平均年龄小于50岁的家庭，排除仅有一位高龄老人且规模为3~5人的家庭，排除规模在5人以上且有不超过两位高龄老人的家庭，排除不含高龄老人以及全是中年人口的样本家庭。剔除具备这些特征的家庭后，将剩余的少子老龄化家庭的少子老龄化变量赋值为1，否则赋值为0。为满足后文研究需要，本文还使用家庭生育数量和65岁及以上人口占比分别作为少子化变量和老龄化变量的测度指标^②。

3.控制变量。为缓解模型设定中可能存在的遗漏变量问题，本文在模型设定中加入户主层面、家庭层面和区县层面的控制变量。其中，户主层面的控制变量包括性别、学历水平、户口类型、婚姻状况和健康状况；家庭层面的控制变量包括家庭规模、家庭住房、家庭车辆、家庭幸福感、家庭人均收入、家庭人均资产和家庭人均消费；区县层面的控制变量包括地区生产总值和财政预算收入。

主要变量的定义及描述性统计结果见表1。

表1 主要变量的定义及描述性统计结果						
变量名称	变量定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
家庭财务脆弱性	具体见正文	32892	0.4095	0.4918	0.0000	1.0000
家庭财务脆弱程度	具体见正文	32892	-7.6241	7.4128	-16.5521	15.5255
少子老龄化	具体见正文	32892	0.3894	0.4876	0.0000	1.0000
少子化	家庭生育数量的相反数（个）	32892	-0.7954	0.8663	-8.0000	0.0000
老龄化	65岁及以上家庭人口占比	32892	0.3175	0.3888	0.0000	1.0000
性别	男=1，女=0	32892	0.8063	0.3952	0.0000	1.0000
学历水平	博士学历=6，硕士学历=5，本科学历=4，大专学历=3，高中或中专学历=2，初中及以下学历=1	32892	1.3902	0.7694	1.0000	6.0000
户口类型	农业户口=1，其他=0	32892	0.6644	0.4722	0.0000	1.0000
婚姻状况	已婚=1，其他=0	32892	0.8751	0.3306	0.0000	1.0000
健康状况	身体状况非常好=5，好=4，一般=3，不好=2，非常不好=0	32892	3.2443	1.0071	1.0000	5.0000

^①如果这两个数值为负数或者其和为负数，采取单调变换的做法，对它们之和的绝对值进行对数化处理，然后再取负数。

^②根据审稿人建议，以生育数量来衡量家庭是否少子更加准确。

表1 (续)

家庭规模	家庭总人口数(人)	32892	3.4153	1.6665	1.0000	19.0000
家庭住房	拥有自住房产=1, 其他=0	32892	0.9088	0.2879	0.0000	1.0000
家庭车辆	拥有自用汽车=1, 其他=0	32892	0.2422	0.4284	0.0000	1.0000
家庭幸福感	非常幸福=5, 幸福=4, 一般=3, 不幸福=2, 非常不幸福=1	32892	3.8091	0.8679	1.0000	5.0000
家庭人均收入	家庭总收入/家庭规模(万元/人)	32892	2.1873	5.7864	-82.1157	393.1566
家庭人均资产	家庭总资产/家庭规模(万元/人)	32892	25.9337	54.7509	0.0000	2811.3999
家庭人均消费	家庭总消费/家庭规模(万元/人)	32892	1.8368	2.3702	0.0230	107.9798
地区生产总值	家庭所在区县的地区生产总值(亿元)	32892	6.2597	6.6574	0.8450	74.8088
财政预算收入	家庭所在区县的财政预算收入(亿元)	32892	38.7651	93.9954	0.0008	1071.8000

(三) 实证模型设定

本文选取家庭财务脆弱性和家庭财务脆弱程度两个指标反映家庭的财务健康状况, 并分别构建 Probit 模型和双向固定效应模型^①, 尽可能科学准确地评估少子老龄化对家庭财务健康的影响。具体模型的设定如下:

$$Pr(VF_{ict} = 1 | Z_{ict}) = \alpha_0 + \alpha_1 AOLC_{ict} + \alpha_2 Individual_{ict} + \alpha_3 Household_{it} + \alpha_4 County_{ct} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

(1) 式中: 下标 i 表示家庭, c 表示区县, t 表示年份; Z_{ict} 表示全部解释变量; VF_{ict} 表示财务脆弱性; $AOLC_{ict}$ 表示少子老龄化变量; $Individual_{ict}$ 、 $Household_{it}$ 、 $County_{ct}$ 分别表示户主层面、家庭层面和区县层面的特征变量; μ_c 和 λ_t 分别为区县固定效应和年份固定效应; ε_{ict} 为随机误差项; $\alpha_0 \sim \alpha_4$ 为模型待估参数。

$$VF_Degree_{ict} = \beta_0 + \beta_1 AOLC_{ict} + \beta_2 Individual_{ict} + \beta_3 Household_{it} + \beta_4 County_{ct} + \mu_c + \lambda_t + \varepsilon_{ict} \quad (2)$$

(2) 式中: VF_Degree_{ict} 表示财务脆弱程度; $\beta_0 \sim \beta_4$ 为模型待估参数; 其他变量解释见前文。

四、实证结果分析

(一) 基准回归

表2汇报了少子老龄化影响家庭财务脆弱性及脆弱程度的回归结果。其中: (1)列和(2)列的估计结果表明, 在仅控制区县固定效应和年份固定效应的情况下, 少子老龄化显著加剧了家庭财务脆弱性及脆弱程度。表2(3)列和(4)列的估计结果显示, 在控制户主层面、家庭层面和区县层面的特

^①需要说明的是, 由于涉及高维对数似然函数的优化问题, Probit 模型无法固定个体效应, 故本文在正文采用 Probit 模型时仅控制区县固定效应和年份固定效应。为克服该方法忽略个体特征可能导致遗漏变量问题, 本文使用线性面板固定效应模型控制个体固定效应, 对基准结果做进一步检验, 结果详见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中的附录二。

征变量以及区县、年度固定效应的情况下，少子老龄化的估计系数通过了 1% 的显著性水平检验，说明当家庭出现少子老龄化现象后，其财务脆弱性及脆弱程度均会显著上升。上述结果说明，少子老龄化会显著加剧家庭财务脆弱性及脆弱程度，导致家庭面临财务脆弱困境。因此，前文假说 H1 得以验证。

表 2 少子老龄化对家庭财务脆弱性及脆弱程度影响的基准回归结果

变量	(1)		(2)		(3)		(4)	
	家庭财务脆弱性	标准误	家庭财务脆弱程度	标准误	家庭财务脆弱性	标准误	家庭财务脆弱程度	标准误
少子老龄化	0.3512***	0.0175	2.2383***	0.0991	0.2602***	0.0199	1.3291***	0.0864
性别					-0.1397***	0.0223	-0.2524***	0.0961
学历水平					-0.0804***	0.0141	-0.2210***	0.0450
户口类型					0.0985***	0.0248	1.0258***	0.0987
婚姻状况					-0.0767***	0.0271	-0.1990	0.1236
健康状况					-0.2426***	0.0088	-0.9890***	0.0388
家庭规模					0.0333***	0.0063	-0.0682**	0.0275
家庭住房					0.2558***	0.0309	0.9397***	0.1403
家庭车辆					-0.1639***	0.0229	-0.7291***	0.0890
家庭幸福感					-0.0670***	0.0097	-0.3236***	0.0444
家庭人均收入					-0.2740***	0.0073	-1.8319***	0.0311
家庭人均资产					-0.1892***	0.0072	-0.8527***	0.0342
家庭人均消费					0.4247***	0.0134	2.9583***	0.0663
地区生产总值					0.0072	0.0049	0.0028	0.0171
财政预算收入					0.0006	0.0005	-0.0016	0.0015
控制变量	未控制		未控制		已控制		已控制	
观测值	32892		32892		32892		32892	
R ²	0.0659		0.0984		0.2102		0.3669	

注：①***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；②标准误聚类至家庭层面；③控制变量中的家庭人均收入、家庭人均资产和家庭人均消费已做对数化处理；④区县固定效应和年份固定效应均已控制。以下各表同。

（二）稳健性检验^①

1. 替换被解释变量。为减少被解释变量测量误差而导致的估计偏误，本文分别使用以下方法替换被解释变量对基准回归结果进行再检验：①引入财务保证金，它的计算公式为“家庭总收入+流动性资产-预期支付-非预期支出”，当财务保证金为负时，则将家庭财务脆弱性变量赋值为 1，否则赋值为 0（李波和朱太辉，2022）；②选取家庭的恩格尔系数（食物支出/消费总支出）作为家庭财务脆弱程度的代理变量；③使用加权平均法重新测算家庭财务脆弱程度^②。最终，上述检验结果均支持基准回归结果的稳健性。

^①限于篇幅，稳健性检验结果详见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录一的附表 1～附表 3。

^②限于篇幅，使用加权平均法重新测算家庭财务脆弱程度的过程详见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录一第二部分。

2.调整基准回归模型设定。首先,为缓解基准回归模型设定中可能出现的遗漏变量问题,本文加入家庭固定效应和区县×年份固定效应,以控制家庭特征及其所在区县的时变经济特征。同时,本文还控制了家庭财务方面的重要影响因素,包括家庭养老保险参与情况、医疗保险参与情况、商业保险参与情况和人均负债情况。其中,家庭若参与了相应的保险,则将对对应保险参与变量赋值为1,否则赋值为0。其次,为消除由于同一区县家庭在不同时期存在的序列相关性问题,本文将稳健标准误聚类至区县层面。最后,在估计少子老龄化对家庭财务脆弱性的影响时,将Probit模型更换为Logit模型和线性概率模型(LPM)。采用以上三种方法调整基准回归模型设定后的结果仍然支持基准回归结论。

3.调整样本。本文基准回归中的部分样本可能存在一些非常规特质,进而导致估计结果出现偏误。鉴于此,对于这类样本选择偏差问题,本文尝试采用多种方法加以解决:①剔除初始禀赋不足(“入不敷出”和“资不抵债”)的财务困难样本;②剔除样本期内曾遭遇重大意外事件(自然灾害、人为灾害、破产或意外之财等)^①的样本;③考虑家庭的分户情况,将样本限定在家庭成员因出嫁、赘婿或分家而离开原有家庭的已分户家庭;④排除具有“四世同堂”“兄弟姐妹不分家”等特质的大规模家庭,将样本限定在8人以内的“三代核心家庭”中。结果显示,在使用不同的处理方法调整样本并重新估计待估参数后,少子老龄化家庭仍然面临财务脆弱困境。

(三) 内生性问题处理

1.工具变量法。前文基准回归模型设定中可能存在因遗漏变量或反向因果引致的内生性问题,故本文使用工具变量法来尽可能地增加估计结果的准确性。鉴于少子老龄化和家庭财务脆弱性均为二值虚拟变量,两阶段最小二乘法(2SLS)和IV-Probit的工具变量法不再适用。因此,本文使用Biprobit的工具变量法来矫正内生性偏误,同时使用2SLS来处理少子老龄化与家庭财务脆弱程度的内生性问题。

第一,中国于1979年正式实施计划生育政策。在此背景下,出生在1960年前的适龄生育群体(假定最低生育年龄为18岁)最先遭受政策冲击,其生育观念和生育抉择出现重大变化,进而影响到若干年后其所组建家庭的人口数量和年龄结构。因此,借鉴陈熠辉等(2023)的做法,本文分别选取“家庭中1960年前出生的人数”和“家庭中1987年前出生的人数×地区计划生育支出”^②作为少子老龄化的工具变量,试图通过计划生育政策的外部冲击来验证因少子老龄化导致的家庭财务脆弱困境。

使用上述两类工具变量重新进行估计的回归结果显示,两类工具变量与少子老龄化均存在显著的正相关关系,而且少子老龄化对家庭财务脆弱性及脆弱程度的估计系数均显著为正,说明在使用工具变量法来缓解内生性问题后,少子老龄化仍然会导致家庭面临财务脆弱困境,前文的基准回归结果稳健^③。

^①自然灾害包括地震、海啸、台风和山体滑坡;人为灾害包括火灾和车祸;破产是指因创业或投资失败导致家庭经济状况急剧恶化的情况;意外之财包括中彩票和继承意外遗产。

^②地区计划生育支出由地级市政府的医疗卫生与计划生育支出来衡量。受限于数据可得性,此处选择该数据齐全的最早年份(2007年)作为基准年份。

^③回归结果详见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中附录一的附表4。

第二,参照尹志超和张诚(2019)的研究,本文选取同一社区、同一收入阶层^①其他家庭人口平均年龄的社区均值与子女数量的社区均值的交乘项作为少子老龄化的工具变量。一方面,社区其他家庭人口平均年龄和子女数量的社区均值能够反映该片区的人口结构和少子老龄化水平,已有研究也证实年龄结构、经济水平相似的家庭具有同群效应,这表明所选工具变量与少子老龄化变量之间存在相关性(宋泽和邹红,2021)。另一方面,其他家庭人口平均年龄的社区均值与子女数量的社区均值都外生于样本家庭的财务脆弱性及脆弱程度,与影响样本家庭财务脆弱性及脆弱程度的不可观测变量无关。表3(1)~(4)列的回归结果表明,使用社区均值作为工具变量重新进行估计后,基准回归结论依旧稳健。

2.Heckman 二阶段模型。本文选用的中国家庭金融调查样本中,部分受访者不愿公开其收入、支出、资产以及负债方面的财务数据,可能导致样本出现非随机性缺失。对于这一问题,本文使用 Heckman 二阶段模型进行处理。具体步骤为:第一阶段根据受访者家庭是否选择披露财务数据的情况,构建家庭财务披露的虚拟变量,当家庭公开财务数据时,将财务披露变量赋值为1,否则赋值为0。以同一社区、同一收入阶层其他家庭的财务披露变量均值作为排他性变量,同时保持与基准回归相一致的控制变量,采用 Probit 模型对财务披露变量的影响进行估计,计算得出逆米尔斯比率(IMR)。第二阶段将所求的逆米尔斯比率加入基准回归模型中重新进行估计。表3(5)列和(6)列汇报了 Heckman 第二阶段的回归结果,可以看出,控制样本选择偏差后的估计结果与基准回归保持一致。

3.倾向得分匹配(PSM)。为缓解样本自选择问题,本文采用倾向得分匹配方法进行处理:第一步,根据少子老龄化变量,将家庭分为处理组和控制组;第二步,选取基准回归的控制变量作为协变量,采用1:1有放回的卡尺最近邻匹配法(卡尺设定为0.05)进行匹配,共得到10884个样本,并且两组协变量之间无显著差异,能够通过平衡性检验^②;第三步,对匹配后的样本重新进行回归。表3(7)列和(8)列的回归结果表明,在缓解样本自选择问题后,基准回归结果依旧稳健。

表3 以社区均值作为工具变量、使用 Heckman 二阶段模型和 PSM 进行内生性处理的回归结果

变量	Biprobit		2SLS		Heckman		PSM	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	少子 老龄化	家庭财务 脆弱性	少子 老龄化	家庭财务 脆弱程度	家庭财务 脆弱性	家庭财务 脆弱程度	家庭财务 脆弱性	家庭财务 脆弱程度
少子老龄化		0.7768*** (0.1000)		13.7010*** (1.4542)	0.2081*** (0.0204)	1.1497*** (0.0891)	0.2611*** (0.0283)	1.2229*** (0.1192)
其他家庭人口平均年龄的社区均值×子女数量的社区均值	0.0088*** (0.0007)		0.0030*** (0.0002)					

^①同一社区、同一收入阶层是指按照家庭所在的社区进行分组,计算每个社区内家庭收入的中位数,并依据家庭的收入是否大于该中位数,将同一社区内的家庭划分为高收入阶层和低收入阶层,最后将受访家庭与同一阶层的数据匹配。

^②PSM 平衡性检验结果详见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中附录一的图2。

表 3（续）

IMR				0.2694*** (0.0554)	1.0701*** (0.2353)		
K-P rk LM统计量			144.5016*** (0.0000)				
K-P rk Wald F统计量			145.6144				
Athrho统计量		-0.3262*** (0.0676)					
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	32892	32892	32892	32892	33109	33109	10884

注：①括号内数值为聚类到家庭层面的稳健标准误。以下各表同。

五、进一步分析

（一）基准回归结果的再阐释：基于少子化加剧老龄化的视角

当不考虑子女数量与质量替代理论时，多数人会认为，少子化可以减轻“生育惩罚”、降低育儿支出，有助于改善家庭的财务状况。但为何在人口老龄化背景下，少子化家庭的财务状况反倒恶化？本文构建少子化与老龄化的交乘项，并尝试对少子老龄化加剧家庭财务脆弱性及脆弱程度的效应进行分解。

表 4 汇报了相关的分解结果。表 4（1）列区分了少子化与老龄化，回归结果显示少子化和老龄化的估计系数均显著为正。这说明，少子化与老龄化均会导致家庭出现财务脆弱性的概率更高。表 4（2）列加入少子化与老龄化交乘项，估计结果显示交乘项的估计系数显著为正，这说明少子化可能会通过增加老龄化家庭的养老支出等渠道，进一步加剧老龄化对家庭财务健康的不利影响。表 4（3）列和（4）列的估计结果显示，老龄化致使家庭财务脆弱程度增加，这与学术界关于老龄化恶化家庭财务状况的普遍观点（周利，2023）相符。

进一步分析可知，少子化不仅对家庭财务健康造成负面影响，还会加剧老龄化带来的家庭财务脆弱的程度。原因在于，少子化并未促成家庭劳动力供给的增加；相反，少子化可能还触发高人力资本投资的恶性循环^①和“消费主义”陷阱。因此，可以认为，“少子化有利于家庭财务健康”的观点并不成立，少子老龄化家庭更容易面临财务脆弱困境。

表 4 考虑少子化加剧老龄化的回归结果

变量	(1) 家庭财务脆弱性	(2) 家庭财务脆弱性	(3) 家庭财务脆弱程度	(4) 家庭财务脆弱程度
少子化	0.0601*** (0.0138)	0.0632*** (0.0139)	0.3214*** (0.0610)	0.3308*** (0.0612)

^①即前文理论分析中提到的“低生育率—高人力资本投入—财务脆弱性—低生育率”的恶性循环。

表 4 (续)

老龄化	0.3373*** (0.0269)	0.3243*** (0.0273)	1.7862*** (0.1164)	1.7440*** (0.1183)
少子化×老龄化		0.2760*** (0.1049)		0.9024* (0.4715)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	32892	32892	32892	32892

(二) 机制检验：基于根本原因和直接原因的动静态分析

由前文分析可知，少子老龄化会加剧家庭财务脆弱性及脆弱程度，并使家庭面临财务脆弱困境。那么，该效应是通过何种渠道产生的？本文将该效应的成因拆解为根本原因和直接原因，深入剖析其传导路径。

1.根本原因：劳动力供给约束。实际上，家庭的少子老龄化直接体现为家庭成员人数和年龄结构的变化，这种变化会影响每一位家庭成员的工作状态、工作意愿以及工作选择（汪伟和王文鹏，2021）。本文从被动退出工作岗位、主观工作意愿降低和工作性质转换三个层面分析少子老龄化对家庭劳动力供给约束的影响。

一方面，少子老龄化会影响家庭成员的在岗状态。少子老龄化家庭中的成员退出工作岗位有三种情形。一是因高龄歧视引致的失业，例如，互联网企业通常要求在岗技术人员不能超过 35 岁。二是正常退休，根据相关法律规定，劳动者到达法定退休年龄后，须退出工作岗位。三是因劳动能力丧失引致的失业，例如，家庭中的高龄成员因身体退化、健康问题而无法继续从事体力工作，被动退出工作岗位。首先，本文基于前两种情形构建“因超龄退出工作岗位”变量，并依据家庭中存在两种情形的人数之和来衡量。其次，本文还构建“因高龄失能退出工作岗位”变量，并依据家庭中存在劳动能力丧失引致失业情形的人数来衡量。最后，本文基于前述三种退出工作岗位的情形，构建“退出工作岗位情况”虚拟变量，家庭中存在任一情形的，变量赋值为 1，否则赋值为 0。此外，文中构建了家庭劳动参与率变量和户主就业状况虚拟变量。前者依据家庭中在岗人数占家庭总人口的比例来衡量；后者根据户主目前的就业状态来衡量，若户主处于正在就业的状态，将该变量赋值为 1，否则赋值为 0。

表 5（1）列和（2）列使用 OLS 和 Probit 模型分别探讨少子老龄化对家庭劳动参与率和户主就业状况的影响。结果显示，少子老龄化会降低家庭劳动参与率，同时会导致户主更多地选择不就业。为进一步验证少子老龄化引发的工作岗位被动退出效应，表 5（3）～（5）列分别使用 probit 模型和 Oprobit 模型对前文构建的另外三个相关变量进行检验。结果显示，少子老龄化导致因超龄和因高龄失能退出工作岗位的情况增多，也显著增加了因超龄和高龄失能退出工作岗位的人数。

另一方面，少子老龄化还会影响家庭成员的主观工作意愿（Hamermesh，1998）。这种影响可分为两条路径：其一，少子化能够缓解家庭子女抚养压力，赋予家庭更多就业缓冲机会，这会促使一部分“筋疲力尽”的人暂时性地退出工作，甚至助长“享乐主义”滋生和蔓延。其二，随着年龄和工龄的增长，家庭成员的工作积极性逐渐消退，主观工作意愿下降。首先，本文根据问题“过去是否寻找

过工作”来判断受访者的主观工作意愿，构建工作意愿低的虚拟变量^①，若回答为“是”，则变量赋值为1，否则赋值为0。其次，本文区分受访者不找工作的原因：一是认为存在年龄或其他类型的歧视；二是健康原因。基于前一种情形构建“因年龄不找工作”变量，并依据家庭中存在这种情形的人数来衡量。基于后一种情形构建“因健康不找工作”变量，并依据家庭中存在该情形的人数来衡量。最后，基于前述两种情形构建“不找工作”的虚拟变量，家庭中若存在任一相应情形，将该变量赋值为1，否则赋值为0。

根据表5（6）列和（7）列使用 Probit 模型分别对少子老龄化影响工作意愿和不找工作的结果，少子老龄化显著降低了家庭成员的主观工作意愿。进一步，表5（8）列和（9）列使用 Oprobit 模型的估计结果显示，少子老龄化显著增加了家庭中因年龄或健康而不找工作的人数。

表5 基于工作岗位被动退出效应、主观工作意愿抑制效应的劳动力供给约束机制检验结果

变量	被动退出工作岗位					主观工作意愿下降			
	OLS	Probit		Oprobit		Probit		Oprobit	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	劳动参与率	户主就业状况	退出工作岗位情况	因超龄退出工作岗位	因高龄失能退出工作岗位	工作意愿低	不找工作	因年龄不找工作	因健康不找工作
少子老龄化	-0.1329*** (0.0045)	-0.8666*** (0.0228)	0.9175*** (0.0217)	0.9958*** (0.0241)	0.5934*** (0.0224)	0.4899*** (0.0254)	0.1506*** (0.0330)	0.3223*** (0.0683)	0.1339*** (0.0337)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	32892	32892	32892	32892	32892	32892	32892	32892	32892

此外，年龄往往是个体转换工作的重要影响因素。因此，受工作惰性、体力衰退和健康风险的影响，少子老龄化家庭成员的工作机会减少，这促使部分家庭成员转向限制条件少、灵活性高的非正规就业。本文通过静态分析结合动态分析的方法，探寻少子老龄化对家庭成员工作性质的影响。一方面，本文构建户主和其他家庭成员非正规就业的虚拟变量，若对应主体为非正规就业，变量赋值为1，否则赋值为0。另一方面，本文构建非正规就业人数变量和非正规就业占比变量，分别依据家庭中存在非正规就业的人数及其占家庭劳动人口的比例来衡量。

表6（1）～（4）列汇报了少子老龄化对家庭成员工作性质的静态转换结果。在（1）列和（2）列使用 Probit 模型分别检验少子老龄化影响户主和家庭成员的非正规就业的结果中，少子老龄化的估计系数显著为正，说明相较于非少子老龄化家庭，少子老龄化家庭的户主和其他成员更多地从事非正规就业。（3）列和（4）列为使用 Oprobit 模型和 OLS 进一步检验少子老龄化影响家庭非正规就业人数及其占比的结果，可以看出，少子老龄化促使家庭中从事非正规就业的人数及其在劳动人口中的占比增加。

^①2019 年开展的中国家庭金融调查（CHFS）中，仅就该问题询问城镇样本，为保持样本一致性，此处将该变量在 2019 年的农村样本统一赋值为 0（与仅保留城镇样本的回归结果一致）。

表 6 基于工作性质转换效应的劳动力供给约束机制检验结果

变量	工作性质静态转换				工作性质动态转换					
	Probit		Oprobit	OLS	Mlogit (户主)			Mlogit (家庭成员)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	户主非正 规就业	成员非正 规就业	非正规 就业人数	非正规 就业占比	工作性质 不转换	非正规就 业→正规 就业	正规就业 →非正规 就业	工作性质 不转换	非正规就 业→正规 就业	正规就业 →非正规 就业
少子 老龄化	0.2676*** (0.0348)	0.1698*** (0.0396)	0.0865*** (0.0209)	0.0365*** (0.0099)	-0.0685*** (0.0073)	-0.0071*** (0.0024)	0.0756*** (0.0066)	-0.0463*** (0.0045)	-0.0011* (0.0006)	0.0474*** (0.0044)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	22346	22346	22346	22346	14823	14823	14823	14823	14823	14823

为更加清晰地呈现少子老龄化对家庭成员工作性质影响的动态特征，本文参照宁光杰等（2023）的方法，以 2 年为一个样本期，分析户主和家庭成员工作性质的动态转换特征。例如，构建一个动态转换变量，通过比较户主和家庭成员在 2015 年和 2017 年的工作性质，判断其工作性质是否发生转换以及转换的方向。若工作性质未发生转换，变量赋值为 1；若工作性质由非正规就业转向正规就业，变量赋值为 2；若工作性质由正规就业转换为非正规就业，变量赋值为 3^①。使用相同方法对 2017—2019 年样本进行处理，最终得到 2015—2017 年和 2017—2019 年的混合截面数据。

表 6（5）～（10）列为使用 Mlogit 模型估计少子老龄化影响家庭户主和成员的工作性质动态转换特征的结果。其中：（5）列和（8）列中少子老龄化的估计系数显著为负，说明少子老龄化能够促使户主和家庭成员工作性质发生转换；（6）列和（9）列中少子老龄化的估计系数显著为负，（7）列和（10）列的估计系数显著为正，说明少子老龄化能够促使户主和家庭成员由正规就业转向非正规就业。

综合表 5 和表 6 结果可知，少子老龄化能够促使家庭成员被动退出工作岗位，降低家庭成员主观工作意愿，促使家庭成员转向非正规就业，形成家庭劳动力供给约束。本文认为这是家庭财务健康恶化的根本原因，前文假说 H2 得以验证。

2.直接原因：资产负债表恶化。少子老龄化对户主和家庭成员工作状态、工作意愿和工作性质产生的负面效应还会延伸至家庭财务端，从而对家庭的收入、支出和资产造成影响。在收入层面，工作岗位退出、工作意愿下降和转向非正规就业均会导致家庭工作收入的下降（邢春冰和邱康权，2024）。尽管少子老龄化家庭的退休金和养老金有所增加，但最终总收入仍会下降。在支出层面，老龄化带来的健康风险会导致家庭医疗支出的急剧增长，同时，子女抚养压力减轻所产生的“财务幻觉”会刺激家庭消费（陈梅等，2023）。这些因素共同推动家庭预期支出和非预期支出的扩张。在资产层面，一是少子老龄化催生的“享乐主义”会减少家庭的储蓄行为，导致家庭流动性资产减少；二是在家庭收入减少和家庭支出增加的双重影响下，少子老龄化家庭的总资产和净资产持续减少，资产负债表恶化。

^①Mlogit 模型的要求是将被解释变量构造造成有序数，然后通过模型分别估计少子老龄化对变量转向 1 的状况、转向 2 的状况和转向 3 的状况的影响。

借鉴蔡宇涵等（2024）的研究，本文以家庭成员工资、奖金和其他工作收入的总和衡量工作收入；以退休金、养老金衡量退休收入；以工作收入、退休收入以及其他收入之和衡量总收入；以在医疗、保健方面的花销衡量医疗支出；以给亲属或非亲属的生活费、过节费、红包、礼品支出及其他转移性支出之和衡量人情支出；以剔除耐用消费品的日常消费来衡量生活支出。净资产是指总资产与总负债之差。其中，总资产包括金融资产和非金融资产，总负债包括工商业负债、房屋负债等 12 项负债。

表 7 汇报了使用双向面板固定效应模型检验少子老龄化导致资产负债表恶化机制的检验结果。从收入层面看，表 7（1）列和（2）列的结果表明，少子老龄化会减少家庭工作收入、增加家庭退休收入，这一结果符合现实情况。从总收入看，老年人退休后领取的退休收入一般低于在岗工作收入，因此少子老龄化最终导致家庭总收入减少，表 7（3）列的估计结果证实了该论断。从支出层面看，表 7（4）～（6）列的结果表明，尽管少子老龄化有助于减少家庭人情支出，但会增加家庭医疗支出和生活支出，推动家庭预期支出和非预期支出^①的扩张。从资产层面看，表 7（7）～（9）列的结果表明，少子老龄化会显著减少家庭的总资产、净资产和流动资产。

综合分析表 7 结果可知，少子老龄化通过减少总收入、增加预期支出和非预期支出，破坏了家庭收支结构的平衡，并加速了家庭各层面资产的减损，最终恶化家庭资产负债表。本文认为这是少子老龄化损害家庭财务健康的直接原因，前文假说 3 得以验证。

表 7 少子老龄化导致资产负债表恶化的检验结果

变量	收入层面			支出层面			资产层面		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	工作收入	退休收入	总收入	医疗支出	人情支出	生活支出	总资产	净资产	流动资产
少子老龄化	-3.0130*** (0.0699)	4.7565*** (0.0598)	-0.1032*** (0.0029)	0.8627*** (0.0419)	-0.3007*** (0.0506)	0.6293*** (0.0404)	-0.1122*** (0.0025)	-0.0682*** (0.0072)	-0.1266*** (0.0406)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	32892	32892	32892	32892	32892	32892	32892	29011	32892

（三）异质性检验：基于退休情况和人口素质的再讨论^②

由前文分析可知，少子老龄化加剧了家庭财务脆弱性及脆弱程度。对于不同特征的家庭而言，这种影响是否具有一致性？若不一致，哪类特征的家庭更容易受到冲击？本文分别从退休情况和人口素养两个角度，验证少子老龄化对不同特征家庭财务健康的异质性影响。

1. 退休情况^③。退休情况作为判断家庭老年人是否拥有稳定收入的依据，可能导致少子老龄化加剧家庭财务脆弱性及脆弱程度的效应出现差异。为了有效甄别该差异性影响，本文分别从户主是否正式退休、家庭成员是否开始领取退休金以及退休金的高低三个方面，考察不同退休情况下少子老龄化对家庭财务脆弱性及脆弱程度的影响。

^①本文衡量家庭财务脆弱性仅用到预期支出和非预期支出，分别使用生活支出和医疗支出来衡量。

^②限于篇幅，异质性检验结果详见《中国农村经济》网站或中国知网本文附录中附录一第五部分的附表 5～附表 9。

^③退休情况包括退休、离休两种情况，故退休金也包括离休金在内。

首先,将户主已经退休的家庭标记为户主正式退休家庭,其余标记为户主未正式退休家庭;其次,将家庭成员中有从单位退休并且已开始领取退休金的家庭标记为已领取退休金的家庭,其余标记为未领取退休金家庭;再次,将家庭成员退休金之和在中位数以上的样本标记为高退休金家庭,其余标记为低退休金家庭;最后,进行分组回归。结果表明,在户主正式退休家庭、已领取退休金家庭或高退休金家庭中,少子老龄化对家庭财务脆弱性及脆弱程度的加剧效应相对较小。由此可见,充分的退休保障可成为抵御少子老龄化对家庭财务健康不利冲击的重要屏障。

2.人口素质。根据《以人口高质量发展支撑中国式现代化》可知,着力提高人口整体素质是做好新时代人口工作的关键环节。可见,高人口素质或成为应对少子老龄化对家庭财务健康不利冲击的另一种屏障。为验证这一猜想,本文从整体学历水平和金融素养水平两个角度衡量家庭人口素质,并识别不同人口素质的家庭中少子老龄化的异质性影响。具体地,以受访家庭对经济、金融方面的信息关注程度和金融资产比例来衡量家庭的金融素养水平,以家庭成员受教育年限总和来衡量家庭的整体学历水平,并分别以两者的平均值为临界点,划分高一低学历组和高一低金融素养组。分组回归后的结果表明,相较于低学历、低金融素养的家庭,少子老龄化对家庭财务脆弱性及脆弱程度的加剧效应在高学历、高金融素养的家庭中更小。这说明,高人口素质同样可成为抵御少子老龄化对家庭财务健康不利冲击的重要屏障。

(四) 拓展性分析:再论少子老龄化不利冲击的应对措施

根据前文分析可知,充分的退休保障和较高的人口素质有助于缓解少子老龄化对家庭财务健康的不利影响,但无法扭转这一人口结构变化趋势。基于此,本文从外部施策和内部转变的视角切入,尝试探寻并验证少子老龄化的应对措施。

1.外部施策。有研究表明,降低生育、养育、教育成本是鼓励生育的有效途径(郭凯明等,2021;李建伟等,2023)。那么,若政府实施更加积极的补贴政策,或帮助降低家庭的教育成本,能否有效刺激家庭生育?为验证这一问题,本文构建政府补贴变量和低教育成本变量^①。同时,分别构建少子老龄化与政府补贴、低教育成本的交乘项,代入泊松回归模型和基准回归模型后得到表8(1)~(6)列的估计结果。在表8(1)列和(2)列的估计结果中,政府补贴、少子老龄化与政府补贴交乘项的回归系数均不显著,说明仅仅依靠政府补贴不能刺激生育,无法缓解少子老龄化的不利冲击。这一结论与近年来中国各地政府陆续出台生育补贴政策却未能有效刺激生育的现实结果相符。其原因可能是:一方面,政府在样本期间(2015—2019年)对生育的补贴力度不足,未能达到扭转生育率下降的阈值(石智雷等,2024);另一方面,补贴发放不及时、申领流程烦琐等政策执行的低效率也让这一政策的效果大打折扣。况且,政策实施效果往往具有时滞性。表8(3)列的估计结果表明,在政府补贴尚未有效刺激家庭生育的情况下,该措施还可能会导致部分家庭患上“补贴依赖症”,助长其“伸手主义”和“坐吃山空”行为,最终提高少子老龄化家庭陷入财务脆弱困境的概率。表8(4)列的估计结

^①政府补贴变量通过医疗补助、教育补贴和住房补贴来衡量;低教育成本通过对子女教育支出加1后的倒数进行对数化处理后的数值衡量。

果显示,低教育成本的回归系数显著为正,说明降低子女教育成本有助于刺激生育,可作为当下生育激励政策的重要抓手。表8(5)列和(6)列的估计结果也证实了通过降低教育成本来应对少子老龄化的人口发展新常态的必要性。

2.内部转变。在少子老龄化日益加剧的背景下,可通过生育政策激发家庭的生育意识,从而提高家庭的生育意愿(王维国等,2022)。首先,本文构建高生育意识虚拟变量^①,当家庭成员的结婚目的包括生养小孩,或者家庭成员不能接受子女不生小孩时,将其视作具有高生育意识的家庭,变量赋值为1,否则赋值为0。其次,本文构建高生育意识与少子老龄化的交乘项。将上述两个变量代入回归模型,检验增强生育意识对家庭生育和对少子老龄化家庭财务脆弱性和财务脆弱程度的影响。表8(7)~(9)列的估计结果表明,家庭生育意识的增强有助于刺激生育,从源头上抑制少子老龄化,进而有利于促进少子老龄化家庭避免出现财务脆弱状况。总而言之,无论是外部施策还是内部转变的检验结果均表明,应对少子老龄化问题最有效的措施便是刺激生育,而降低教育成本和增强生育意识可作为刺激生育的两项重要措施。

表8 少子老龄化应对措施的检验结果(外部施策和内部转变)

变量	(1) 生育数量	(2) 家庭财务 脆弱性	(3) 家庭财务 脆弱程度	(4) 生育数量	(5) 家庭财务 脆弱性	(6) 家庭财务 脆弱程度	(7) 生育数量	(8) 家庭财务 脆弱性	(9) 家庭财务 脆弱程度
少子老龄化		0.2523*** (0.0205)	1.2730*** (0.0888)		0.2370*** (0.0232)	1.2565*** (0.0999)		0.3645*** (0.0598)	1.5576*** (0.2631)
政府补贴	0.0215 (0.0222)	0.0002 (0.0390)	-0.1062 (0.1623)						
少子老龄化× 政府补贴		0.0915 (0.0581)	0.6787** (0.2699)						
低教育成本				0.0623*** (0.0017)	-0.0291*** (0.0026)	-0.1259*** (0.0103)			
少子老龄化× 低教育成本					-0.0132** (0.0056)	-0.0769*** (0.0234)			
高生育意识							0.1328*** (0.0211)	0.1220*** (0.0420)	0.2753 (0.1688)
少子老龄化× 高生育意识								-0.1498** (0.0668)	-0.0848 (0.2934)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制	已控制
观测值	32892	32892	32892	32892	32892	32892	10964	10964	10964

^①由于“您认为结婚的最主要目的是什么?”和“如果您的子女选择不生小孩,您的态度是?”这两个问题仅出现在中国家庭金融调查2015年的问卷中,因此,在该回归中,本文仅使用2015年的10964个样本。

六、结论与政策建议

识别少子老龄化与家庭财务健康的关系对于现阶段的人口经济学研究具有重要意义。本文通过匹配 2015—2019 年中国家庭金融调查研究数据和区县经济统计数据,采用 Probit 模型和双向固定效应模型,检验少子老龄化家庭是否存在财务脆弱状况,并对“少子化有利于家庭财务健康”的观点进行再审视,分析其中的原因。研究发现:第一,少子老龄化会显著加剧家庭财务脆弱性及脆弱程度,在人口老龄化背景下,“少子化有利于家庭财务健康”的观点并不成立,这一结论通过了多种方式的稳健性检验。第二,少子老龄化不利于家庭财务健康的根本原因在于劳动力供给约束,包括使家庭成员被动退出工作岗位、降低其主观工作意愿和促使其工作性质由正规就业转向非正规就业。第三,少子老龄化不利于家庭财务健康的直接原因在于家庭资产负债表恶化:一是家庭收支结构失衡,体现为总收入减少、预期支出和非预期支出增加;二是家庭资产减损,体现为流动性资产、净资产和总资产减少。第四,充分的退休保障和较高的人口素质,均能够成为抵御少子老龄化对家庭财务健康不利冲击的重要屏障。第五,降低家庭教育成本和增强家庭生育意识可作为应对少子老龄化冲击的有效策略。

上述发现有助于揭示当下人口结构变化在家庭部门引发的财务效应,为防范化解家庭财务风险提供新的方向和指引,也为中国进一步构建生育友好型社会以及实现人口高质量发展提供政策启示。

第一,加强舆论引导。一方面,应引导公众转变“少子化有利于家庭财务健康”的观念,探索年轻人乐于接受的舆论引导方式,推动营造全社会尊重生育、支持合理生育的正向舆论引导环境。另一方面,倡导正确的、科学的消费观,培育理性、健康和适度的消费文化。第二,推动中高龄人群就业促进计划,加快推进反年龄歧视有关条款的立法工作。通过政策干预取消企业招聘、晋升过程中对年龄的限制,建立以能力为导向的用人筛选机制。针对中国目前高达 2 亿人次的灵活就业形态^①,设立专项就业权益保障机制,将非正规就业者纳入工伤保险覆盖范围,全面实施个人养老金制度,畅通灵活就业人员在就业地参加企业职工基本养老保险和医疗保险的渠道。第三,通过个税制度改革和多层次医疗保障体系建设,完善收入再分配调节机制,强化家庭收支及资产管理能力。继续增大个税抵扣力度,适度提高 3 岁以下婴幼儿照护、子女教育和赡养老人三项个税专项附加扣除标准,减轻家庭的抚养负担和赡养负担。健全多层次医疗保障体系,提高重大疾病医疗保障水平,加强门诊慢性病救助保障,合理降低医疗费用自付比例。第四,完善人口发展战略,以人口高质量发展助力家庭抵御少子老龄化带来的不利冲击。一方面,应深化教育卫生事业改革创新,持续加强教育强国和学习型社会建设,完善终身教育体系,加强教育科技人才培养,以人口科学文化素质、健康素质、思想道德素质为主线,着力提升人口综合素质。另一方面,加大金融知识宣教力度,深化政府、金融机构与高校三方合作,系统性、常态化地开展金融知识普及工作,着力提升家庭的金融素养水平。第五,加快完善生育支持政策体系,推动建设生育友好型社会,强化家庭的生育意识。一方面,加大政府对家庭在生育、教育、医疗以及住房方面的补贴力度,出台降低子女教育成本的配套措施。另一方面,培育新型婚育

^①资料来源:《2024 年中国新型灵活就业报告》, <https://iesr.jnu.edu.cn/2025/0416/c17210a834071/page.htm>。

文化,宣传生育的社会价值,提倡生育责任伦理共同体意识,提倡适龄婚育、优生优育。

参考文献

- 1.蔡宇涵、黄阳华、郑新业,2024:《相对经济地位与生活满意度——来自脱贫攻坚实践的证据》,《经济研究》第4期,第191-208页。
- 2.陈梅、张梦哲、石智雷,2023:《公共托幼服务对生育意愿的影响——基于断点回归的经验证据》,《经济学(季刊)》第6期,第2280-2296页。
- 3.陈熠辉、蔡庆丰、王斯琪,2023:《人口老龄化、企业债务融资与金融资源错配——基于地级市人口普查数据的实证研究》,《金融研究》第2期,第40-59页。
- 4.陈武元、陈祎、蔡庆丰,2024:《社会少子化、刘易斯拐点与家庭教育投资——基于资源再配置的研究视角》,《教育研究》第10期,第121-136页。
- 5.丁金宏、张伟佳、毛仁俊、田阳,2023:《人口年龄结构演化轨迹与转变模式:国际比较与中国特色》,《人口研究》第1期,第23-42页。
- 6.都阳、程杰、曲玥,2024:《生育支持政策的中央事权与顶层设计》,《人口研究》第2期,第3-16页。
- 7.都阳、封永刚,2021:《人口快速老龄化对经济增长的冲击》,《经济研究》第2期,第71-88页。
- 8.都阳、封永刚,2023:《人口老龄化时代中国城市居民储蓄率的决定及其含义》,《经济学动态》第6期,第29-43页。
- 9.段志民,2016:《子女数量对家庭收入的影响》,《统计研究》第10期,第83-92页。
- 10.樊纲治、王宏扬,2015:《家庭人口结构与家庭商业人身保险需求——基于中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证研究》,《金融研究》第7期,第170-189页。
- 11.郭凯明、余靖雯、龚六堂,2021:《家庭隔代抚养文化、延迟退休年龄与劳动力供给》,《经济研究》第6期,第127-141页。
- 12.韩永辉、刘洋,2024:《少子老龄化、工业智能化与宏观经济波动——基于内生经济增长理论的DSGE模型分析》,《管理世界》第1期,第20-37页。
- 13.侯佳伟、黄四林、辛自强、孙铃、张红川、窦东徽,2014:《中国人口生育意愿变迁:1980-2011》,《中国社会科学》第4期,第78-97页。
- 14.蒋承、赵晓军,2009:《中国老年照料的机会成本研究》,《管理世界》第10期,第80-87页。
- 15.李波、朱太辉,2022:《债务杠杆、财务脆弱性与家庭异质性消费行为》,《金融研究》第3期,第20-40页。
- 16.李建伟、顾天安、王骁、李嘉琪,2023:《居民人力资本的差异化分布与收入分配不平等》,《管理世界》第10期,第1-22页。
- 17.刘生龙、李军,2012:《健康、劳动参与及中国农村老年贫困》,《中国农村经济》第1期,第56-68页。
- 18.穆光宗、茆长宝,2017:《人口少子化与老龄化关系探究》,《西南民族大学学报(人文社科版)》第6期,第1-6页。
- 19.宁光杰、崔慧敏、付伟豪,2023:《信息技术发展如何影响劳动力跨行业流动?——基于工作任务与技能类型的实证研究》,《管理世界》第8期,第1-21页。
- 20.彭希哲、胡湛,2015:《当代中国家庭变迁与家庭政策重构》,《中国社会科学》第12期,第113-132页。

- 21.石智雷、王璋、魏爽、杨国超, 2024: 《生育补贴政策的激励效应与托底效应——来自生育补贴政策田野实验的证据》, 《经济研究》第11期, 第175-191页。
- 22.宋健、郑航, 2021: 《中国生育研究现状与问题——基于方法视角的观察》, 《中国人口科学》第5期, 第114-125页。
- 23.宋泽、邹红, 2021: 《增长中的分化: 同群效应对家庭消费的影响研究》, 《经济研究》第1期, 第74-89页。
- 24.汪伟、王文鹏, 2021: 《预期寿命、养老保险降费与老年劳动供给: 兼论中国退休政策改革》, 《管理世界》第9期, 第119-133页。
- 25.王维国、付裕、刘丰, 2022: 《生育政策、生育意愿与初育年龄》, 《经济研究》第9期, 第116-136页。
- 26.王伟同、周洪成、张妍彦, 2021: 《看不见的家庭教育投资: 子女升学压力与母亲收入损失》, 《经济研究》第9期, 第73-89页。
- 27.魏佳朔、高鸣, 2023: 《农业劳动力老龄化如何影响小麦全要素生产率增长》, 《中国农村经济》第2期, 第109-128页。
- 28.邢春冰、邱康权, 2024: 《非正规就业与工资差距——来自劳动密集型企员工调查的证据》, 《经济研究》第3期, 第74-92页。
- 29.尹志超、张诚, 2019: 《女性劳动参与对家庭储蓄率的影响》, 《经济研究》第4期, 第165-181页。
- 30.岳崑、王雄、张强, 2021: 《健康风险、医疗保险与家庭财务脆弱性》, 《中国工业经济》第10期, 第175-192页。
- 31.周博文、臧旭恒, 2024: 《长期护理保险对老年家庭金融脆弱性的影响——基于 CHARLS 数据的实证分析》, 《经济学动态》第12期, 第111-127页。
- 32.周利, 2023: 《人口老龄化是否加剧了中国家庭的经济脆弱性? 》, 《国际金融研究》第10期, 第28-37页。
- 33.Aksoy, Y., H. S. Basso, R. P. Smith, and T. Grasl, 2019, “Demographic Structure and Macroeconomic Trends”, *American Economic Journal: Macroeconomics*, 11(1): 193-222.
- 34.Becker, G. S., and H. G. Lewis, 1973, “On the Interaction Between the Quantity and Quality of Children”, *Journal of Political Economy*, 81(2): S279-S288.
- 35.Burtch, G., S. Camahan, and B. N. Greenwood, 2018, “Can You Gig It? An Empirical Examination of the Gig Economy and Entrepreneurial Activity”, *Management Science*, 64(12): 5497-5520.
- 36.García-Gómez, P., 2010, “Institutions, Health Shocks and Labour Market Outcomes across Europe”, *Journal of Health Economics*, 30(1): 200-213.
- 37.Grossman, M., 1972, “On the Concept of Health Capital and the Demand for Health”, *Journal of Political Economy*, 80(2): 223-255.
- 38.Hamermesh, D. S., 1998, “When We Work”, *American Economic Review*, 88(2): 321-325.
- 39.Lee, R., and A. Mason, 2010, “Fertility, Human Capital, and Economic Growth over the Demographic Transition”, *European Journal of Population*, 26(2): 159-182.
- 40.Neumark, D., I. Burn, and P. Button, 2019, “Is It Harder for Older Workers to Find Jobs? New and Improved Evidence from a Field Experiment”, *Journal of Political Economy*, 127(2): 922-970.
- 41.Oliveira, J., 2016, “The Value of Children: Inter-generational Support, Fertility, and Human Capital”, *Journal of Development Economics*, Vol.120: 1-16.

The Financial Vulnerability Distress of Households in Aging Society with Fewer Children: Rethinking the View that “Low Birthrate Is Beneficial to the Household Financial Health”

HAN Minchun HUANG Lei RAO Yulei LIU Tong
(School of Economics, Huazhong University of Science and Technology)

Summary: At a time when the view that “low birthrate is beneficial to household financial health” is prevalent, the population of China has seen negative growth for three consecutive years, and the degree of aging with fewer children continues to deepen. To clarify the financial effects of this demographic change in the household sector, this paper, from the perspective of financial vulnerability, uses data from the China Household Finance Survey and county-level economic statistics from 2015 to 2019 to identify the financial health of households in aging society with fewer children and prove the false argument that “low birthrate is beneficial to household financial health”, thus identifying the relationship between aging with fewer children and household financial health.

The findings are as follows. First, aging with fewer children significantly increases household financial vulnerability and vulnerability degree, leading households to fall into financial vulnerability distress. The argument that “low birthrate is beneficial to household financial health” does not hold. This conclusion still holds after a series of robustness tests such as variable measurement error, omitted variables, sample selection bias, sample self-selection, and serial correlation. Second, the root cause of aging with fewer children being detrimental to household financial health lies in labor supply constraints, i.e., forcing household members to passively withdraw from the workforce, reducing their subjective willingness to work, and prompting them to shift from formal to informal employment. Third, the direct cause of aging with fewer children being detrimental to household financial health lies in the deterioration of household balance sheets, which is manifested in two ways: one is an imbalance in household income and expenditure structures, characterized by a decrease in total income and an increase in both expected and unexpected expenditures; and the other is the depreciation of household assets, manifested as a decrease in liquid assets, net assets, and total assets. Fourth, adequate retirement security and high demographic quality can serve as important barriers against the adverse impact of aging with fewer children on household financial health. Lastly, reducing the cost of education for households and enhancing the awareness of fertility for households can be effective strategies to cope with the impact of aging with fewer children.

These conclusions provide useful insights for solving the complex problem of the overlapping of low birthrate and aging in China, promoting the construction of a fertility-friendly society, and improving the ability of households to cope with risks through high-quality population development.

Keywords: Ageing Society with Fewer Children; Household Financial Health; Household Financial Vulnerability; Household Financial Vulnerability Degree; Financial Vulnerability Distress

JEL Classification: D1; G0; J13; J14; J20

(责任编辑: 尚友芳)