·专题报道——健康老龄化与积极老龄化·

家庭聚餐指数对老年人主观幸福感的影响及代际团结与孤独感的链式中介效应：一项 2024 年横断面调查

刘丹[1]，徐玉卉[1]，贺进馨[1]，兰一诺[1]，朱蓉[1]，刘文萱[1]，何晶[1]，邹尚伯[1]，杜汐[1,2]

1. 天津医科大学公共卫生学院，天津 300070；
2. 天津市基本公共卫生服务质量控制中心，天津 300070
通信作者：杜汐，E-mail：duyue@tmu.edu.cn

【摘　要】目的　探讨家庭聚餐指数对老年人主观幸福感的影响，并分析代际团结与孤独感的链式中介作用。**方法**　于 2024 年 9—12 月，采用多阶段抽样方法对天津市 D 区 1 165 名≥60 岁老年人进行横断面调查，使用家庭聚餐指数量表、代际团结量表、孤独感量表及主观幸福感量表收集数据，通过结构方程模型与 Bootstrap 法（重复抽样 5 000 次）检验中介效应。**结果**　家庭聚餐指数、代际团结、孤独感及主观幸福感量表得分分别为（32.45±8.72）、（68.34±15.23）、（18.56±5.89）和（36.78±6.95）分。结构方程模型拟合良好（χ^2/df=1.98, CFI=0.97, RMSEA=0.036），路径分析显示，家庭聚餐指数直接正向预测主观幸福感（β=0.20, P<0.001）、代际团结（β=0.39, P<0.001）直接负向预测孤独感（β= –0.18, P<0.001）；代际团结显著负向预测孤独感（β= –0.50, P<0.001）且正向预测主观幸福感（β=0.25, P<0.001）；孤独感直接负向预测主观幸福感（β= –0.43, P<0.001）；家庭聚餐指数通过代际团结至孤独感的链式路径影响主观幸福感。**结论**　家庭聚餐通过增强代际团结和缓解孤独感，显著提升老年人主观幸福感，为老龄化社会的家庭政策制定提供科学依据。

【关键词】家庭聚餐指数；代际团结；孤独感；主观幸福感；链式中介模型；天津市

Impact of family dinner index on subjective well-being of the elderly and the chain mediating role of intergenerational solidarity and loneliness: a cross-sectional study, 2024

LIU Dan[1], XU Yuhui[1], HE Jinxin[1], LAN Yinuo[1], ZHU Rong[1], LIU Wenxuan[1], HE Jing[1], ZOU Shangbo[1], DU Yue[1,2] (*1. School of Public Health*, *Tianjin Medical University*, *Tianjin* 300070, *China*; *2. Tianjin Basic Public Health Service Quality Control Center*, *Tianjin* 300070, *China*)
Corresponding author: DU Yue, E-mail: duyue@tmu.edu.cn

【Abstract】 Objective　To explore the impact of the family dinner index (FDI) on subjective well-being among the elderly and analyze the chain mediating role of intergenerational solidarity and loneliness. **Methods**　A cross-sectional survey was conducted from September to December 2024 via multistage sampling, involving 1 165 elderly residents (≥ 60 years) in District D of Tianjin city. Data were collected by the Family Dinner Index Scale, Intergenerational Solidarity Scale, Loneliness Scale, and Subjective Well-being Scale. Structural equation modeling and the Bootstrap method (5 000 resamples) were employed to test the mediating role. **Results**　The scores of the Family Dinner Index, Intergenerational Solidarity, Loneliness, and Subjective Well-being Scales were (32.45±8.72), (68.34±15.23), (18.56±5.89), and (36.78±6.95), respectively. The structural equation model demonstrated a high degree of fitting (χ^2/df = 1.98, CFI = 0.97, RMSEA = 0.036). Path analysis revealed that the FDI directly and positively predicted subjective well-being (β = 0.20, P < 0.001) and intergenerational solidarity (β = 0.39, P < 0.001), while directly and negatively predicting loneliness (β = –0.18, P < 0.001). Intergenerational solidarity negatively predicted loneliness (β = –0.50, P < 0.001) and positively predicted subjective well-being (β = 0.25, P < 0.001). Loneliness directly and negatively predicted subjective well-being (β = –0.43, P < 0.001). The FDI influenced subjective well-being through the chain path from intergenerational solidarity to loneliness. **Conclusions**　Family dinners significantly enhance subjective well-being of the elderly by strengthening intergenerational solidarity and alleviating loneliness. The findings provide a scientific basis for formulating family-oriented policies in response to aging.

【Keywords】 family dinner index; intergenerational solidarity; loneliness; subjective well-being; chain mediating model; Tianjin city

开放获取：CC BY-NC-ND 4.0　DOI：10.11847/zgggws1147826
基金项目：天津市哲学社会科学规划研究项目（TJSR24–001）
第一作者：刘丹（2002—），硕士，研究方向：卫生事业管理。
收稿日期：2025-05-06　修回日期：2025-11-13　录用日期：2026-02-13
利益冲突：不存在　伦理审查：已获取　出版授权：全体作者已与编辑部签署作者贡献声明及版权转让协议

截至 2023 年末，我国≥60 周岁老年人口已达 2.97 亿，占总人口的 21.1%[1]，老龄化社会的加速对提升老年人主观幸福感提出了迫切需求。在此背景下，家庭互动作为“软性资本”[2] 的价值愈发凸显，其中家庭聚餐因其独特的代际联结功能成为关键载体。家庭聚餐是指≥2 个具有血缘或婚姻关系的家庭成员规律性参与的共餐行为，其本质是通过饮食共享实现情感联结与社会互动的仪式化实践[3]。随着核心家庭模式普及与代际分居常态化[4]，家庭聚餐逐渐成为弥合代际距离、维系关系质量的重要途径。家庭聚餐指数是系统评估家庭聚餐互动质量的多维工具[5]，为量化分析家庭互动对老年心理健康的深层影响提供了科学依据。根据代际团结理论，代际互动的质量可以用 6 个维度衡量，包括情感性团结、功能性团结、规范性团结、共识性团结、关联性团结及结构性团结[6]。研究表明，代际团结通过提供情感支持与社会资本，能显著缓解老年人的孤独感[7]，降低老年人因社会关系不足产生的情绪疏离[8]。但既有研究多关注经济支持[9]、医疗保障[10] 等“硬性资本”，忽视了家庭聚餐如何通过代际团结与孤独感的链式机制影响幸福感。本研究于 2024 年 9—12 月，在天津市 D 区以≥60 岁老年人为研究对象，探讨家庭聚餐指数对老年人主观幸福感的作用路径，特别聚焦于代际团结与孤独感的链式中介机制，旨在揭示家庭聚餐不仅作为代际团结的具象化载体，更通过缓解情感孤独这一中介通道，最终提升老年人的主观幸福感，为老龄化社会的家庭政策制定提供科学参考依据。

1 对象与方法

1.1 对象 本研究采用多阶段抽样方法：(1)从天津市全部 16 个市辖区中，采用计算机生成的随机数法随机抽取 1 个区作为研究现场，最终抽取结果为 D 区。(2)按街道老年人口密度及经济水平将天津市 D 区所有街道分层。(3)从每层中，采用计算机随机数法抽取若干社区(居委会/村)作为整群单位。(4)在每个被抽中的社区内，获取户籍老年人口名单，以户为单位，采用系统抽样法(抽样间隔 k=社区户籍老年人口总数/该社区计划抽取样本数)抽取符合条件的老年住户。(5)如被抽中住户有不止 1 名符合纳入标准的≥60 岁老人，则采用随机数表方法选择其中 1 人参与调查。纳入标准：(1)年龄≥60 岁。(2)在目标社区连续居住≥6 个月。(3)认知功能正常。排除标准：(1)患有严重精神障碍、中重度认知障碍或沟通障碍。(2)无存活子女或法定赡养人。(3)行动受限或长期卧床者。基于 27 个研究变量及多元回归模型(α=0.05，*power*=0.8，效应量 f^2=0.15)，通过公式计算基础样本量，预计 20% 的抽样误差和无效问卷，同时考虑链式中介模型的稳定性要求，最终确定样本量为 1 200 人。剔除逻辑错误、项目缺失的无效问卷后，共回收有效问卷 1 165 份，有效率 97.08%。本研究经天津市第四中心医院伦理委员会批准(批准文号：SZXLL–2024–06KY–F)，所有研究对象均签署知情同意书。

1.2 方法

1.2.1 认知功能判定 采用简易精神状态检查量表(MMSE)[11] 作为核心评估工具，该量表涵盖定向力、记忆力、注意力与计算力、语言能力等维度，是国内外公认的认知功能筛查工具。调查前，调查员均接受 MMSE 量表使用培训，包括量表条目解读、评分标准掌握及访谈技巧练习，确保评估操作统一。调查时，由调查员一对一对研究对象进行 MMSE 量表访谈评分，结合研究对象受教育年限调整判定标准：文盲<17 分、小学<20 分、中学及以上<24 分判定为中重度认知障碍。对于 MMSE 评分提示中重度认知障碍的研究对象，需由社区卫生服务中心的全科医生结合临床病史进行二次复核，最终确认认知障碍程度，避免单一量表评分的误判。

1.2.2 精神障碍程度判定 依据 ICD-11 精神与行为障碍分类标准[12]，严重精神障碍的判定需由具有执业资质的精神科医生完成。调查前，调查员通过社区卫生服务中心获取辖区内老年人口的健康档案，筛选出已确诊严重精神障碍的人群并直接排除；对于调查过程中发现存在沟通异常、情绪行为异常的研究对象，调查员记录异常表现，并联系社区卫生院全科医生进行诊断，最终诊断权归精神科医生所有。

1.2.3 调查方法与质控 调查方式为入户面对面访谈，在社区工作人员配合下，由 8 名经过统一培训的公共卫生专业研究生担任调查员。培训内容包括问卷内容解读、访谈技巧及伦理规范。调查时由调查员代填问卷，当场回收并审核，遗漏或错填项即时纠正。通过预实验(*n*=30)优化问卷流程，验证问卷信效度；调查中由 2 名督导员现场核查问卷完整性；调查后采用双人录入数据，通过逻辑校验识别异常值，不一致数据由第三方复核确认。

1.3 调查工具

1.3.1 一般资料问卷 自行编制，包括年龄、性别、婚姻状况、受教育程度、家庭人均月收入、自评健康状况等基本情况。

1.3.2 家庭聚餐指数量表 家庭聚餐指数量表基于 Skeer 等开发的家庭聚餐指数家长版(Family

Dinner Index-Parent Version, FDI-P)[5]，遵循标准化跨文化调适流程进行翻译和修订：(1) 由 2 名精通中英文的研究者独立进行正向翻译。(2) 研究小组讨论整合形成中文初稿。(3) 由另 2 名译者进行回译。(4)研究小组比较回译稿与原稿，修订条目以确保概念对等和文化适应性。(5) 在 30 名目标人群中进行预测试，根据反馈微调，形成最终中文版量表，用于评估家庭聚餐互动质量。量表包含 4 个维度，共 13 个条目：(1)沟通，指聚餐时的交流质量。(2)享受，指聚餐时的愉悦感受。(3)数字干扰，指聚餐时电子设备干扰程度。(4)家庭凝聚力，指聚餐体现的归属感。采用 Likert 5 级评分(1="从不"至 5="总是")，总分为 13～65 分，得分越高表明家庭聚餐质量越优，参照 tertile 划分标准[13]及本研究样本分布特征将家庭聚餐质量划分为 3 个水平：低水平(13～26 分)、中水平(27～45 分)、高水平(46～65 分)。本研究中的 Cronbach′s α 系数为 0.85，各维度 α 系数分别为：沟通 0.78，享受 0.81，数字干扰 0.73，家庭凝聚力 0.82。在本研究样本中进行验证性因子分析，验证预设的 4 因子模型。模型拟合指标良好：χ^2/df=2.25，CFI=0.95，TLI=0.94，RMSEA=0.045(90%*CI*=0.040～0.050)，SRMR=0.038。各条目在其对应维度上的标准化因子载荷范围在 0.58～0.86 之间，均达到统计学显著水平(P<0.001)，表明量表结构效度良好。

1.3.3　代际团结量表　采用 Bengtson 等的代际团结理论框架[6]编制量表，系统评估家庭代际互动质量。量表包含 6 个维度，共 18 个条目：(1)结构性团结，指居住距离与接触频率。(2)情感性团结，指代际情感亲密程度。(3)关联性团结，指代际互动频率。(4)规范性团结，指对代际责任的认同。(5)共识性团结，指价值观一致性。(6)功能性团结，指经济与生活支持。所有条目采用 Likert 5 级评分(1="完全不符合"至 5="完全符合")，总分为 18～90 分，得分越高表明代际团结水平越高，参照 tertile 划分标准[13]及本研究样本分布特征将代际团结水平划分为 3 个水平：低水平(18～45 分)、中水平(46～75 分)、高水平(76～90 分)。本研究中 Cronbach′s α 系数为 0.93，各维度 α 系数分别为结构性团结 0.82，情感性团结 0.89，关联性团结 0.85，规范性团结 0.78，共识性团结 0.81，功能性团结 0.87。模型拟合指标良好：χ^2/df=2.35，CFI=0.94，TLI=0.93，RMSEA=0.048(90%*CI*=0.044～0.052)，SRMR=0.041。各条目在其对应维度上的标准化因子载荷范围在 0.52～0.86 之间，均达到统计学显著水平(P<0.001)，表明量表结构效度良好。

1.3.4　孤独感量表　采用 USL-8 测量患者的孤独感[14]。USL-8 中文版本由 8 个问题组成，得分为 1(从不)～4 分(通常)，总分为 8～32 分，分数越高，表示孤独感越强，参照 USL-8 中文版本信效度检验研究中提出的划分标准：低孤独感(8～15 分)、中孤独感(16～25 分)、高孤独感(26～32 分)。本研究中的 Cronbach′s α 系数为 0.90。模型拟合指标良好：χ^2/df=2.80，CFI=0.97，TLI=0.96，RMSEA=0.055 (90%*CI*=0.050～0.060)，SRMR=0.026。所有条目的标准化因子载荷范围在 0.65～0.82 之间，均达到统计学显著水平(P<0.001)，表明量表结构效度良好。

1.3.5　主观幸福感量表　采用 Diener 等编制的总体生活满意度量表(Satisfaction With Life Scale, SWLS)，并结合付森会和晏青的修订版本编制[15]，共 9 个条目，量表采用 Likert 5 级评分(1="非常不同意"至 5="非常同意")，总分为 9～45 分，得分越高表明主观幸福感越强，并采用修订版本的划分建议确定为：低水平(9～30 分)、中水平(31～40 分)、高水平(41～45 分)[15]。本研究中 Cronbach′s α 系数为 0.93。模型拟合指标良好：χ^2/df=2.65，CFI=0.98，TLI=0.97，RMSEA=0.053 (90%*CI*=0.048～ 0.058)，SRMR= 0.022。所有条目的标准化因子载荷范围在 0.68～0.85 之间，均达到统计学显著水平(P<0.001)，表明量表结构效度良好。

1.3.6　共同方法偏差　本研究中的数据全部来自调查员报告，可能存在共同方法偏差。为了验证这一点，本研究对家庭聚餐、代际团结、孤独感和主观幸福感问卷量表中的所有变量进行了 KMO(Kaiser-Meyer-Olkin)检验和 Bartlett 球形检验，检验结果表明，KMO 值为 0.878，Bartlett 值为 156 812.527，且 P<0.01，这说明本研究的数据具备进行统计分析的可行性。

1.4　统计分析　采用 Stata 16.0 软件对数据进行分析，建立结构方程模型。计数资料采用结构相对数进行统计描述；计量资料采用 $\bar{x}\pm s$ 进行描述。在数据分析过程中，采用 Harman 单因素法进行共同方法偏差的检验，通过 Person 相关分析法探究变量间的相关性。

2 结　果

2.1　研究对象的一般人口学特征　本研究共纳入 1 165 名≥60 岁老年人，年龄范围为 60～92 岁，平均年龄为(71.24±7.85)岁。其中，男性 540 人(46.4%)，女性 625 人(53.6%)；文化程度初中及以下 864 人(74.2%)，高中/中专 201 人(17.3%)，大专及以上 100 人(8.5%)；婚姻状况已婚 796 人(68.3%)，未婚 27 人(2.3%)，其他(含丧偶、离异/分居)342 人(29.4%)。

2.2 各量表得分情况及人员分布 （表 1）家庭聚餐指数、代际团结量表、孤独感量表及主观幸福感量表的平均得分分别为（32.45±8.72）、（68.34±15.23）、（18.56±5.89）、（36.78±6.95）分，人员分布上多集中在中等水平，其中家庭聚餐高质量占 19.4%，代际团结高水平占 19.5%，低孤独感占 25.9%，高幸福感占 20.8%，各量表得分分布呈现出家庭聚餐质量、代际团结、主观幸福感间的正向关联及与孤独感的反向关联特征。

表 1 各量表得分水平分布情况（n=1 165）
Table 1 Scores and distribution of each scale（n=1 165）

量表名称	高水平		中水平		低水平	
	人数	占比/%	人数	占比/%	人数	占比/%
家庭聚餐指数量表	226	19.4	726	62.3	213	18.3
代际团结量表	228	19.5	785	67.4	152	13.1
孤独感量表	222	19.1	641	55.0	302	25.9
主观幸福感量表	242	20.8	678	58.2	245	21.0

2.3 各变量间的相关性分析 家庭聚餐指数与代际团结、主观幸福感分别呈显著正相关（r=0.41，r=0.35，P<0.001），同时代际团结与主观幸福感呈显著正相关（r=0.60，P<0.001）。家庭聚餐指数、代际团结和主观幸福感与孤独感均呈显著负相关（r= –0.38，r= –0.52，r= –0.45，P<0.001），表明家庭互动质量与代际关系紧密性对缓解孤独感和提升幸福感具有重要作用。

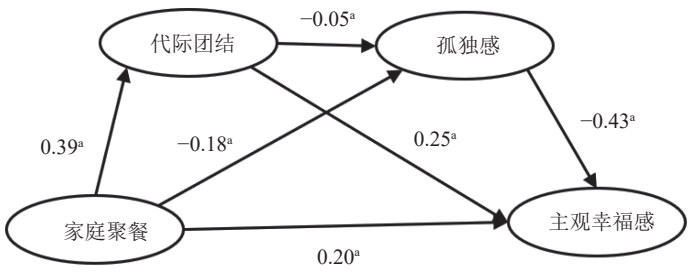
2.4 代际团结、孤独感在家庭聚餐指数与主观幸福感之间的中介作用检验

2.4.1 模型拟合结果 在构建结构方程模型前，本研究对孤独感量表和主观幸福感量表进行项目打包处理[16]，以精简条目并优化模型稳定性。孤独感量表的 8 个条目采用因子平衡法，依据因子载荷均衡性分配为 3 个综合指标，分别反映社交疏离、情感孤立和日常情境性孤独；主观幸福感量表的 9 个条目则按理论维度整合为生活满意度、正向情感和负向情感 3 个指标。通过多次模型适配度检验，打包后孤独感（χ^2/df=1.85，CFI=0.96，RMSEA=0.04）和主观幸福感（χ^2/df=2.10，CFI=0.95，RMSEA=0.05）的拟合指数均达到标准，累计方差解释率分别为 76% 和 73%，表明打包策略有效保留变量核心信息并提升模型效率。在检验链式中介模型前，本研究首先检验了家庭聚餐指数对主观幸福感的直接影响。以家庭聚餐指数为自变量、主观幸福感为因变量构建结构方程模型，结果显示模型拟合良好（χ^2/df=2.95，CFI=0.95，TLI=0.93，RMSEA=0.06），且家庭聚餐指数对主观幸福感具有显著正向预测作用（β=0.28，P<0.001）。为进一步验证代际团结与孤独感的链式中介机制，在控制年龄、性别后，构建了 3 个模型：（1）完全中介模型（M1）：家庭聚餐指数通过代际团结和孤独感的独立路径影响主观幸福感。（2）部分中介模型（M2）：在 M1 基础上增加家庭聚餐指数对主观幸福感的直接路径。（3）链式中介模型（M3）：在 M2 基础上纳入代际团结→孤独感的路径，形成“家庭聚餐→代际团结→孤独感→主观幸福感”的链式机制。链式中介模型（M3）的拟合指数显著优于其他模型（χ^2/df=1.98，CFI=0.974，RMSEA=0.036），详见表 2。

表 2 模型拟合指数比较
Table 2 Comparison of model fitting indices

模型	χ^2/df值	RMSEA	CFI	TLI	SRMR
M1	3.15	0.063	0.931	0.915	0.085
M2	2.78	0.055	0.946	0.930	0.072
M3	1.98	0.036	0.974	0.961	0.028

2.4.2 链式中介模型路径分析 （图 1）链式中介模型路径分析显示，家庭聚餐指数直接正向预测主观幸福感（β=0.20，P<0.001）；同时，家庭聚餐指数正向预测代际团结（β=0.39，P<0.001），代际团结负向预测孤独感（β= –0.50，P<0.001），孤独感负向预测主观幸福感（β= –0.43，P<0.001）；此外，家庭聚餐指数直接负向预测孤独感（β= –0.18，P<0.001），代际团结直接正向预测主观幸福感（β=0.25，P<0.001）。



注：a P<0.001。
图 1 链式中介模型
Fig. 1 Chain mediating model

2.4.3 中介效应分解(表 3) 采用 Bootstrap 法(重复抽样 5 000 次，95%*CI*)检验代际团结与孤独感的中介作用。结果显示，家庭聚餐指数对主观幸福感的总效应为 0.459(95%*CI*=0.395～0.523)，其中直接效应为 0.20(95%*CI*=0.142～0.258)，总中介效应为 0.259(95%*CI*=0.187～0.331)，占总效应的 56.43%。具体路径中，家庭聚餐指数→代际团结→主观幸福感的间接效应为 0.098，占总效应的 21.35%；家庭聚餐指数→孤独感→主观幸福感的间接效应为 0.077，占 16.78%；家庭聚餐指数→代际团结→孤独感→主观幸福感的链式中介效应为 0.084，占 18.30%。

表 3 中介效应分解与 Bootstrap 检验结果
Table 3 Decomposition of mediating role and Bootstrap test results

路径	中介效应值	$SE_{Bootstrap}$	95%*CI*	总效应占比/%
家庭聚餐→代际团结→主观幸福感	0.098	0.021	0.056～0.140	21.35
家庭聚餐指数→孤独感→主观幸福感	0.077	0.019	0.040～0.114	16.78
家庭聚餐指数→代际团结→孤独感→主观幸福感	0.084	0.026	0.032～0.136	18.30
总中介效应	0.259	0.037	0.187～0.331	56.43
直接效应	0.200	0.029	0.142～0.258	43.57
总效应	0.459	0.033	0.395～0.523	100.00

3 讨　论

本研究系统验证了家庭聚餐指数通过代际团结与孤独感的链式中介路径提升老年人主观幸福感的作用机制。这表明家庭聚餐不仅是代际互动的仪式化实践，更是传递情感支持与社会资本的重要渠道，尤其在中国家庭文化中，共餐行为作为象征性仪式强化代际情感纽带，使老年人获得归属感，这与社会情绪选择理论强调老年人优先追求情感满足的目标高度契合[17]。在国内研究中，苗国强[18]发现代际团结对老年人主观幸福感有显著正向影响，本研究进一步验证了这一点，并补充了家庭聚餐作为代际团结的具象化载体的作用，即家庭聚餐通过增加代际互动频率、深化情感交流，成为提升代际团结的重要场景。程镝等[19]提出非正式社会支持通过多层路径影响幸福感，本研究则明确了“代际团结→孤独感”这一具体链式环节，揭示了家庭互动影响幸福感的微观机制，该路径表明代际团结的资源供给可以填补老年人的社交空缺，进而降低老年人的孤独感[20]。相较于国外研究主要关注家庭聚餐对青少年的影响，如监督饮食健康[21]、规范行为举止[22]等，本研究创新性地揭示了中国孝文化背景下代际支持“向上流动”的独特性——家庭聚餐成为子女向父母传递情感联结的关键仪式，这种以尊老为核心的家庭互动模式，为制定适配中国传统文化的老龄化社会干预策略提供了实证基础。

本研究采用项目打包策略优化量表结构，有效提升模型稳定性；通过竞争模型比较，链式中介模型显著优于其他路径设定，结合 Bootstrap 法验证的中介效应稳健性，共同证实了家庭聚餐指数通过代际团结与孤独感的链式中介路径提升老年人主观幸福感机制的合理性。基于此，本研究证实了家庭聚餐是兼具“资源增益”[23]与“风险缓冲”[24]双重功能的心理社会干预靶点。这对积极应对人口老龄化具有三重启示：政策层面需推广家庭共餐计划，通过社区资源支持，如提供共餐场地、活动补贴等和媒体宣传，鼓励家庭维持规律性聚餐，促进代际日常陪伴；社区层面应组织代际技能交流活动，提升代际共识性团结，同时完善“时间银行”[25]互助模式，将代际互动转化为可持续的社会资本；针对孤独感干预，需建立老年人心理健康筛查机制，结合心理咨询帮助老年人构建替代性社会支持网络，并培训家庭成员识别老年人的孤独信号，如社交回避、情绪低落等，通过定期探视或远程互动提供情感支持。

本研究存在一定局限性。样本局限于天津市单一区域，且采用横断面设计，未来需扩展至城乡对比或多时点追踪研究以验证普适性。此外，本研究未纳入文化差异、慢性疾病等调节变量，后续可探讨代际团结机制在独居与非独居、不同经济水平群体中的异质性。

数据可用性声明 本研究的数据来源于对人类受试者的研究，涉及个人敏感信息。在进行研究之前，研究团队已按照国际伦理准则和国家相关法律法规的要求，向天津市第四中心医院伦理委员会提交了详细的研究方案并获批准。由于数据的敏感性以及保护参与者隐私的需要，无法公开提供原始数据。

参考文献

[1] 民政部, 全国老龄办, 2023 年度国家老龄事业发展公报 [EB/OL]. (2024-10-12)[2025-09-09]. https://www.gov.cn/lianbo/bumen/202410/content_6979486.htm.

[2] 王云霞. 资本主义的生态失范与绿色社会的重建——科尔曼与福斯特生态政治思想之比较 [J]. 安徽师范大学学报 (人文社会科学版), 2019, 47(5): 30-36.

[3] Fulkerson J A, Neumark-Sztainer D, Story M. Adolescent and parent views of family meals[J]. Journal of the American Dietetic Association, 2006, 106(4): 526-532.

[4] 曹子坚, 吕萃茜. 家庭结构、空间距离与居家养老 [J]. 北方金融, 2022(5): 23-30.

[5] Skeer M R, Eliasziw M, Sonneville K R, et al. A new tool to capture dimensions of family dinners in relation to adolescent health and risk-related outcomes: the ‘family dinner index’[J]. Preventive Medicine Reports, 2023, 35: 102318.

[6] Bengtson V L, Roberts R E L. Intergenerational solidarity in aging families: an example of formal theory construction[J]. Journal of Marriage and the Family, 1991, 53(4): 856-870.

[7] Hawkley L C, Cacioppo J T. Loneliness matters: a theoretical and empirical review of consequences and mechanisms[J]. Annals of Behavioral Medicine, 2010, 40(2): 218-227.

[8] 秦文哲, 杨海峰, 李蕾, 等. 农村老年人多维社会剥夺评价指标体系构建 [J]. 中国公共卫生, 2025, 41(5): 580-584.

[9] 郭沁, 欧阳乐, 曾智. 多层次社会资本对农村中老年人主观幸福感影响研究 [J]. 现代预防医学, 2024, 51(23): 4309-4314.

[10] 朱秀媛, 顾囡囡, 陈庆, 等. 长期护理保险对老年人主观幸福感的影响——基于 CHARLS 面板数据的实证分析 [J]. 中国卫生事业管理, 2024, 41(3): 264-268.

[11] 贾建平. 中国痴呆与认知障碍诊治指南 [M]. 2 版. 北京: 人民卫生出版社, 2016: 648.

[12] 王善梅, 许允帅, 钱丽菊, 等. ICD-11 精神、行为及神经发育障碍分类主要变化 [J]. 中国神经精神疾病杂志, 2020, 46(1): 43-45.

[13] Gelman A, Park D K. Splitting a predictor at the upper quarter or third and the lower quarter or third[J]. The American Statistician, 2009, 63(1): 1-8.

[14] 周亮, 黎芝, 胡宓, 等. ULS-8 孤独感量表信效度检验及其应用 [J]. 中南大学学报 (医学版), 2012, 37(11): 1124-1128.

[15] 付森会, 晏青. 新农人短视频与受众主观幸福感: 一个有调节的中介模型 [J]. 西南民族大学学报 (人文社会科学版), 2022, 43(11): 148-155.

[16] 吴艳, 温忠麟. 结构方程建模中的题目打包策略 [J]. 心理科学进展, 2011, 19(12): 1859-1867.

[17] 孟彧琦, 邢采, 刘新辉. 负期望条件下的末期效应: 情绪动机诱发风险寻求 [J]. 心理科学进展, 2019, 27(5): 789-795.

[18] 苗国强. 家庭代际团结对城市老年人主观幸福感的影响研究——基于河南省的调查 [J]. 中国软科学, 2020(1): 104-111.

[19] 程镝, 祁鑫康. 非正式社会支持: 城乡基本公共卫生服务差距下的老年人主观幸福感调和剂 [J]. 理论探讨, 2024(3): 91-98.

[20] 范围, 苗钟元. 子女情感支持对老年人日常活动能力影响 [J]. 中国公共卫生, 2024, 40(5): 615-619.

[21] Jones B L, Orton A L, Tindall S W, et al. Barriers to healthy family dinners and preventing child obesity: Focus group discussions with parents of 5-to-8-year-old children[J]. Children, 2023, 10(6): 952.

[22] Wong R S, Tung K T S, Chow K H T, et al. Exploring the role of family communication time in the association between family dinner frequency and adolescent psychological distress[J]. Current Psychology, 2023, 42(16): 13868-13876.

[23] 韩翼, 肖素芳, 张云逸. 如何实现工作-家庭共同繁荣: 基于资源增益视角 [J]. 预测, 2020, 39(1): 1-8.

[24] Pisor A C, Gurven M. Risk buffering and resource access shape valuation of out-group strangers[J]. Scientific Reports, 2016, 6: 30435.

[25] 陈盛伟. 我国时间银行互助养老系统构建研究 [J]. 理论学刊, 2024(4): 151-160.