

《心理学报》审稿意见与作者回应

题目：家人情感卷入对老年自我刻板印象的影响：基于潜变量增长模型的分析

作者：徐冉 张宝山 林瑶

第一轮

审稿人 1 意见：

本文基于潜变量增长模型探究了家庭情感卷入对老年自我刻板印象的影响，文章有一定的理论价值，也为干预研究提供了一定的建议。但文中尚有一些不足需要改进。

意见 1：作者在引言中提到，本文的重点在于考察家人情感卷入与老年自我刻板印象的发展轨迹以及两者之间的因果关系，尽管作者使用了追踪研究，但从研究设计和数据分析的角度看，也并不能验证因果关系。

回应：非常感谢审稿专家的宝贵意见。潜变量增长模型不仅可以评估两个变量随时间变化的一致性程度 (Tomarken & Waller, 2005)，还可以用来检验一个变量的初始状态如何影响另一个变量的发展。Pakpahan 等人(2017)认为潜变量增长模型主要通过估计初始水平对斜率的回归效应来进行变量间的因果推断，这实质上可以看作变量初始水平与斜率之间的一条交叉滞后路径。在当前研究中，家人情感卷入初始水平显著负向预测了老年自我刻板印象的增长速率。基于这一结果，我们大致可以判定家人情感卷入指向老年自我刻板印象的因果方向。同时，结合已有相关理论我们推断了家人情感卷入与老年自我刻板印象截距与截距、斜率与斜率之间的预测关系。

不过确实如您所说，仅凭借一条路径结果推断两个变量之间的因果关系，还是存在着一定的风险。为了进一步确认家人情感卷入与老年自我刻板印象之间的因果关系，在本轮修改中，根据 Martens 和 Haase (2006)的推荐，我们还对三次测量的家人情感卷入与老年自我刻板印象进行了交叉滞后面板分析。交叉滞后面板分析被认为是检验变量间效应方向的最佳方法 (Preacher, 2015)。在本研究中使用交叉滞后面板分析探讨变量之间因果关系时，首先需要检验四个模型：(1) 仅包括自回归效应的基线模型 M1 (见图 1, M1)；(2) 在 M1 的基础上增加家人情感卷入指向老年自我刻板印象路径的构想模型 M2 (见图 1, M2)；(3) 在 M1 的基础上增加老年自我刻板印象指向家人情感卷入路径的竞争模型 M3 (见图 1, M3)；(4) 包含 M1、M2 和 M3 所有路径的全模型 M4 (见图 1, M4)。

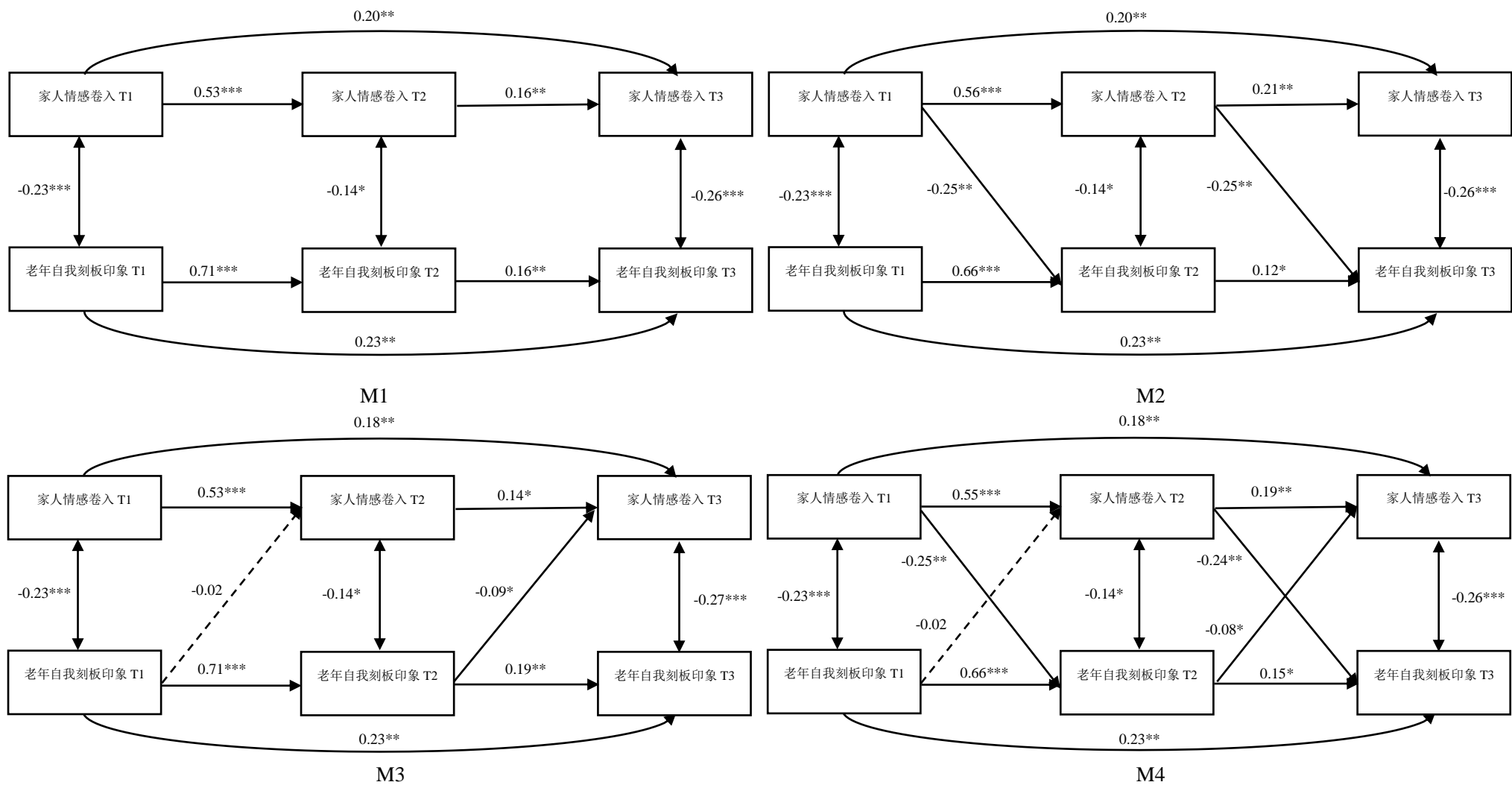


图 1 家人情感卷入与老年自我刻板印象交叉滞后面板模型

表 1 为四个模型的拟合指数以及各个模型卡方变化量比较的结果。由表可得, M2、M3、M4 的拟合指数均优于自回归模型; 并且 M2、M4 与自回归模型 M1 间的卡方差异均为显著 ($\Delta\chi^2 = 19.27$, $\Delta df = 2$, $p < 0.001$; $\Delta\chi^2 = 23.52$, $\Delta df = 4$, $p < 0.001$), 而 M3 与 M1 间卡方差异不显著 ($\Delta\chi^2 = 5.18$, $\Delta df = 2$, $p = 0.075$)。这些结果表明除了 M3, M2、M4 均优于 M1。

表 1 模型拟合指数

模型	χ^2	df	CFI	GFI	SRMR	RMSEA	模型比较	$\Delta\chi^2$	Δdf	p
M1	24.20	6	0.94	0.97	0.08	0.11				
M2	4.93	4	1.00	0.99	0.03	0.03	M1 vs. M2	19.27	2	0.000
M3	19.02	4	0.95	0.98	0.07	0.12	M1 vs. M3	5.18	2	0.075
M4	0.68	2	1.00	0.99	0.01	0.00	M1 vs. M4	23.52	4	0.000

接下来, 我们对 M2 和 M4 进行了模型比较, 结果发现, M2 和 M4 的卡方差异不显著($\Delta\chi^2 = 4.25$, $\Delta df = 2$, $p = 0.119$)。这些结果表明 M2 与 M4 无显著差异。然而, 通过对模型路径进行分析发现, M4 中 T1 老年自我刻板印象预测 T2 情感卷入的路径系数不显著($\beta = -0.02$, $SE = 0.05$, $p = 0.706$), 而虽然 T2 老年自我刻板印象预测 T3 家人情感卷入的路径系数显著($\beta = -0.08$, $SE = 0.04$, $p = 0.042$), 但是这一系数数值也很小。这些证据表明老年自我刻板印象对家人情感卷入的效应较弱并且不具有同步性 (Kenny, 1975)。基于这些结果, 最后根据模型简洁性原则, M2 被确定为理想模型。

如图 1 所示, T1 家人情感卷入显著负向预测了六个月后老年自我刻板印象($\beta = -0.25$, $SE = 0.08$, $p = 0.002$); 同样地, T2 时期家人情感卷入负向预测了 T3 老年自我刻板印象($\beta = -0.25$, $SE = 0.08$, $p = 0.001$)。潜变量增长模型和交叉滞后面板分析结果均支持了家人情感卷入对老年自我刻板印象的预测作用, 同时均不支持老年自我刻板印象对家人情感卷入的预测作用。这样, 两种方法同时犯第一类错误的概率将大大降低。因此, 在一定程度上, 我们更加可以确信家人情感卷入对老年自我刻板印象的预测作用是比较稳定的结果。

针对您的这一问题, 我们已在文稿中将交叉滞后面板分析整合到结果部分, 详见修改稿 p12–14, 交叉滞后面板分析部分。

其次, 除了以上修改, 我们还考虑到当前研究根据三波数据结果确定家人情感卷入与老年自我刻板印象之间的因果关系, 可能在严谨性上还是有失偏颇。基于此, 我们也在相关语句表述上做了一定的修改, 避免了文稿中过于绝对的表达。这些修改具体包括:

在前言部分, 我们尽量增加了一些表示不确定性的词汇 (如 “可能”) 来在一定程度上淡化对变量之间因果关系的论断, 如我们将原稿中的一些相关语句的表述修改为 “老年人家人情感卷入的总体水平**可能**负向预测了老年自我刻板印象的总体水平” (见修改稿 p4, 第 2 段, 第 10–12 行)、“老年人与家庭成员间的情感卷入的起始水平**可能**负向预测后续老年自我刻板印象的发展变化” (见修改稿 p4, 第 3 段, 第 9–11 行)、以及 “老年人家人情感卷入的发展变化**可能**负向预测了老年自我刻板印象的发展变化” (见修改稿 p5, 第 1 段, 第 2–3 行) 等。通过这样的语句表述, 我们对家人情感卷入与老年自我刻板印象之间的因果方向推论进行了更加委婉的阐述。

相应的, 在讨论部分我们也降低了对当前研究结果的绝对性表述。例如, “这些态度与评价**可能**会引发老年人对自己的感觉、想法或经验的质疑, 并促使老年人在家庭中的边缘化以及老年人对孤独的自我预期, 从而**在一定程度上**提高了消极老年自我刻板印象的水平” (见修改稿 p16, 第 3 段, 第 9–11 行) 以及 “家人情感卷入的快速衰减则会**在一定程度上**削弱老年人的心理防御机制” (见修改稿 p17, 第 2 段, 第 7 行)。

意见 2: 在研究设计方面, 建议作者解释为什么选择半年而不是其它时长作为时间间隔? 如何筛选出西安市六个社区的, 这些社区是否更具备代表性? 样本中老年人的入选标准等。

回应: 非常感谢审稿专家的宝贵意见。当前研究选择半年作为时间间隔主要有以下两方面原因。一方面, 选取半年的时间间隔主要考虑了变量本身的发展特点。随着年龄增长与社会角色转变, 家人情感支持或卷入以及老年自我刻板印象被认为在老年期发生着持续变化, 并可以在一年的追踪内表现出显著衰减或增长 (Hayslip et al., 2015; Lysaker et al., 2012; Utz et al., 2014; Yun & Yoon, 2013)。此外, 一些干预研究还表明通过互助式多家庭小组干预或积极参与老年大学可以在一年内显著改善老年人对家庭社会支持的感知以及对衰老和群体刻板印象的自我认知 (Chien & Chan, 2004; Fernández-Ballesteros et al., 2013)。基于对以往文献的梳理, 我们认为一年的追踪时间或半年的追踪间隔可以敏感地捕捉到家人情感卷入或老年自我刻板印象的变化。另一方面, 样本量一直被认为是纵向追踪设计的一个重要问题。由于需要对同一批被试反复测量多次, 研究对象很容易由于时间间隔过长或产生厌倦情绪进而导致样本流失 (王孟成, 毕向阳, 2018)。此外, 随着各项身体机能的衰退以及在社会生活中的不断边缘化, 老年人在纵向追踪上相比其他群体也更为困难。为了尽可能保证可接受的流失率、获得更大的样本量, 我们最终选择了半年作为追踪间隔。

我们已经将上面的内容整合到了文稿的前言部分, 具体内容如下:

“这种内化过程常常是无意识的并贯穿于人的一生 (Levy, 2009), 甚至在相对较短的时间内就可以表现出显著变化 (Lysaker et al., 2012)。” 详见修改稿 p2, 第 1 段, 第-11 行;

“以往研究也表明, 由年龄增长引发的退休、离婚、丧偶等生活事件导致了老年期个体感知到的家人支持在较短时期内显著衰减 (Hayslip et al., 2014; Utz et al., 2014; Yun & Yoon, 2013)。” 详见 p3, 第 2 段, 第 10-13 行。

在社区选取上, 为了确保样本的代表性, 在筛选社区时我们综合考虑了一个社区存在的时间及社区人口规模这两个因素。我们选择了中等规模 (约 1 万人口) 的社区, 从三种建立时间的社区来进行取样, 包括: 已经建立了不到 10 年, 建立了约 20 年, 和建立时间约 30 年。在这个标准下, 我们选择了 6 个社区, 总人口超过 6 万, 而老年人约占了总人口的三分之一。这些社区有大量的人口基础, 稳定的社区环境和人际关系, 这有助于保证样本选择的随机性和代表性。

关于被试的入选标准, 我们采用简单随机抽样来招募老年被试。我们在获得社区居委会的许可后, 通过社区居委会和社区广场进行宣传, 根据我国现行法定退休年龄的相关规定, 邀请 55 岁以上 (女性) 或 60 岁以上 (男性), 汉语为母语, 视力或矫正视力正常, 无脑部疾病或认知损伤的老年人前来参与研究。为了控制抽样偏差, 我们还积极地将我们的调查介绍给社区其他地点的老年人, 并邀请他们参加。与此同时, 我们还使用了滚雪球抽样法, 被试可以邀请他们的朋友、熟人来参与我们的调查。我们也在“研究对象”部分补充了这部分内容, 具体内容为:

“本研究选取了西安市六个中等规模 (约 1 万人口) 的社区 (建立时间分别为不到 10 年、约 20 年、约 30 年) 进行了简单随机抽样。我们通过社区居委会和社区广场进行宣传, 选取了 55 岁以上 (女性) 或 60 岁以上 (男性), 汉语为母语, 视力或矫正视力正常, 无脑部疾病或认知损伤的老年人为研究对象。此外, 我们还采用了滚雪球抽样法进行抽样, 即鼓励被试邀请他们的朋友、熟人来参与我们的调查。” 详见修改稿 p5, 第 4 段, 第 1-5 行。

意见 3: 研究中对被试进行了三次问卷测试, 从统计角度来说, 三个时间点的数据也只能拟合线性的潜变量增长模型, 但线性是否足以代表家庭情感卷入或者老年自我刻板印象的发展趋势? 也许需要更多的时间点来验证。

回应: 非常感谢审稿专家的指点和建议。当前研究仅建立了家人情感卷入与老年自我刻板印

象的线性潜变量增长模型，这主要是基于对以往相关领域文献的梳理确定的。具体而言，以往研究表明，老年自我刻板印象或老年期消极自我感知在相当长的一段时间内（例如 8 年）都表现出线性增长趋势 (Zhang et al., 2020)。此外，尽管目前还没有研究直接考察老年人家人情感卷入的发展趋势，但已有研究者探讨了其他年龄群体相关社会心理结构在较短时期内的发展趋势，也都以线性变化的居多。例如，DuBois 等人(2002)的一项为期两年的四波纵向研究证明了青少年早期家人支持的变化呈线性增长。最后，当前线性潜变量增长模型的建立还基于对以往研究中各类心理结构在一年期间的普遍发展规律。King (2015)发现，在一个学年内，高中生学业不满 (disaffection) 呈线性增长趋势，并且这种发展受到个体感知到的父母亲和力 (sense of relatedness) 的影响。而 Barnett 等人(2007)的研究也表明，被认为在长期随访内呈现出稳定性的精神分裂患者的空间认知能力在一年四波的追踪中表现出线性下降，而其空间工作记忆则表现出线性改善。基于这些文献，我们认为由于一般心理结构倾向于为一种能力或主观感知，在没有遭遇重大生活事件的前提下，其在一年或较短时期内的发展模式应该以线性变化为主。综上，我们推断当前研究中家人情感卷入与老年自我刻板印象在较短的一年追踪时间内很大程度上也将呈现出线性发展趋势而非复杂的曲线变化趋势。我们已经将这些内容整合到了文稿前言部分关于两变量发展的假设推导中，具体修改内容如下：

“此外，近期研究还表明老年期消极自我感知在相当长的一段时间内（例如 8 年）都表现出线性增长趋势 (Zhang et al., 2020)。”详见修改稿 p2，第 1 段，第 14-16 行；

“此外，以往研究还表明各个年龄阶段个体家庭功能、家人支持等社会心理结构在 2-5 年内常常表现出线性发展趋势 (Dubois et al., 2002; Lorenzo-Blanco et al., 2019)。”详见修改稿 p3，第 2 段，第 13-14 行。

此外，诚如专家所言，三个时间点的数据只能拟合线性潜变量增长模型，潜变量更真实的发展趋势可能仍需要第四次测量来确认。然而再增加一次测量对当前研究来说可能难以实现。这主要是因为老年样本相比其他社会群体在追踪上更加困难（从目前的流失率来看，参加后面一次测查的人数只占前一次测查人数的一半略多，如果再增加一次测查，按照前两次流失率变化的趋势，可以预测最终能够参加四次测查的人数可能非常少。这样的样本量对于此类研究来说可能略显不足，因此我们并没有进行后续的测查）。为了减少被试的流失率，保证可接受的样本量，我们在当前研究中进行了三次问卷测试。尽管大量文献支持了两个变量在一年随访内往往遵循线性变化的规律，但是缺少数据直接支持这一观点确实是本研究的缺憾。我们也深刻意识到这一问题的重要性，为了不给读者造成误解，我们特别在局限部分明确阐述了这一问题，具体内容如下：

“此外，尽管以往大量文献表明一般心理结构在一年的追踪内常表现为线性变化，我们当前的研究结果也是基于家人情感卷入与老年自我刻板印象的线性发展假设。但值得注意的是，三个时间点的数据由于只能拟合线性潜变量增长模型 (王孟成, 毕向阳, 2018)，可能无法代表更长追踪时间内家人情感卷入或老年自我刻板印象的长期发展趋势。为了更加全面地揭示变量发展趋势与变量间的关系模式，未来研究可以通过延长追踪时间与追踪次数，以获得更加精准的家人情感卷入与老年期自我刻板印象的发展效应。”(详见修改稿 p18，第 1 段，第 5-13 行)

意见 4: 作者在自检报告第五点指出计划的样本量与实际并无区别，作者是如何进行事前的功效分析并计划样本量的？建议补充解释。

回应: 感谢审稿专家的仔细审阅和宝贵建议。有研究者认为，问卷研究中，样本量应为问卷条目数的 5-10 倍 (Dwivedi et al., 2017; 谭汀娜 等, 2019)。此外，另一些有研究者提出了样本量至少应为变量最大维度数的 10-20 倍 (邢双双 等, 2018)。而切比雪夫大数定理认为，根

据核心变量数，每组样本量应大于 30 人。在当前研究中，由于我们的样本来自一项小规模社区项目，因而在最初计划样本量时，主要考虑了研究可能包含的最大变量数应该不超过 4 个，而研究所涉及的所有变量中量表最大维度数为 8（如生活质量量表），量表条目数一般在 20 左右。基于这些理论与分析，在研究前计划样本量时，我们初步确定了三波测试后最终保留样本量应至少为 160 名被试。之后，我们参考了 Williams 和 Babbie (1976)以及 Pan 和 Zhan (2020)提出的纵向数据流失率通常在 40%-50%左右可接受，同时考虑到老年人群体由于随迁以及一系列健康问题，相比于其他社会群体具有更难追踪的特点，据此估算了首次测量计划样本量为 444-640，并在此基础上在西安六个社区展开了随机抽样调查。

意见 5：建议作者在模型中控制协变量的影响。如，作者在引言第三段指出“‘可能的自我’...可能来自于老年人对自身健康状况的认识”，同时从表 1 也可看出作者测量了老年人的自评健康状况，建议在模型中纳入这类变量。

回应：感谢审稿专家的宝贵意见。在本轮修改中，我们尝试纳入自评健康状况作为控制变量进行了分析。结果表明，控制自评健康状况后，家人情感卷入截距显著预测老年自我刻板印象斜率 ($\beta = -0.87, SE = 0.41, p = 0.034$)，老年自我刻板印象斜率显著预测家人情感卷入斜率的影响 ($\beta = -1.03, SE = 0.45, p = 0.023$)，老年自我刻板印象截距对家人情感卷入截距的预测作用边缘显著 ($\beta = -0.26, SE = 0.14, p = 0.075$)。加入自评健康状况后对当前假设模型的拟合指数也稍有影响。模型拟合由原本的“ $\chi^2(7) = 8.73, p = 0.156, CFI = 0.99, TLI = 0.99, RMSEA = 0.03, SRMR = 0.03$ ”变为“ $\chi^2(11) = 26.07, p = 0.006, CFI = 0.95, TLI = 0.91, RMSEA = 0.07, SRMR = 0.05$ ”。综合以上结果可知，加入老年人自评健康状况对我们的假设模型主要路径以及当前结果没有实质的影响。研究者认为，除非控制变量与预测因子之间绝对不存在相关性，否则不适当地包含控制变量可能会产生误导性的结果，掩盖变量间真实的关系模式（例如预测因子本身的效应随着相关变量的控制而被削弱）(Paul et al., 2000)。在本研究中，老年人家人情感卷入一方面可能影响着老年人对自我健康状况的感知；另一方面，对自身健康较差的感知也不可避免影响着老年人对家人活动的关心程度以及对家人支持的感知。此外，相关分析也表明自我健康状况感知与 T3 老年人家人情感卷入存在着中等程度的相关 ($r = 0.20, p = 0.001$)。综合以上理论与分析，我们认为当前研究中加入自评健康状况作为控制变量可能会消除一部分家人情感卷入对老年自我刻板印象的效应。因此，为了保证模型较好的拟合度，更加纯粹地揭示两个变量之间的真实关系，我们本着“对控制变量的使用持保守态度”(Becker, 2005)，在最终分析中没有纳入自评健康状况这一变量。

意见 6：在共同方法偏差分析 3.1 部分，作者指出“为避免共同方法偏差的影响”，然而，Harman 单因子检验只能检验共同方法偏差的严重程度，并不能避免它的影响，建议修改表述。另外，40%的临界标准应补充参考文献。

回应：非常感谢您的建议。正如您所言，Harman 单因子检验只能用于检验共同方法偏差的严重程度，而无法避免它的影响。我们在正文中对此部分的表述进行了修改。此外，根据您的建议，我们在该部分也补充了 40%的临界标准相应的参考文献。具体修改内容如下：

“为检验三次测量受共同方法偏差影响的程度，研究分别对三次测试数据进行了 Harman 单因子检验，结果表明第一个因子解释的变异量依次为 20.77%、21.03%、19.51%，均小于 40%的临界标准 (Podsakoff et al., 2003)，说明本研究受共同方法偏差的影响并不明显。”详见修改稿 p8，第 3 段。

意见 7：在研究工具方面，作者使用的量表内部一致信度都偏低，或许其中一个原因是问题的内容并不适用于受访的老年人？另外，在鉴定量表项目的效度方面，作者使用了研究生作

为评定人是否合适？研究生对内容的看法或许跟老年人有所不同？

回应：非常感谢您的宝贵意见。为了更加严谨与准确，我们对当前研究所采用的量表内部一致性信度采取了相对保守的表述，但根据 Ziegel 等人(2005)提出的社会科学研究中量表 Cronbach α 系数应高于 0.55 的临界值，当前测量工具的信度值应该是可以接受的，所使用的量表应该可以稳定地反映老年人的家人情感卷入与老年自我刻板印象状况。此外，当前研究所采用的家人情感卷入量表 (Epstein et al., 1983)，以及用于构成老年自我刻板印象量表的弗雷波尼年龄歧视量表 (Fraboni Scale of Ageism, FSA) (Fraboni et al., 1990)与特定领域老年刻板印象量表 (Kornadt & Klaus, 2011)已被广泛应用于各个年龄阶段与各类群体的研究中。例如 Pace 等人(2014)采用家人情感卷入量表探讨了家人情感卷入与青少年网络成瘾的关系；国内学者也采用该量表考察了城乡老年人家人情感卷入的影响因素 (郝英秀 等, 2015)。类似地，一些学者基于弗雷波尼年龄歧视量表与特定领域老年刻板印象量表探讨了老年刻板印象对老年期生活质量、身心健康及幸福感的影响 (Bodner & Cohen-Fridel, 2010; Dionigi, 2015; Kornadt et al., 2013)，并在此基础上设计了一系列针对改善老年刻板印象的干预项目 (Wurtele & Maruyama, 2013)。最后，家人情感卷入量表在以往青少年、老年人研究中内部一致性信度为 0.73-0.78 (Epstein et al., 1983; Schuman et al., 2013)；类似地，在 Kornadt 等人 (2013)的研究中特定领域老年刻板印象量表在 45 岁与 65 岁人群中 Cronbach α 系数均在 0.66-0.86 左右；而弗雷波尼年龄歧视量表三个子量表在以往研究中内部一致性信度也在 0.61-0.77 之间 (Fraboni et al., 1990; Rupp et al., 2005)。基于以上原因，结合以往研究结果我们认为当前研究工具总体上适用于本研究中受访的老年人群体。我们已在“研究工具”部分相应地补充了这部分内容，详细内容如下：

在家人情感卷入研究工具部分，我们加入了以往研究中关于家人情感卷入量表的信度证据，具体内容如下：

“在以往研究中，家人情感卷入量表已被广泛应用于各个年龄阶段以及各类群体研究中 (Pace et al., 2014; 郝英秀, 郝习君, 陈长香, 2015)，在青少年和老年人群体中均有着稳定的内部一致性信度 (0.72-0.78 之间) (Epstein et al., 1983; Schuman et al., 2013)。” 详见修改稿 p6，第 2 段，第 6-8 行；

类似的，在老年自我刻板印象研究工具部分，我们也加入了当前老年自我刻板印象问卷在以往研究中的信效度信息，具体如下：

“这些项目在以往研究中被广泛应用于测量个体老年自我刻板印象，探讨老年刻板印象对老年期生活质量、身心健康及幸福感的影响 (Bodner & Cohen-Fridel, 2010; Dionigi, 2015; Kornadt et al., 2013)，具有较好的信度和效度 (Kornadt & Klaus, 2011; Rupp et al., 2005)。” 详见修改稿 p7，第 2 段，第 6-9 行。

在鉴定量表效度时，我们选取了 7 名社会心理学专业的研究生（包括两名博士生）。这些学生具有一定的研究经验，有扎实的心理学理论基础和概念体系，熟悉社会心理学、发展心理学、认知心理学和心理测量方面的知识。此外，在效度评定程序和方法上，我们尽量使操作过程简单化，尽可能减少主观评定的成分。在本研究中，我们首先分别呈现了家人情感卷入与老年自我刻板印象的定义，然后将我们的目标项目和无关的类似项目语句混合在一起。评定者需要从这些项目中找到最能反映定义的测量项目。这样的评定任务只需要评定者根据定义对项目进行是否符合的区分，对理论背景和经验要求相对较低，既能较好地反映量表的内容效度，也在一定程度上充分体现了量表的区分效度。基于此，我们认为尽管研究生作为专家鉴定量表的效度有其自身局限性，但至少在一定程度上可以确定这些项目较好地反映了概念和定义。我们在文稿方法部分对这一问题也进行了澄清，内容如下：

“在评定过程中，我们尽可能使操作过程简单化，在保证最大程度检验项目效度的同时，避免由于评定者自身主观经验不足导致的效度评定不准确的问题。具体地说，我们首先向小

组成员呈现家人情感卷入的定义，然后要求评定小组成员根据家人情感卷入的定义，在由家人情感卷入、家人沟通（“我们对人说话都直说，从不拐弯抹角”）混合在一起的项目池中（共12个项目）选择出家人情感卷入的测量项目。这样的评定任务只需要评定者根据定义对项目进行是否符合的区分，对理论背景和经验要求相对较低，既能较好地反映量表的内容效度，也在一定程度上充分体现了量表的区分效度。”见修改稿 p7，第1段，第9-15行。

意见 8：作者在文中一直强调想考察“家人情感卷入的发展对老年自我刻板印象发展的纵向影响”，但是在研究结果的最后，作者还做了一个指向相反的模型，作者需要补充原因。

回应：非常感谢审稿专家的细心阅读与宝贵意见。在结果部分最后，我们还建立了一个老年自我刻板印象预测家人情感卷入的竞争模型，这主要是为了进一步检验老年自我刻板印象与家人情感卷入之间的因果方向以及两者之间是否存在相互影响，从而避免由于我们先定的假设而无法准确把握家人情感卷入与老年自我刻板印象之间的真实关系模式。调换自变量与因变量后的潜变量增长模型结果表明，老年自我刻板印象预测家人情感卷入的主要路径不成立，也就是说老年自我刻板印象在三次测量期间的发展变化不能预测家人情感卷入的发展变化。我们希望通过这种方法进一步增强家人情感卷入与老年自我刻板印象之间的因果推断。在当前修改稿中我们也进一步澄清了这一部分内容，具体内容如下：

“为了进一步检验老年自我刻板印象与家人情感卷入之间的因果关系以及两者之间是否存在相互影响，避免由于我们先定的假设而无法准确把握两者之间的真实关系模式，我们还通过调换自变量与因变量，建立了一个老年自我刻板印象预测老年人家人情感卷入的平行增长竞争模型。”详见修改稿 p11，第2段，第1-3行。

.....

审稿人 2 意见：

本研究通过三波次的纵向数据、考察老年自我刻板印象与家人情感卷入之间发展变化关系，在家庭背景下探讨了老年刻板印象的内化过程，具有较好的理论意义。论文结构清晰，表述流畅。但有几个方面需要斟酌：

意见 1：论文在理论论述与推导部分略显单薄与凌乱。是否可以讲理论推导与假设一一对应，如论述理论推导后马上提出相应假设，并明确假设中关系的方向。

回应：非常感谢审稿专家的仔细阅读与宝贵意见。为了确保阅读的连贯性以及文章逻辑的顺畅，在原文稿前言部分我们没有设置子标题，因而也未在每段推导后马上提出相应假设。但是正如您所言，这样可能会导致前言部分结构不够清晰，推导过程与假设对应困难。为了解决这一问题，在当前修改稿中，我们在每个假设相对应的段落末尾增添了与假设类似的表述以作总结，而正式的假设仍保留在了前言末尾部分（详见修改稿 p5，第3段）。我们希望通过这种方法既确保推导过程与假设相对应，同时兼顾原有文章在结构与逻辑上的连贯性。此外，当前修改稿中我们还进一步加强了对理论的论述以及假设的推导，并在此过程中明确了假设中各变量间的关系方向。具体逻辑与思路如下：

我们首先通过介绍刻板印象具体化理论（stereotype embodiment theory, SET）与污染假说（contamination hypothesis）论证了老年自我刻板印象在老年期的增长趋势。之后我们补充了相关文献来进一步说明老年自我刻板印象的线性发展。在此基础上，我们预期“随着年龄的增长，个体关于衰老的自我刻板印象很可能会随着时间的推移表现出持续的增加，即使进入老年期以后，这种趋势也会相当稳定。”该部分内容对应了假设 1。（详见修改稿 p2，第1段）

之后，在当前修改稿 p3，第2段，我们先介绍了家人情感卷入的概念以及老年期家人

情感卷入的发展趋势,在此基础上我们补充了以往研究中家庭功能等相关社会心理变量在较短时间内线性发展证据,进而推测“老年期个体感知到的家人情感卷入水平随着时间推移将呈现线性下降或衰退的趋势。”该段落对应了假设 2。

接下来,我们通过对以往文献的回顾与梳理说明了家人情感卷入对老年自我刻板印象的影响,并在此过程中明确了两者之间的关系方向。具体来说,以往研究表明,来自家人高质量的互动与支持可以缓冲老年人的消极自我观点,帮助老年人获得有关衰老的控制感与积极期望 (Nelson, 2016); 而家人的过度专注或忽视则会加深老年人对未来自我的消极预期 (Estes, 2019; Gendron et al., 2016)。基于这些文献,我们在段落末尾增添了关于假设 3 的总结句:“从横断角度看,老年人家人情感卷入的总体水平可能负向预测了老年自我刻板印象的总体水平。”(详见修改稿 p4, 第 2 段)

关于假设 4,我们主要基于以往研究论述了家人情感卷入初始水平对老年自我刻板印象发展变化发挥的动态影响。具体而言,良好的家人情感卷入可以帮助老年人获得更加成熟的应对策略与防御资源以应对各类心理威胁,进而维持自我概念的稳定状态 (Hart, 2014; Zhang & Guo, 2017)。相反,低质量的家人情感卷入往往与老年人被动攻击、压抑或退缩等不成熟的防御机制相关联,进而加速消极老年刻板印象的内化 (乔言言 等, 2018)。在此基础上,我们认为:“在老年期发展过程中,老年人与家庭成员间的情感卷入的起始水平可能负向预测后续老年自我刻板印象的发展变化。”(详见修改稿 p4, 第 3 段)。该部分对应了前言末尾部分的假设 4。在这部分内容中,考虑到原稿中社会情感选择理论 (socioemotional selectivity theory, SST) 更多强调的是家人情感卷入对老年群体身心健康的重要意义,而没有直接地论证家人情感卷入对老年自我刻板印象的影响,因此为了节省篇幅,在当前修改稿中,我们移除了对这一理论的相关介绍。

最后,我们还推测了老年人家人情感卷入的变化速率也可能影响着老年自我刻板印象的发展。我们通过耗散结构理论 (dissipative structure theory) 论述了外部家人情感卷入的发展变化如何通过防御机制影响了老年自我刻板印象的发展变化。具体来说,当老年人感知到的家人情感卷入快速下降时,个体将会更多地采取不成熟防御策略,这加快了老年刻板印象的自我概念相关化即老年自我刻板印象的增长。我们随之补充了与假设 5 相对应的总结句:“也就是说,随着时间的推移,老年人家人情感卷入的发展变化可能负向预测了老年自我刻板印象的发展变化。”(详见修改稿 p4, 第 4 段-p5, 第 1 段)。

意见 2: 本研究中,被试流失的情况较为严重。作者仅保留了参与所有波次的被试的数据,为尽可能的利用数据,是否可以利用所有数据进行分析。

回应: 感谢您的宝贵意见。从统计识别的角度,潜变量增长模型是结构方程模型的一种特殊形式,由于每个测量指标在多个潜变量(截距与斜率因子)上有负荷,因而需要多次测量。对于无条件潜变量增长模型,确定两个潜变量结构至少需要 3 次测量指标模型才能识别。其次,为了清晰揭示研究问题,确定线性潜变量增长趋势也至少需要 3 个以上的观测点 (王孟成, 毕向阳, 2018)。基于这些原因,为了在尽可能保障样本量充足的前提下满足潜变量增长模型对样本量的一般要求,我们只保留了完成全部三次测量且两变量回答均有效的被试进行分析。

同时,我们也认识到样本量是追踪设计的一个重要问题。在当前修改稿中,第一波数据被试流失率为 44.1%,第二波数据被试流失率为 31.8%。纵向研究由于需要对同一批被试反复测量多次,研究对象很容易产生厌倦情绪进而导致样本流失 (王孟成, 毕向阳, 2018),因而流失率通常在 40%-50%左右可接受 (Pan & Zhan, 2020; Williams & Babbie, 1976)。此外,于老年人而言,由年龄增长伴随的随迁及一系列健康问题,也使老年人在纵向追踪上相比其他群体更为困难。综上,我们认为当前研究中样本的流失更多地是一种自然随机流失。

我们也在修改稿的被试部分对这个问题进行了澄清，具体内容如下：

“考虑到样本量在纵向追踪研究中的重要性，当前研究还对样本流失率进行了分析。具体而言，当前研究中第一波数据被试流失率为 44.1%，第二波数据被试流失率为 31.8%，低于 Williams 和 Babbie (1976)以及 Pan 和 Zhan (2020)提出的纵向研究流失率通常在 40%-50%可接受的临界值。”详见修改稿 p5，第 4 段，第 10 行-p6，第一段，第 3 行。

意见 3：从表 2 中两个变量的均值变化看来并没有显示出明显的线性变化趋势，但作者只做了线性发展模型，可否对这一假设进行说明。

回应：非常感谢审稿专家的仔细审阅与宝贵意见。由于均值很容易受到数据中极端值的影响，对数据的代表性较差，仅通过均值可能无法观察到变量的真实变化趋势 (Geary, 1935)。因而在当前研究中我们主要基于对以往相关领域文献的考量建立了家人情感卷入与老年自我刻板印象的线性潜变量增长模型，而没有完全参照均值的变化趋势做出推断。具体而言，以往研究表明，老年自我刻板印象或老年期消极自我感知在相当长的一段时间内（例如 8 年）都表现出线性增长趋势 (Zhang et al., 2020)。此外，诚如对第一位审稿专家回复所言，尽管目前还没有研究直接考察老年人家人情感卷入的发展趋势，但已有研究者探讨了其他年龄群体相关社会心理结构（例如家人支持、家庭功能）在较短时期内的发展趋势，也都以线性变化的居多 (Dubois et al., 2002; Lorenzo-Blanco et al., 2019)。最后，当前线性潜变量增长模型的建立还基于对以往研究中各类心理结构在一年期间的普遍发展规律。King (2015)发现，在一个学年内，高中生学业不满 (disaffection) 呈线性增长趋势，并且这种发展受到个体感知到的父母亲和力 (sense of relatedness) 的影响。而 Barnett 等人(2007)的研究也表明，被认为在长期随访内呈现出稳定性的精神分裂患者的空间认知能力在一年四波的追踪中表现出线性下降，而其空间工作记忆则表现出线性改善。基于这些文献，我们认为由于一般心理结构倾向于为一种能力或主观感知，在没有遭遇重大生活事件的前提下，其在一年或较短时期内的发展模式应该以线性变化为主。综上，我们推断当前研究中家人情感卷入与老年自我刻板印象在较短的一年追踪时间内很大程度上也将呈现出线性发展趋势而非复杂的曲线变化趋势。我们已经将这些内容整合到了文稿前言部分关于两变量发展的假设推导中，具体内容如下：

“此外，近期研究还表明老年期消极自我感知在相当长的一段时间内（例如 8 年）都表现出线性增长趋势 (Zhang et al., 2020)。”详见修改稿 p2，第 1 段，第 14-16 行；

“以往研究还表明各个年龄阶段个体家庭功能、家人支持等社会心理结构在 2-5 年内常常表现出线性发展趋势 (Dubois et al., 2002; Lorenzo-Blanco et al., 2019)。”详见修改稿 p3，第 2 段，第 13-14 行。

意见 4：对结果的解释可以再仔细斟酌，特别是有关初始值的解释。被试处于不同的年龄，两个变量都处于变化的过程当中，测试的初始点到底有何含义？此外，从数据分析上来说，两个 slope 之间的关系根本上是相关关系，进行因果推断需要更加谨慎。

回应：非常感谢审稿专家的指点和建议！

(1)潜变量增长模型(latent growth model, LGM)作为结构方程模型(structural equation model, SEM)的一种特殊类型，近十几年来得到了研究者的广泛应用 (Tomarken & Waller, 2005)。Aitkin 和 Longford (1986)最初提出了潜变量增长建模的方法，这种方法不仅可以提供变量整体的发展趋势，也有助于我们了解被调查变量第一次测量值与其随时间发展变化的被试间差异信息 (Mund & Nestler, 2019)。在当前研究中，测试的初始点主要为家人情感卷入与老年自我刻板印象的发展变化提供了初始参照水平；同时，相比于传统的描述性统计或相关分析仅采用均值进行比较，潜变量增长模型还为我们提供了被试在测量初始点的个体间

差异信息，从而减少被试在初始测量时由年龄差异导致的变量变化无法解释的情况。此外，在家人情感卷入与老年自我刻板印象的平行增长模型中，两个变量初始值之间的相关也有助于我们在整体水平上理解家人情感卷入与老年自我刻板印象之间的关系。

(2) 针对审稿专家提出的“两个 slope 之间的关系根本上是相关关系，进行因果推断需要更加谨慎”这一问题，我们主要从下面两个方面进行了解答与修改。

第一，诚如您所言，家人情感卷入斜率与老年自我刻板印象斜率之间实质上是一种相关关系。Pakpahan 等人(2017)认为潜变量增长模型侧重于探讨一个变量初始状态如何影响另一个变量的增长，主要通过估计初始水平对斜率的回归效应进行变量间因果推断，这实质上可以看作变量初始水平与斜率之间的一条交叉滞后路径。在当前研究中，尽管家人情感卷入与老年自我刻板印象截距与截距、斜率与斜率之间实质上是一种相关关系，但是家人情感卷入初始水平显著负向预测了老年自我刻板印象的增长速率。基于这一结果，我们确定了家人情感卷入指向老年自我刻板印象的因果方向。同时结合已有相关理论，我们推断了家人情感卷入与老年自我刻板印象截距与截距、斜率与斜率之间的预测关系。

不过确实如您所说，仅凭借一条路径结果推断两个变量之间的因果关系，还是存在着一定的风险。为了进一步加强家人情感卷入与老年自我刻板印象之间的因果论证，在本轮修改中，根据 Martens 和 Haase (2006)的推荐，我们还对三次测量的家人情感卷入与老年自我刻板印象进行了交叉滞后面板分析。交叉滞后面板分析被认为是检验变量间效应方向的最佳方法 (Preacher, 2015)。在本研究中使用交叉滞后面板分析探讨变量之间因果关系时，首先需要检验四个模型：(1)仅包括自回归效应的基线模型 M1(图 2, M1)；(2)在 M1 的基础上增加家人情感卷入指向老年自我刻板印象路径的构想模型 M2(图 2, M2)；(3)在 M1 的基础上增加老年自我刻板印象指向家人情感卷入路径的竞争模型 M3(图 2, M3)；(4)包含 M1、M2 和 M3 所有路径的全模型 M4(图 2, M4)。

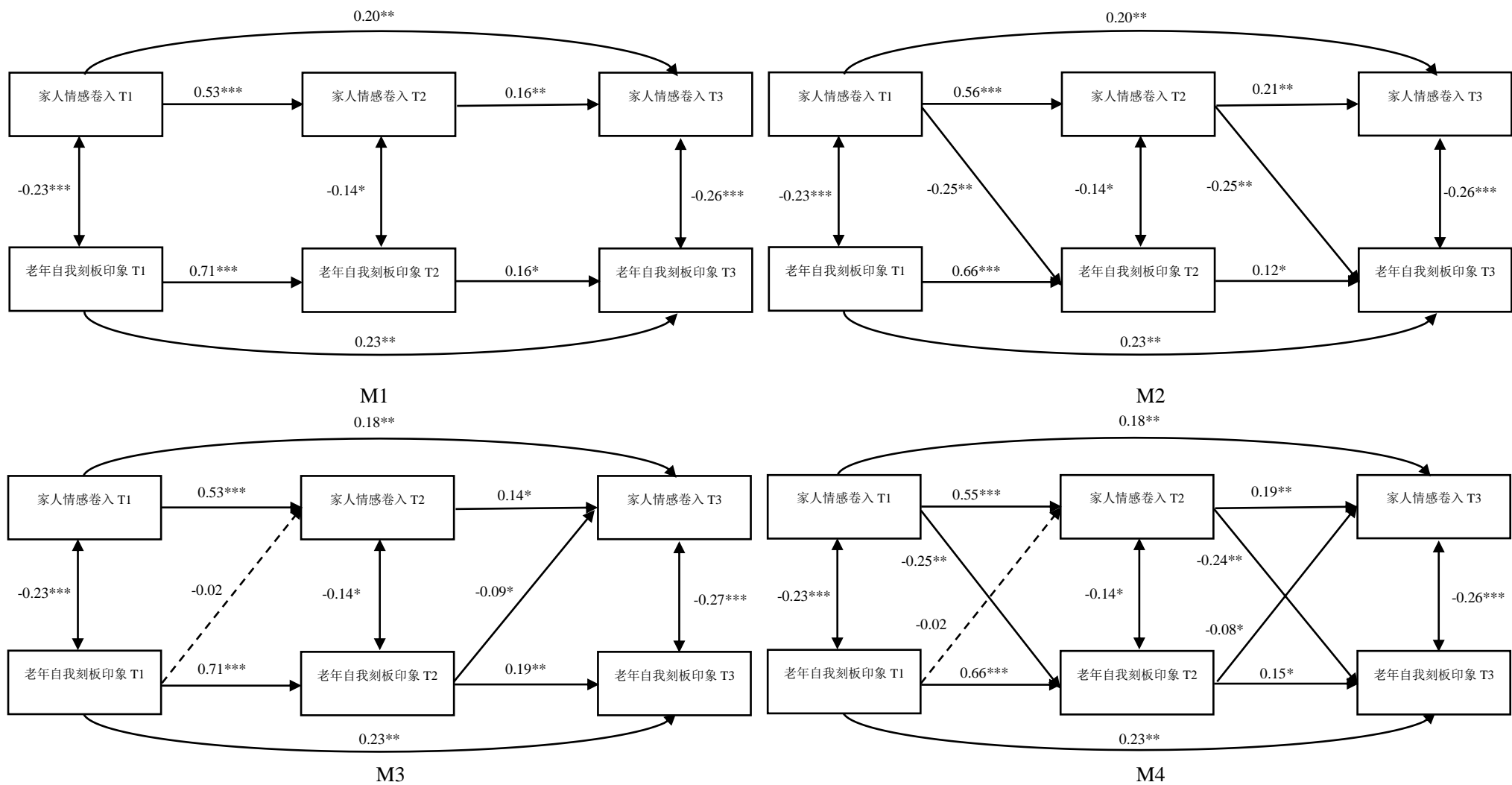


图 2 家人情感卷入与老年自我刻板印象交叉滞后面板模型

表 2 为四个模型的拟合指数以及各个模型卡方变化量比较的结果。由表可得, M2、M3、M4 的拟合指数均优于自回归模型; 并且 M2、M4 与自回归模型 M1 间的卡方差异均为显著 ($\Delta\chi^2 = 19.27$, $\Delta df = 2$, $p < 0.001$; $\Delta\chi^2 = 23.52$, $\Delta df = 4$, $p < 0.001$), 而 M3 与 M1 间卡方差异不显著 ($\Delta\chi^2 = 5.18$, $\Delta df = 2$, $p = 0.075$)。这些结果表明除了 M3, M2、M4 均优于 M1。

表 2 模型拟合指数

模型	χ^2	df	CFI	GFI	SRMR	RMSEA	模型比较	$\Delta\chi^2$	Δdf	p
M1	24.20	6	0.94	0.97	0.08	0.11				
M2	4.93	4	1.00	0.99	0.03	0.03	M1 vs. M2	19.27	2	0.000
M3	19.02	4	0.95	0.98	0.07	0.12	M1 vs. M3	5.18	2	0.075
M4	0.68	2	1.00	0.99	0.01	0.00	M1 vs. M4	23.52	4	0.000

接下来, 我们对 M2 和 M4 进行了模型比较, 结果发现, M2 和 M4 的卡方差异不显著($\Delta\chi^2 = 4.25$, $\Delta df = 2$, $p = 0.119$)。这些结果表明 M2 与 M4 无显著差异。然而, 通过对模型路径进行分析发现, M4 中 T1 老年自我刻板印象预测 T2 情感卷入的路径系数不显著($\beta = -0.02$, $SE = 0.05$, $p = 0.706$), 而虽然 T2 老年自我刻板印象预测 T3 家人情感卷入的路径系数显著($\beta = -0.08$, $SE = 0.04$, $p = 0.042$), 但是这一系数数值也很小。这些证据表明老年自我刻板印象对家人情感卷入的效应较弱并且不具有同步性 (Kenny, 1975)。基于这些结果, 最后根据模型简洁性原则, M2 被确定为理想模型。

如图 2 所示, T1 家人情感卷入显著负向预测了六个月后老年自我刻板印象($\beta = -0.25$, $SE = 0.08$, $p = 0.002$); 同样地, T2 时期家人情感卷入负向预测了 T3 老年自我刻板印象($\beta = -0.25$, $SE = 0.08$, $p = 0.001$)。潜变量增长模型和交叉滞后面板分析结果均支持了家人情感卷入对老年自我刻板印象的预测作用, 同时均不支持老年自我刻板印象对家人情感卷入的预测作用。这样, 两种方法同时犯第一类错误的概率将大大降低。因此, 在一定程度上, 我们更加可以确信家人情感卷入对老年自我刻板印象的预测作用是比较稳定的结果。

针对您的这一问题, 我们已在文稿中将交叉滞后面板分析整合到结果部分, 详见修改稿 p12–14, 交叉滞后面板分析部分。

第二, 除了以上修改, 我们还考虑到当前研究根据三波数据结果就确定家人情感卷入与老年自我刻板印象之间的因果关系, 可能在严谨性上还是有失偏颇。基于此, 我们也在相关语句表述上做了一定的修改, 避免了文稿中过于绝对的表达。这些修改具体包括:

在前言部分, 我们尽量增加了一些表示不确定性的词汇 (如 “可能”) 来在一定程度上淡化对变量之间因果关系的论断, 如我们将原稿中的一些相关语句的表述修改为 “老年人家人情感卷入的总体水平**可能**负向预测了老年自我刻板印象的总体水平” (见修改稿 p4, 第 2 段, 第 10–12 行)、“老年人与家庭成员间的情感卷入的起始水平**可能**负向预测后续老年自我刻板印象的发展变化” (见修改稿 p4, 第 3 段, 第 9–11 行)、以及 “老年人家人情感卷入的发展变化**可能**负向预测了老年自我刻板印象的发展变化” (见修改稿 p5, 第 1 段, 第 2–3 行) 等。通过这样的语句表述, 我们对家人情感卷入与老年自我刻板印象之间的因果方向推论进行了更加委婉的阐述。

相应的, 在讨论部分我们也降低了对当前研究结果的绝对性表述。例如, “这些态度与评价**可能**会引发老年人对自己的感觉、想法或经验的质疑, 并促使老年人在家庭中的边缘化以及老年人对孤独的自我预期, 从而**在一定程度上**提高了消极老年自我刻板印象的水平” (见修改稿 p16, 第 3 段, 第 9–11 行) 以及 “家人情感卷入的快速衰减则会**在一定程度上**削弱老年人的心理防御机制” (见修改稿 p17, 第 2 段, 第 7 行)。

意见 5: 文章在数据报告与表述上存在一些问题, 例如, 第 8 页“截距与斜率的协方差显著相关, ($r = -2.06, p = 0.003$)”标注有误。 r 表示相关系数, 而不是协方差。又例如, 在报告潜变量模型的截距与斜率估计参数时, 只报告了参数估计值, 而没有报告 SE 或者置信区间。又如, 结果报告中支持证据与假设 4、5 有出入, 且“最后, 老年人感知到的家人情感卷入的截距对老年自我刻板印象斜率的回归系数显著, $\beta = -0.78, p = 0.033$, 表明家人情感卷入的截距负向预测老年自我刻板印象 T1 到 T3 期间的变化, 即老年人感知到的家人情感卷入初始水平越高, 老年自我刻板印象下降速度越快”这一句的表述也存在问题等等。请作者仔细检查。

回应: 非常感谢审稿专家的仔细审阅与宝贵意见。我们已对原文中结果部分数据报告与相关表述进行了仔细检查与更正;

首先, 我们在原稿中混淆了协方差与相关系数。参考以往文献表述, 为了便于理解与解释, 我们在当前修改稿中报告了截距与斜率之间的协方差标准化系数即相关系数, 并相应地更正了相关表述, 如“截距和斜率之间相关显著 ($r = -0.87, p = 0.003$)” (详见修改稿 p9, 第 1 段, 第 8 行);

其次, 根据您的建议, 我们在结果部分补充了相关参数估计值 SE; 另一方面, SE 作为置信区间计算的重要参数与依据, 以往研究一般仅选择 SE 或置信区间其一进行报告 (Zuffianò et al., 2018)。由于 Mplus 软件不直接输出置信区间, 故当前修改稿中仅报告了 SE 而未报告置信区间;

第三点, 我们重新整理了结果部分有关假设印证的一系列阐述, 以确保其与前言部分一一对应。具体而言, 我们将结果部分“家人情感卷入的截距负向预测老年自我刻板印象 T1 到 T3 期间的变化”对应了“支持了假设 4”, 而“家人情感卷入的斜率负向预测老年自我刻板印象 T1 到 T3 期间的变化”对应了“支持了假设 5” (详见修改稿 p11, 第 2 段, 第 4 行-8 行);

最后, 对于审稿专家提到的结果部分的错误表述, 我们已经将该句修改为“老年人感知到的家人情感卷入的截距显著负向预测老年自我刻板印象斜率, $\beta = -0.78, SE = 0.37, p = 0.032$, 表明老年人感知到的家人情感卷入初始水平越低, 老年自我刻板印象增长速度越快, 这一结果支持了假设 4。” (详见修改稿 p11, 第 2 段, 第 4 行-6 行);

此外, 我们也再次对结果部分进行了全面检查, 对由纰漏导致的不准确表述做了彻底修改。具体包括:

我们将原文中“为避免共同方法偏差的影响”修改为了“为检验三次测量受共同方法偏差影响的程度, 研究分别对三次测试数据进行了 Harman 单因子检验。” (见修改稿 p8, 第 3 段, 第 1 行);

我们将原文中表 3 标题由“家人情感卷入与老年自我刻板印象线性及非线性无条件潜变量增长模型的拟合指标”修改为了“家人情感卷入与老年自我刻板印象线性无条件潜变量增长模型的拟合指标” (见修改稿 p10, 表 3);

最后, 我们还确保了图表编号与正文中一一对应。例如, 我们将文中“三次测量的家人情感卷入与老年自我刻板印象的均值、标准差及相关系数矩阵”由原来的“如表 1 所示”修改为“如表 2 所示”。 (见修改稿 p8, 第 4 段, 第 1 行)

参考文献

- Aitkin, M., & Longford, N. (1986). Statistical Modelling Issues in School Effectiveness Studies. *Journal of the Royal Statistical Society. Series A (General)*, 149, 1–43.
- Barnett, J. H., Croudace, T. J., Jaycock, S., Blackwell, C., Hynes, F., Sahakian, B. J., ... Jones, P. B. (2007). Improvement and decline of cognitive function in schizophrenia over one year: a longitudinal investigation using latent growth modelling. *BMC Psychiatry*, 7,

- Bodner, E., & Cohen-Fridel, S. (2010). Relations between attachment styles, ageism and quality of life in late life. *International Psychogeriatrics*, 22, 1353–1361.
- Chien, W.-T., & Chan, S. W. C. (2004). One-Year Follow-up of a Multiple-Family-Group Intervention for Chinese Families of Patients With Schizophrenia. *Psychiatric Services*, 55, 1276–1284.
- Dionigi, R. A. (2015). Stereotypes of aging: Their effects on the health of older adults. *Journal of Geriatrics*, 2015, 1–9.
- Dubois, D. L., Burk-Braxton, C., Swenson, L. P., Tevendale, H. D., Lockerd, E. M., & Moran, B. L. (2002). Getting by with a little help from self and others: Self-esteem and social support as resources during early adolescence. *Developmental Psychology*, 38, 822–839.
- Dwivedi, A. K., Mallawaarachchi, I., & Alvarado, L. A. (2017). Analysis of small sample size studies using nonparametric bootstrap test with pooled resampling method. *Statistics in Medicine*, 36, 2187–2205.
- Epstein, N. B., Baldwin, L. M., & Bishop, D. S. (1983). The Mc Master family assessment device. *Journal of Marital and Family Therapy*, 9, 171–180.
- Estes, C. L. (2019). *Aging AZ: Concepts Toward Emancipatory Gerontology*. Routledge.
- Fernández-Ballesteros, R., Caprara, M., Schettini, R., Bustillos, A., Mendoza-Nunez, V., Orosa, T., ... Zamarrón, M. D. (2013). Effects of university programs for older adults: changes in cultural and group stereotype, self-perception of aging, and emotional balance. *Educational Gerontology*, 39, 119–131.
- Fraboni, M., Saltstone, R., & Hughes, S. (1990). The Fraboni scale of ageism (FSA): An attempt at a more precise measure of ageism. *Canadian Journal on Aging*, 9, 56–66.
- Geary, R. C. (1935). The ratio of the mean deviation to the standard deviation as a test of normality. *Biometrika*, 27, 310.
- Gendron, T. L., Welleford, E. A., Inker, J., & White, J. T. (2016). The language of ageism: Why we need to use words carefully. *The Gerontologist*, 56, 997–1006.
- Hart, J. (2014). Toward an integrative theory of psychological defense. *Perspectives on Psychological Science A Journal of the Association for Psychological Science*, 9(1), 19–39.
- Hayslip, B., Blumenthal, H., & Garner, A. (2015). Social support and grandparent caregiver health: one-year longitudinal findings for grandparents raising their grandchildren. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 70, 804–812.
- Hao, Y., Hao, X., & Chen, C. (2015). Family function and its influencing factors among urban and rural elderlies in Hebei province. *Chinese Journal of Public Health*, 31(2), 149–152.
- [郝英秀, 郝习君, 陈长香. (2015). 河北省城乡老年家庭功能影响因素分析. *中国公共卫生*, 31, 149–152]
- Kenny, D. A. (1975). Cross-lagged panel correlation: A test for spuriousness. *Psychological Bulletin*, 82, 887–903.
- King, R. B. (2015). Sense of relatedness boosts engagement, achievement, and well-being: A latent growth model study. *Contemporary Educational Psychology*, 42, 26–38.
- Kornadt, A. E., & Klaus, R. (2011). Contexts of aging: Assessing evaluative age stereotypes in different life domains. *Journals of Gerontology*, 66, 547–556.
- Kornadt, A. E., & Rothermund, K. (2012). Internalization of age stereotypes into the self-concept via future self-views: A general model and domain-specific differences. *Psychology and Aging*, 27, 164–172.
- Kornadt, A. E., Voss, P., & Rothermund, K. (2013). Multiple standards of aging: gender-specific age stereotypes in different life domains. *European Journal of Ageing*, 10, 335–344.
- Levy, B. R. (2009). Stereotype embodiment: A psychosocial approach to aging. *Current Directions in Psychological Science*, 18, 332–336.
- Lorenzo-Blanco, E. I., Meca, A., Piña-Watson, B., Zamboanga, B. L., Szapocznik, J., Cano, M. Á., ... Schwartz, S. J. (2019). Longitudinal trajectories of family functioning among recent immigrant adolescents and parents: Links with adolescent and parent cultural stress, emotional well - being, and behavioral health. *Child Development*, 90, 506–523.

- Lysaker, P. H., Tunze, C., Yanos, P. T., Roe, D., Ringer, J., & Rand, K. (2012). Relationships between stereotyped beliefs about mental illness, discrimination experiences, and distressed mood over 1 year among persons with schizophrenia enrolled in rehabilitation. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 47, 849–855.
- Martens, M. P., & Haase, R. F. (2006). Advanced applications of structural equation modeling in counseling psychology research. *The Counseling Psychologist*, 34, 878–911.
- Mund, M., & Nestler, S. (2019). Beyond the cross-lagged panel model: Next-generation statistical tools for analyzing interdependencies across the life course. *Advances in Life Course Research*, 41, 100249.
- Nelson, T. D. (2016). Promoting healthy aging by confronting ageism. *American Psychologist*, 71, 276–282.
- Paul, E., Spector, Dieter, Zapf, Peter, ... Michael. (2000). Why negative affectivity should not be controlled in job stress research: don't throw out the baby with the bath water. *Journal of Organizational Behavior*, 21, 79–95.
- Pace, U., Zappulla, C., Guzzo, G., Di Maggio, R., Laudani, C., & Cacioppo, M. (2014). Internet addiction, temperament, and the moderator role of family emotional involvement. *International Journal of Mental Health and Addiction*, 12, 52–63.
- Pakpahan, E., Hoffmann, R., & Kröger, H. (2017). Statistical methods for causal analysis in life course research: An illustration of a cross-lagged structural equation model, a latent growth model, and an autoregressive latent trajectories model. *International Journal of Social Research Methodology*, 20, 1–19.
- Pan, Y., & Zhan, P. (2020). The impact of sample attrition on longitudinal learning diagnosis: A prolog. *Frontiers in Psychology*, 11.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., Lee, J.-Y., & Podsakoff, N. P. (2003). Common method biases in behavioral research: a critical review of the literature and recommended remedies. *The Journal of Applied Psychology*, 88, 879–903.
- Preacher, K. J. (2015). Advances in mediation analysis: A survey and synthesis of new developments. *Annual Review of Psychology*, 66, 825–852.
- Rupp, D. E., Vodanovich, S. J., & Credé M. (2005). The multidimensional nature of ageism: Construct validity and group differences. *Journal of Social Psychology*, 145, 335–362.
- Qiao, Y., Chen, Y., Xu, Z., & Zhong, Y. (2018). Parent-child support, defence mechanisms and depressive states in older adults: the mediating role of attachment. *Chinese Journal of Gerontology*, 38, 4531–4534.
- [乔言言, 陈纤, 徐姝舫, 钟元. (2018). 老年人亲子支持、防御机制和抑郁状态:老年依恋的中介作用. *中国老年学杂志*, 38, 4531–4534.]
- Schuman, S. L., Graef, D. M., Janicke, D. M., Gray, W. N., & Hommel, K. A. (2013). An exploration of family problem-solving and affective involvement as moderators between disease severity and depressive symptoms in adolescents with inflammatory bowel disease. *Journal of Clinical Psychology in Medical Settings*, 20, 488–496.
- Tan, T., Shen, Y., Zhou, X., Zhou, B., & Cheng, M. (2019). Correlation of quality of life with self-care efficacy and social support in patients with nasopharyngeal carcinoma after radiotherapy. *Journal of Central South University(Medical Science)*, 44, 672–678.
- [谭汀娜, 申玥涵, 周昔红, 周冰, 程梦云. (2019). 鼻咽癌患者放射治疗后生活质量与自我管理效能感、社会支持的相关性. *中南大学学报(医学版)*, 672–678.]
- Tomarken, A. J., & Waller, N. G. (2005). Structural equation modeling: Strengths, limitations, and misconceptions. *Annual Review of Clinical Psychology*, 1, 31–65.
- Utz, R. L., Swenson, K. L., Caserta, M., Lund, D., & DeVries, B. (2014). Feeling lonely versus being alone: Loneliness and social support among recently bereaved persons. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 69B, 85–94.
- Wang, M., & Bi, X. (2018). *Latent variable modeling using Mplus*. Chongqing University Press.
- [王孟成, 毕向阳. (2018). *潜变量建模与Mplus应用: 进阶篇*. 重庆大学出版社.]
- Williams, D. G., & Babbie, E. R. (1976). The practice of social research. *Contemporary Sociology*, 5(2), 163.
- Wurtele, S. K., & Maruyama, L. (2013). Changing students' stereotypes of older adults. *Teaching of Psychology*, 40, 59–61.
- Xing, S., Gu, Z., Jiang, X., & Zhang, T. (2018). Analysis on the current situation and influencing factors of comprehensive needs of caregivers for adult inpatients with malignant hematologic diseases. *Journal of Nursing (China)*, 25, 52–57.

- [邢双双, 顾则娟, 蒋秀美, 张甜, 魏兴玲, 陈霞. (2018). 恶性血液病成人住院患者照顾者综合需求现状及影响因素分析. *护理学报*, 25, 52–57.]
- Yun, G., & Yoon, H. (2013). Trajectories of the change and factors associated with perceived social support from family of older adults. *Korean Journal of Family Social Work*, 139–167.
- Zhang, W., & Guo, B. Y. (2017). Resolving defence mechanisms: A perspective based on dissipative structure theory. *The International Journal of Psychoanalysis*, 98(2), 457–472.
- Zhang, X., Kamin, S. T., Liu, S., Fung, H. H., & Lang, F. R. (2020). Negative self-perception of aging and mortality in very old Chinese adults: The mediation role of healthy lifestyle. *The Journals of Gerontology: Series B*, 75, 1001–1009.
- Ziegel, E. R., Hatcher, L., & Stepanski, E. (2005). A step-by-step approach to using the SAS system for univariate and multivariate statistics. *Technometrics*, 37, 471.
- Zuffianò A., Colasante, T., Buchmann, M., & Malti, T. (2018). The codevelopment of sympathy and overt aggression from middle childhood to early adolescence. *Developmental Psychology*, 54, 98–110.

第二轮

审稿人 1 意见：

作者针对第一轮审稿意见进行了非常仔细的修改，文中还有几处细节需要注意。

意见 1：作者在采用极大似然估计进行建模前应检验数据是否满足正态分布。

回应：感谢审稿专家的宝贵意见。几乎所有的 SEM 分析软件都把极大似然估计法作为默认的估计方法，然而，正如您所述，极大似然估计适用于数据遵循多元正态分布、观察变量为连续变量以及样本量较大的情况 (Bollen, 1989; Olsson et al., 2000; 梁莘娅, 杨艳云, 2016)。因此，在当前修改稿中，我们首先对数据分布进行了正态性检验。偏度和峰度系数常被用作评估数据正态性的重要参考。根据 Mardia (1970) 的推荐，我们使用 SPSS 22.0 进行频率分析表明，家人情感卷入与老年自我刻板印象三次测量分布偏度、峰度系数绝对值均小于 1 但不等于 0，这表明当前数据一定程度上偏离了正态分布。研究者认为，对于正态性检验，应该避免仅根据一种检验方法轻易地做出决策 (何凤霞, 马学俊, 2012)。因此为了对数据分布做出更谨慎的判断，我们还进行了更严格的 K-S 检验 (张文彤, 邝春伟, 2011)，结果表明三个波次数据均呈非正态分布 ($p < 0.01$)。基于这些结果，我们认为当前数据分布总体上呈现一定的偏态性。

在此基础上，我们参考了研究者提出的多种处理数据非正态分布的方法，诸如校正统计量、稳健估计法等。在这些方法中，稳健的极大似然估计法 (maximum likelihood robust estimator, MLR) 在估计非正态分布数据的结构方程模型时得到了广泛的应用 (Bandalos, 2014)。在偏态情况下，使用基于残差的 Yuan-Bentler 检验的 MLR 被认为可以提供较理想的参数估计结果，并且这种方法在样本量小于 400 时也同样适用。综上，为了保证当前结果的严谨性，依据您与其他学者的建议，我们在 Mplus 中改用了适用于当前非正态分布数据的 MLR 来更好地进行潜变量增长建模与交叉滞后面板建模。在修改稿数据分析策略部分，我们详细补充了这一点，具体内容如下：

“潜变量增长模型与交叉滞后回归模型采用稳健的极大似然估计法(maximum likelihood robust estimator, MLR)，这主要是由于 K-S 检验结果表明家人情感卷入与老年自我刻板印象在三个波次观测值均呈一定程度的偏态分布。MLR 估计已被证明比非正态数据的其他处理方法表现得更好 (Bandalos, 2014)。” (详见第 9 页第 1 段第 8-12 行)

重新估计后的结果表明，潜变量增长模型与交叉滞后面板模型在模型拟合的检验统计量、模型参数的标准误估计、以及模型参数估计值上均与原稿中基本无差异。我们已在当前修改稿结果部分更新了相关数据分析结果，详见修改稿第 10-14 页结果部分。

除此以外，我们也相应地对人口学信息进行了正态性检验，结果表明流失被试与未流失被试在各个人口学变量上也呈现出一定程度的偏态。相应的，我们使用相关非参数检验替代了原本的独立样本 *t* 检验来检验流失与未流失被试在人口学信息以及 T1 时家人情感卷入与 T1 时老年自我刻板印象上是否存在差异。Mann-Whitney U 检验表明，流失被试与完整参加三次施测的被试在年龄 ($Z = -0.06, p = 0.952$)、自评健康状况 ($Z = -0.47, p = 0.635$)、T1 时的家人情感卷入 ($Z = -0.69, p = 0.489$)、以及 T1 时老年自我刻板印象 ($Z = -0.50, p = 0.617$) 上的得分均无显著差异，我们也在修改稿被试部分相应修改了这部分内容，详见修改稿第 6 页，第 2 段。

最后，我们也进一步分析了当前数据分布非正态的原因。步入老年期，老年人感知到的家人情感卷入衰退、自我刻板印象增长是老年阶段个体普遍遇到的问题。以往研究与当前结果均证实了老年人家人情感卷入与老年自我刻板印象会随时间推移呈现出显著的下降或增长趋势 (Hayslip et al., 2014; Utz et al., 2014; Yun & Yoon, 2013)。在当前研究中，除去 2 名被试年龄信息有缺失外，74 岁及以下老年人共 208 名，75-89 岁老年人 46 名，90 岁以上老年人 1 名。也就是说，当前研究被试以 74 岁及以下的年轻老年人为主，因此，当前老年被试在年龄上的偏态性很可能导致了其在家人情感卷入、老年自我刻板印象以及其他人口学背景上存在着一定偏向，这解释了当前数据整体不满足正态分布的原因。

意见 2: 3.4 平行增长模型和 3.5 交叉滞后分析提供的估计值是否为标准化结果，如果不是，建议提供标准化估计值。

回应: 感谢审稿专家的意见。我们对文中各个模型设定与结果再次进行了检查与校对，确保平行增长模型与交叉滞后面板模型均报告了标准化结果。我们在本轮修改稿中进一步澄清了这一点，详见修改稿中图 2（第 12 页）和图 4（第 14 页）。

意见 3: 参考文献列表中还存在一定缺少信息的问题，如第一条参考文献缺少出版社等信息，建议仔细修改。

回应: 感谢审稿专家的仔细审阅。在当前修改稿中，我们对参考文献进行了逐条检查，并对所有发现的问题进行了纠正，包括错误、缩写、缺失信息等，以确保其完整准确。

.....

审稿人 2 意见:

整体来讲，作者根据审稿建议做了一定的修改，修改后的文章在表述、结果分析与展示上都更加清楚与规范，但仍存在一些问题。

意见 1: 本文关注老年人家庭情感卷入与老年人自我刻板印象的研究。有哪些因素会促进老年人刻板印象的内化？文章中提到家庭情感支持，这一概念与情感卷入有和关系？

回应: 非常感谢审稿专家的宝贵意见。首先，关于老年刻板印象如何成为自我概念的一部分，内化过程中涉及哪些影响因素，Levy (2009)提出的包含多种内化途径的刻板印象具体化理论 (stereotype embodiment theory, SET) 可以帮助我们回答这个问题。刻板印象具体化理论提出，老年刻板印象可以在无意识的情况下通过生理、行为与心理三种途径使个体获得有关刻板印象的自我相关性。其中，生理途径与刻板印象引发的生理唤醒或压力相关 (例如 Levy,

Hausdorff, et al., 2000); 行为途径则是指消极刻板印象通过行为改变促进自我相关化(例如消极老年刻板印象会阻碍个体进行运动和健康饮食等促进健康的行为)(Levy & Myers, 2004; Wurm et al., 2010); 最后, 心理途径主要指刻板印象通过影响个体对未来的期望, 最终发展成自我实现的预言(例如 Levy & Leifheit-Limson, 2009; Rothermund, 2005)。当前研究中, 我们认为家庭作为老年期个体最重要的社交场所, 老年人感知到的家人情感卷入很可能会通过影响多种过程尤其是心理过程促进老年人相关刻板印象的内化。在当前修改稿中, 我们对老年刻板印象内化的影响因素以及其与家人情感卷入的关系进一步进行了系统的阐述, 具体内容如下:

“Levy (2009) 的刻板印象具体化理论认为老年刻板印象可以在无意识的情况下通过生理、行为与心理三种途径使个体获得有关刻板印象的自我相关性。在多种作用途径中, 以老年刻板印象内化的心理过程最为受到研究者的广泛关注 (Fawsitt & Setti, 2017)。心理途径主要指刻板印象通过影响个体对未来“可能的自我”的认知, 最终发展成自我实现的预言 (Levy, 2009; Rothermund, 2005)。“可能的自我”代表了个体对未来自我形象的期望, 常常是从老年人过去的各个领域经验中衍生出来的 (Kornadt & Rothermund, 2012)。这些经验除了可能来自老年人对自身健康状况的认识外, 也往往依赖于他们对亲人与朋友的评价与态度的感知。进入老年期后, 家人与家庭逐渐成为老年人最重要的社交对象与生活场所, 老年人对家人的依赖程度逐渐加深, 对来自家人的情感卷入的需求也逐渐增多。在这一背景下, 老年人感知到的家人情感卷入很可能会促进老年刻板印象自我概念化的相关过程。”(详见第 2 页, 第 2 段, 第 8 行-第 3 页, 第 1 段, 第 7 行)

其次, 关于家人情感卷入与家庭情感支持的关系, 具体来说, 家人情感卷入主要指家庭成员相互之间对对方活动和一些事情关心和重视的程度 (刘培毅, 何慕陶, 1999)。而家庭情感支持作为社会支持的一种重要形式, 主要反映了家庭成员对个体感兴趣、愿意倾听与交谈的行为和态度, 以及在日常生活中的对个体的关心程度 (King et al., 1995)。良好的情感支持与情感卷入似乎都可以通过给予个体积极的鼓励、关注与指导, 从而帮助个体克服生活中的难题与挑战 (Kwok et al., 2015)。安茜 (2012)认为, 父母在家庭中更积极的情感卷入意味着更高水平的情感支持, 这有助于降低大学生网络依赖的发生率。以往更广泛的研究也显示, 家庭情感卷入与社会支持对减轻个体心理压力, 提高个体自尊、幸福感、生活满意度等身心健康都具有相似的重要作用 (King et al., 1995; Kwok et al., 2015; 王继堃, 赵旭东, 2011)。此外, 一些研究者更直接地探讨了家庭情感支持与家人情感卷入的关系。Adams 等人(1996)的研究表明, 高水平的家庭卷入与高水平的家庭成员的情感支持显著相关, 他们认为情感卷入是家庭支持的重要前因变量。Kwok 等人(2015)的研究也发现父母情感卷入与青少年感知到的社会支持水平具有高度相关。基于以往文献, 我们认为家庭情感支持与家人情感卷入在概念与内涵上具有很大程度的重叠与共通之处。因此, 在当前修改稿中, 我们也进一步澄清了家庭情感支持与家人情感卷入的关系, 详见第 4 页, 第 1 段, 第 1-2 行。同时, 为了减少“家人情感卷入”与“家人情感支持”所引起的不必要的混淆, 我们在当前修改稿中也尽量降低了“家庭情感支持”这一表述的使用频率。

意见 2: 关于样本流失问题, 虽然作者增加了 attrition analysis, 但没有对年龄这一关键进行分析。此外, 作者还是只选取了参加所有波次测验的样本进行分析, 这种分析方法只有在样本流失是完全随机缺失 (MCAR) 的情况才是可接受的。诚如作者所说, 保证纵向研究具有足够的样本量实属不易, 为什么不用所有的样本进行分析, 降低数据缺失造成的影响, 提高统计检验力, 况且 mplus 是支持缺失数据的。

回应: 感谢审稿专家的宝贵意见。在本轮修改中, 首先, 我们在背景信息与流失率分析部分加入了被试年龄这一关键变量, 详见第 7 页, 表 1 与第 6 页, 第 2 段, 第 8 行。具体来说,

保留样本平均年龄及标准差为 67.27 ± 7.55 岁，流失样本平均年龄及标准差为 67.45 ± 7.88 岁。由于 K-S 检验结果表明当前被试在年龄上呈一定程度的偏态分布，因此对于年龄的流失率分析采用了 Mann-Whitney U 检验，检验结果表明，流失被试与完整参加三次施测的被试在年龄 ($Z = -0.06, p = 0.952$) 上无显著差异。

第二，我们也仔细考虑了审稿专家提到的对流失被试数据补缺的建议。Rubin (1976) 提供了对缺失数据统计分析的理论描述，缺失机制一般分为三种：完全随机缺失 (missing completely at random, MCAR)、随机缺失 (missing at random, MAR)、非随机缺失 (missing not at random, MNAR)。当变量 Y 上的缺失值与其他观测变量以及 Y 本身的值都无关时，缺失数据就是 MCAR。这种情况下，Y 的观测值被假设是完整数据的随机子样本。然而，MCAR 是一个严格的假设，在实践中可能并不成立 (Muthén et al., 1987)。MAR 假设提供了第二个限制较少的条件。在 MAR 条件下，变量 Y 的观测值缺失的概率取决于另一个观测变量，而不是 Y 本身的值。因为不需要假设观测值是完整数据集的简单随机样本，MAR 在实际应用中限制较少。Little 和 Rubin (2002) 认为在 MCAR 和 MAR 两种情况下缺失数据均可以被忽略 (即仅采用观测到的样本数据进行分析)，并可以获得无偏的估计。

在已有文献基础上，我们对当前研究数据缺失机制进行了分析。具体来说，我们对流失被试与未流失被试在人口学信息、T1 时家人情感卷入以及 T1 时老年自我刻板印象上的得分进行了差异性检验。正态性检验表明流失被试与未流失被试在各个人口学变量以及 T1 时家人情感卷入与老年自我刻板印象上均呈现一定程度的偏态。在此基础上， χ^2 检验及 Mann-Whitney U 检验表明，流失被试与完整参加三次施测的被试，在性别 ($\chi^2 = 3.14, p = 0.386$)、年龄 ($Z = -0.06, p = 0.952$)、受教育程度 ($\chi^2 = 0.67, p = 0.964$)、年收入 ($\chi^2 = 1.16, p = 0.850$) 和自评健康状况 ($Z = -0.47, p = 0.635$) 上均不存在显著差异，在 T1 时的家人情感卷入 ($Z = -0.69, p = 0.489$)、老年自我刻板印象 ($Z = -0.50, p = 0.617$) 上的得分均无显著差异，这为当前被试不存在结构化流失提供了有力证据。基于这些分析，我们认为仅采用观测到的样本数据进行分析其实适用于当前缺失条件下缺失值的处理。通过翻阅以往文献，在近几年的纵向研究中，仅保留完成所有波次追踪的被试也仍被作为处理单调缺失数据最为普遍的做法 (Hansel et al., 2020; Lafférs & Schmidpeter, 2021)。

然而诚如您所言，删去缺失样本会削减样本总量，影响统计功效 (Graham, 2009)。有研究者提出了更高效的缺失值处理技术，例如 Mplus 提供的基于期望最大化法(expectation maximization, EM)的全息极大似然估计法(full information maximum likelihood, FIML)。然而，目前关于在特定条件下具体应该使用何种补缺方法研究者们还没有达成共识。由于实证研究无法提供缺失数据的“真实”数据，因此很难确定各种缺失数据处理方法中哪一种提供了更“正确”的结果 (Jeličić et al., 2010)。在当前研究中，年龄增长引发的老年人随迁及健康问题导致了老年人被试有着较高的流失率。具体来说，完成第一次施测的被试共 675 名，第二次施测 (T2) 获得有效被试 377 人，第三次施测 (T3) 获得有效被试 257 人。也就是说，第二或第三波次缺失的被试一共达到了 62% 左右。一些研究者认为 FIML 在低缺失率 (30%) 情况下具有更高的准确性 (黎镞, 2018)。有研究者运用数据模拟技术通过模拟纵向完整数据集和具有各种缺失率的随机缺失数据集发现，当缺失率达到 50% 时，EM 处理缺失值结果并不理想 (易昆南, 袁中莢, 2008)。Graham 等人 (2013) 也发现，在缺失数据较少的情况下 (例如 5%)，大多数缺失数据程序会产生类似的结果。然而，当缺失率较高时，不同的缺失数据技术分析的结果与解释将会存在很大的差异 (Jeličić et al., 2010)。Dong 和 Peng (2013) 探讨了 FIML、EM 以及多重插补法 (multiple imputation, MI) 在 20%-60% 缺失率下模型估计中的表现，他们发现，随着总体缺失率从 20% 增加到 60%，FIML 会导致模型拒绝率虚高 (即过于频繁地拒绝拟合模型)、估计值显著性水平的降低 (由 $p < 0.001$ 降低至 $p < 0.05$) 以及 SE 和参数偏差的增加。一些更直接的证据也表明，在许多情况下，使用更多数据 (即利用

所有可用数据)并不一定会带来更好的渐进效率 (Xu et al., 2020)。除此之外, 基于当前数据的非正态分布, FIML 还被认为在违反多元正态性假设的情况下可能导致模型无法收敛 (Dong & Peng, 2013)。综上, 考虑到已有纵向研究关于这一比例流失率与数据分布的缺失值处理方法还存在争议 (El-Sheikh et al., 2019; 刘文 等, 2020; 叶婉青 等, 2018), 针对当前研究具体内容, 最终我们还是采用了目前最常用的传统缺失值处理方法, 即保留完成完整三次追踪测试的被试进行分析。我们也在修改稿中进一步澄清了这一点, 具体内容如下:

“同时考虑到当前数据偏离正态的程度与数据缺失比例 (Dong & Peng, 2013), 我们最终保留了完成完整三次追踪测试的样本数据进行分析。”(详见修改稿第 9 页, 第 1 段, 第 12-13 行)

意见 3: 作者在第二次修改时加入了交叉滞后的分析。但在模型中, 第一波次到第二波次(>.50)与第二波次到第三波次之间(<.20)的自回归系数为什么有这么大的差异? 模型设定是否存在问题?

回应: 感谢审稿专家的宝贵意见。在当前修改稿中, 我们再次对交叉滞后面板模型设定进行了检查与校对, 各个模型参数也报告了标准化结果。校对后的交叉滞后面板分析理想模型如图 1 所示。由图 1 可知, 重新设定与标准化后的交叉滞后面板模型第一波次到第二波次与第二波次到第三波次的自回归系数差异有所减小。尽管各变量第一波次到第二波次的自回归系数在数值上仍然较高于第二波次到第三波次, 但是各个变量第一波次到第二波次与第二波次到第三次波次的自回归系数在显著水平上均一致 ($ps < 0.001$)。

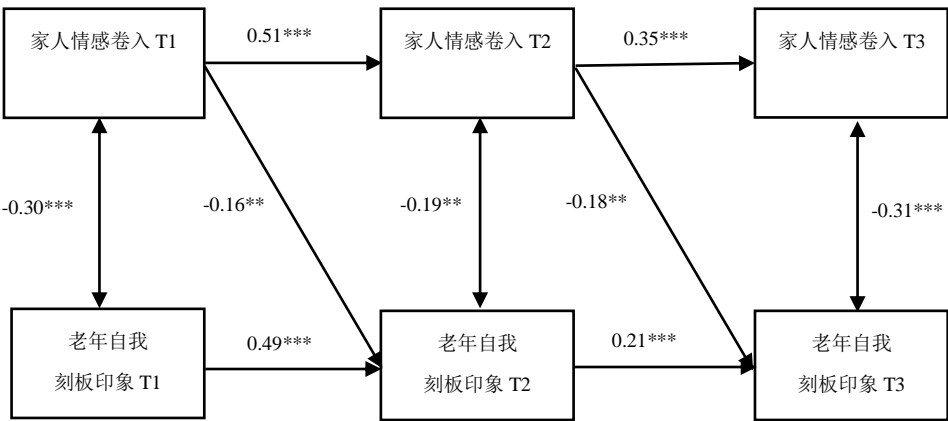


图 1 家人情感卷入与老年自我刻板印象交叉滞后面板模型

注: 图中所有参数估计值均为标准化结果

在此基础上, 我们也仔细考虑了当前交叉滞后面板分析中家人情感卷入与老年自我刻板印象第一波次到第二波次的自回归系数较高于第二波次到第三波次的原因。自回归系数代表了一段时间内结构的稳定性 (Jorgensen et al., 2014)。然而自回归交叉滞后面板模型的一个重要假设认为不同个体间不存在随时间变化或影响变量变化的个体内部差异 (Curran & Bollen, 2001; Reichardt, 1987), 在此基础上得到的自回归系数也仅反映群体变化。在当前研究中, 老年个体在家人情感卷入与老年自我刻板印象上存在显著的个体间差异, 这可能导致在交叉滞后面板分析中得到的自回归系数不稳定, 尤其是在模型路径增多以及模型设定逐渐复杂的情形下 (Stoolmiller & Bank, 1995)。Hertzog 和 Nesselroade (2003) 也认为交叉滞后面板模型中因果结构的动态平衡可能不能充分反映在面板数据估计的参数中。更具体地说, 随着时间的推移, 不同个体间老年人家人情感卷入或老年自我刻板印象变化并不一致, 在较短时间内可能表现出不同程度的波动, 而自回归交叉滞后面板分析对于个体间这种内部差异

不能很好地反映。但是可以确定的是，当前交叉滞后面板模型通过设定稳定性系数对每个变量的自回归效应进行了控制，因而可以获得家人情感卷入与老年自我刻板印象之间的“单纯”效应 (Schlueter et al., 2017)。我们在本轮修改稿中也对这一点进行了澄清，具体内容如下：

“交叉滞后回归分析通过设定稳定性系数对每个变量的自回归效应进行了控制，被认为是检验变量间“单纯”效应方向的最佳方法 (Preacher, 2015)，可以用于了解一个变量对另一个变量的总体预测程度。”（详见第 13 页，第 1 段，第 2-4 行）

意见 4：作者增加了交叉滞后分析来进一步探究老年人家庭情感卷入与自我刻板印象之间的因果关系。该模型可以回答的因果问题与作者原本试图要回答的因果关系并不是等同的。他们之间到底是什么关系？请对摘要以及文章中相应的假设进行修改。

回应：感谢审稿专家的宝贵意见与细心阅读。潜变量增长建模与交叉滞后面板分析是两种最常用的纵向数据处理方法 (Berry & Willoughby, 2017)。随着揭示变量间因果关系的研究受到越来越多学者的认可与追捧，很多研究者通过结合交叉滞后面分析与潜变量增长分析来共同阐明两个心理结构之间的关系 (Carvajal, 2012; Zuffianò et al., 2018)。这两种分析方法都为研究者把握不同结构间的纵向因果关系提供了统计学上的支持，同时在回答问题的角度上又各有侧重，针对不同的层面。具体而言，潜变量增长模型主要通过对变量的增长轨迹进行推断，探讨变量随时间的变化与发展，以及不同变量间初始水平对变化率的效应的时间顺序 (temporal order)。而交叉滞后结构方程模型 (cross-lagged structural equation model, CL) 通过模拟交叉滞后结构来考察纵向数据的时间顺序 (Hox & Bechger, 1998)。两个变量 X、Y 中的每一个都在时间 t-1 上对另一个变量在时间 t 上的滞后得分进行回归 (Andrews & Finkel, 1996; Hertzog & Nesselroade, 2003)。由此产生的交叉滞后系数可以用于了解一个变量在 t-1 时对另一个变量在 t 时的总体预测程度，通常被用作变量之间随时间推移的领先滞后或双向关系的证据 (Hertzog & Nesselroade, 2003)。

总的来说，这两种方法都为研究者提供了了解变量间影响的时间顺序的可能，不同的是 LGM 关注了随时间变化的累加效应，即观测变量的整个轨迹范围，这允许研究者获得对所关注结构动态特性更好的把握；而交叉滞后模型通过自回归系数考虑到了变量在每个特定时间点上的相对稳定性。综上，越来越多研究者认为，为了在因果推断中获得更稳健的结论，应该综合考虑多种方法，从而进行更广泛意义上的敏感性分析 (Curran & Bollen, 2001; De Stavola et al., 2006; Pakpahan et al., 2017)。在当前研究中，我们也希望通过结合潜变量增长模型与交叉滞后面板模型为老年人家人情感卷入与老年自我刻板印象的纵向关系提供更加系统与充分的支持。我们在当前修改稿中进一步澄清了两种分析方法的关系，具体内容如下：

“潜变量增长模型有助于研究者获得对所关注结构动态特性更好的把握；而为了进一步检验家人情感卷入与老年自我刻板印象随时间推移的领先滞后关系，加强对因果方向的论证，根据 Martens 和 Haase (2006) 的推荐，我们还对三次测量的家人情感卷入与老年自我刻板印象进行了交叉滞后回归分析。交叉滞后回归分析通过设定稳定性系数对每个变量的自回归效应进行了控制，被认为是检验变量间“单纯”效应方向的最佳方法 (Preacher, 2015)，可以用于了解一个变量对另一个变量的总体预测程度。越来越多研究者认为，为了在因果推断中获得更稳健的结论，应该综合考虑多种方法，从而进行更广泛意义上的敏感性分析 (Curran & Bollen, 2001; De Stavola et al., 2006; Pakpahan et al., 2017)。”（详见修改稿第 12 页，第 3 段-第 13 页，第 1 段）

此外，根据您的建议，我们在当前修改稿中也对应修改了相关摘要与假设。详见修改稿第 1 页和第 5 页。

意见 5：由于该研究中初始时不同被试的年龄有差，即他们可能处在家庭情感卷入与自我刻

板印象发展的不同阶段。这些前期的变化是否会影响对结果的解释？

回应：感谢专家的宝贵意见。诚如您所言，在研究初始阶段被试可能处于不同的年龄阶段，而不同年龄阶段老年人可能处于家人情感卷入与老年自我刻板印象发展的不同阶段。在当前修改稿中，我们也尝试进一步细化了被试的年龄差异，探讨不同年龄阶段对老年人家人情感卷入与老年自我刻板印象是否存在影响。关于老年期年龄的具体分类，不同研究者提出了不同的分类标准。有学者将74岁及以下划分为年轻老年人，75-89岁划分为老年人，90岁以上则为长寿老年人。而令一些研究者根据我国实际情况，将79岁及以下划分为老年期，80岁及以上为长寿期（焦开山，2010）。值得注意的是，80岁也被认为是老年人众多社会心理变量发展的分水岭。成功心理健康老龄化以80岁时个体的简易精神状态和抑郁水平作为评定标准（Almeida et al., 2006; Chou & Chi, 2002）。基于以上文献与当前研究具体内容，我们更倾向于采用80岁作为老年人年龄分类标准。依据这一标准，我们采用SPSS 22.0对被试年龄进行频率分析，除去2名被试年龄信息有缺失外，本研究被试中共有235名老年人低于80岁，占到总体的91.4%，而80岁以上的老年人共计20名，占到总体的7.8%。

通过以上分析发现，当前研究样本基本集中在80岁以下的较低龄老年期。一方面来说，处于同一年龄阶段的个体应该具有着类似的心理特性与发展模式。正如以往研究表明，由年龄增长带来的退休、离婚、丧偶等生活事件会导致老年期个体孤独感的持续增长以及感知到的家人社会支持的不不断衰减，并且这些变化将在80岁达到极值，随后趋于平稳甚至枯竭（Mehta et al., 2008; Muramatsu et al., 2010）。此外，其他研究也发现，对于80岁以下老年人，抑郁、冷漠以及心理弹性等心理变量之间的关联程度相比80岁以上老年人更加紧密（Mehta et al., 2008）。在当前研究中，80岁以下老年人占到样本总体91.4%，而80岁以上老年人占总体样本的权重较低，对变量之间关系的解释率也较小。基于这一结果，我们认为当前研究中被试实际上大都处于相同的发展阶段，他们在初始时期的家人情感卷入或老年自我刻板印象水平可以较为一致地解释后续家庭情感卷入与自我刻板印象的发展变化。另一方面，根据前人研究（Zhang & Willson, 2006）的建议，增长模型的最小样本量不应低于50。尽管目前对于SEM所需样本量的确定并没有绝对的标准，通常来说，100-150被认为是进行SEM所需的最小样本量（Anderson & Gerbing, 1988; Ding et al., 1995; Tabachnick & Fidell, 2001）。一些更严格的研究者则对SEM所需样本量有着更高的要求，例如N = 200（Boomsma & Hoogland, 2001; Kline, 2010）。在当前研究中，80岁以上老年人被试共20名，这一样本量对于结构方程模型来说远远不够，也难以保证结果有实质性的意义。综上，在当前修改稿中我们并未对被试年龄进行进一步细分也并未单独探讨80岁以上老年群体家人情感卷入与老年自我刻板印象的发展模式。

最后，除了将年龄作为分类变量探讨不同年龄阶段对当前结果的影响，我们也尝试将被试年龄作为控制变量纳入当前潜变量增长模型中。结果表明，控制年龄后，家人情感卷入截距显著预测老年自我刻板印象斜率（ $\beta = -0.39, SE = 0.12, p = 0.001$ ），老年自我刻板印象斜率显著预测家人情感卷入斜率的影响（ $\beta = -0.58, SE = 0.27, p = 0.033$ ），老年自我刻板印象截距对家人情感卷入截距的预测作用也显著（ $\beta = -0.88, SE = 0.34, p = 0.009$ ）。加入年龄后对当前假设模型的拟合指数也基本无影响。模型拟合由原本的“ $\chi^2(7) = 11.04, p = 0.320, CFI = 0.99, TLI = 0.97, RMSEA = 0.05, SRMR = 0.03$ ”变为“ $\chi^2(11) = 12.37, p = 0.337, CFI = 0.99, TLI = 0.99, RMSEA = 0.02, SRMR = 0.03$ ”。综合以上结果可知，被试年龄对我们的假设模型拟合度、路径参数估计等结果没有实质的影响。也就是说，尽管参加当前研究的被试在年龄上存在差异，但这并不会影响我们所关注变量之间的效应以及对于结果的解释。在此基础上，我们在当前修改稿中仍然本着“对控制变量的使用持保守态度”（Becker, 2005），没有探讨年龄这一控制变量对老年人家人情感卷入与老年自我刻板印象关系模式的影响。

参考文献

- Adams, G. A., King, L. A., & King, D. W. (1996). Relationships of job and family involvement, family social support, and work-family conflict with job and life satisfaction. *Journal of Applied Psychology*, 81(4), 411–420.
- Almeida, O. P., Norman, P., Hankey, G., Jamrozik, K., & Flicker, L. (2006). Successful mental health aging: Results from a longitudinal study of older Australian men. *The American Journal of Geriatric Psychiatry*, 14(1), 27–35.
- An, Q. (2012). Correlation study on internet addiction, motivation of surfing internet and family function among undergraduates. *China Journal of Health Psychology*, 20(2), 296–298.
- [安茜. (2012). 大学生网络依赖、网络使用动机与家庭功能的相关研究. *中国健康心理学杂志*, 20(2), 296–298.]
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103(3), 411–423.
- Andrews, R. L., & Finkel, S. E. (1996). Casual analysis with panel data. *Journal of Marketing Research*, 33(3), 376.
- Bandalos, D. L. (2014). Relative performance of categorical diagonally weighted least squares and robust maximum likelihood estimation. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 21(1), 102–116.
- Becker, T. E. (2005). Potential problems in the statistical control of variables in organizational research: A qualitative analysis with recommendations. *Organizational Research Methods*, 8(3), 274–289.
- Berry, D., & Willoughby, M. T. (2017). On the practical interpretability of cross-lagged panel models: Rethinking a developmental workhorse. *Child Development*, 88(4), 1186–1206.
- Bollen, K. A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.
- Boomsma, A., & Hoogland, J. J. (2001). The robustness of LISREL modeling revisited. In R. Cudeck, S. du Toit, & D. Sörbom (Eds.), *Structural equation modeling: Present and future*. Chicago: Scientific Software International.
- Breunig, C., Kummer, M., Ohnemus, J., & Viete, S. (2020). Information technology outsourcing and firm productivity: eliminating bias from selective missingness in the dependent variable[Firms' use of outside contractors: Theory and evidence]. *Econometrics Journal*, 23.
- Carvajal, S. C. (2012). Global positive expectancies in adolescence and health-related behaviours: Longitudinal models of latent growth and cross-lagged effects. *Psychology & Health*, 27(8), 916–937.
- Chou, K.-L., & Chi, I. (2002). Successful aging among the young-old, old-old, and oldest-old chinese. *The International Journal of Aging and Human Development*, 54(1), 1–14.
- Curran, P. J., & Bollen, K. A. (2001). The best of both worlds: Combining autoregressive and latent curve models. In *New methods for the analysis of change*. (pp. 107–135).
- De Stavola, B. L., Nitsch, D., dos Santos Silva, I., McCormack, V., Hardy, R., Mann, V., ... Leon, D. A. (2006). Statistical issues in life course epidemiology. *American Journal of Epidemiology*, 163(1), 84–96.
- Ding, L., Velicer, W. F., & Harlow, L. L. (1995). Effects of estimation methods, number of indicators per factor, and improper solutions on structural equation modeling fit indices. *Structural Equation Modeling A Multidisciplinary Journal*, 2(2), 119–143.
- Dong, Y., & Peng, C. (2013). Principled missing data methods for researchers. *Springerplus*, 2(1), 1–17.
- El-Sheikh, M., Shimizu, M., Erath, S. A., Philbrook, L. E., & Hinnant, J. B. (2019). Dynamic patterns of marital conflict: Relations to trajectories of adolescent adjustment. *Developmental Psychology*, 55(8), 1720–1732.
- Fawsitt, F., & Setti, A. (2017). Extending the stereotype embodiment model: A targeted review. *Translational Issues in Psychological Science*, 3(4), 357–369.
- Graham, J. W. (2009). Missing data analysis: Making it work in the real world. *Annual Review of Psychology*, 60(1), 549–576.
- Graham, J. W., Cumsille, P. E., & Shevock, A. E. (2013). Methods for handling missing data. In I. B. Weiner, J. A. Schinka, & W. F. Velicer (Eds.), *Handbook of Psychology* (2nd ed.).
- Hansel, J., Roberts, J., Stypulkowski, K., & Thayer, R. (2020). A-022 brief test of adult cognition by telephone to examine changes in cognitive functioning. *Archives of Clinical Neuropsychology*, 35(6), 812–812.
- Haylip, B., Blumenthal, H., & Garner, A. (2015). Social support and grandparent caregiver health: One-year longitudinal findings for

- grandparents raising their grandchildren. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 70(5), 804–812.
- He, F., & Ma, X. (2012). Efficacy comparison of normality test based on R software. *Statistics & Decision*, (18), 17–19.
- [何凤霞, 马学俊. (2012). 基于R软件的正态性检验的功效比较. *统计与决策*, (18), 17–19.]
- Hertzog, C., & Nesselroade, J. R. (2003). Assessing psychological change in adulthood: An overview of methodological issues. *Psychology and Aging*, 18(4), 639–657.
- Hox, J., & Bechger, T. (1998). An introduction to structural equation modeling. *Family Science Review*, 11, 354–373.
- Jeličić, H., Phelps, E., & Lerner, R. M. (2010). Why missing data matter in the longitudinal study of adolescent development: Using the 4-H study to understand the uses of different missing data methods. *Journal of Youth and Adolescence*, 39(7), 816–835.
- Jiao, K. (2010). The relationship between widowhood and mortality among Chinese Elderly—the role of spousal care. *Population Research*, (3), 64–76.
- [焦开山. (2010). 中国老人丧偶与其死亡风险的关系分析——配偶照顾的作用. *人口研究*, (3), 64–76.]
- Jorgensen, T. D., Rhemtulla, M., Schoemann, A., Mcpherson, B., Wu, W., & Little, T. D. (2014). Optimal assignment methods in three-form planned missing data designs for longitudinal panel studies. *International Journal of Behavioral Development*, 38(5), 397–410.
- King, L. A., Mattimore, L. K., King, D. W., & Adams, G. A. (1995). Family support inventory for workers: A new measure of perceived social support from family members. *Journal of Organizational Behavior*, 16(3), 235–258.
- Kline, R. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling (3rd Edition)* (Guilford P). New York, NY, US.
- Kornadt, A. E., & Rothermund, K. (2012). Internalization of age stereotypes into the self-concept via future self-views: A general model and domain-specific differences. *Psychology and Aging*, 27(1), 164–172.
- Kwok, S. Y. C. L., Cheng, L., & Wong, D. F. K. (2015). Family emotional support, positive psychological capital and job satisfaction among chinese white-collar workers. *Journal of Happiness Studies*, 16(3), 561–582.
- Levy, B. R. (2009). Stereotype embodiment: A psychosocial approach to aging. *Current Directions in Psychological Science*, 18(6), 332–336.
- Levy, B. R., & Leifheit-Limson, E. (2009). The stereotype-matching effect: Greater influence on functioning when age stereotypes correspond to outcomes. *Psychology & Aging*, 24(1), 230–233.
- Levy, B. R., & Myers, L. M. (2004). Preventive health behaviors influenced by self-perceptions of aging. *Preventive Medicine*, 39(3), 625–629.
- Levy, B. R., Hausdorff, J. M., Hencke, R., & Wei, J. Y. (2000). Reducing cardiovascular stress with positive self-stereotypes of aging. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 55(4), 205–213.
- Liang, X., & Yang, Y. (2016). Confirmatory factor analysis under violations of structural and distributional assumptions: a comparison of robust maximum likelihood and bayesian estimation methods. *Journal of Psychological Science*, 39(5), 1256–1267.
- [梁莘娅, 杨艳云. (2016). 当结构假设和分布假设不满足时的验证性因子分析: 稳健极大似然估计和贝叶斯估计的比较研究. *心理科学*, 39(5), 1256–1267.]
- Little, R., & Rubin, D. (2002). *Statistical analysis with missing data (2nd ed.)*. New York: Wiley.
- [刘培毅, 何慕陶. (1999). 家庭功能评定. 见汪向东等. (主编). *心理卫生评定量表手册 (增订版)* (pp.149-150). 北京: 中国心理卫生杂志出版社.]
- Liu, P., & He, M. (1999). Family Assessment Device. In X. Wang, X. Wang, & H. Ma (Eds.), *Rating Scales for Mental Health* (pp. 149–152). Chinese Mental Health Journal.
- Liu, W., Zhang, J., & Che, H. (2020). The relationship between 3~4-year-old children's creative personality and temperament: A cross-lagged regression analysis. *Journal of Psychological Science*, 43(3), 645–651.
- [刘文, 张嘉琪, 车翰博. (2020). 3~4岁幼儿创造性人格与气质的交叉滞后分析. *心理科学*, 43(3), 659–665.]
- Mardia, K. V. (1970). Measures of multivariate skewness and kurtosis with applications. *Biometrika*, 57(3), 519–530.
- Mehta, M., Whyte, E., Lenze, E., Hardy, S., Roumani, Y., Subashan, P., ... Studenski, S. (2008). Depressive symptoms in late life:

- associations with apathy, resilience and disability vary between young-old and old-old. *International Journal of Geriatric Psychiatry*, 23(3), 238–243.
- Muramatsu, N., Yin, H., & Hedeker, D. (2010). Functional declines, social support, and mental health in the elderly: Does living in a state supportive of home and community-based services make a difference? *Social Science & Medicine*, 70(7), 1050–1058.
- Muthén, B., Kaplan, D., & Hollis, M. (1987). On structural equation modeling with data that are not missing completely at random. *Psychometrika*, 52(3), 431–462.
- Olsson, U. H., Foss, T., Troye, S. V., & Howell, R. D. (2000). The performance of ML, GLS, and WLS estimation in structural equation modeling under conditions of misspecification and nonnormality. *Structural Equation Modeling A Multidisciplinary Journal*, 7(4), 557–595.
- Pakpahan, E., Hoffmann, R., & Kröger, H. (2017). Statistical methods for causal analysis in life course research: an illustration of a cross-lagged structural equation model, a latent growth model, and an autoregressive latent trajectories model. *International Journal of Social Research Methodology*, 20(1), 1–19.
- Preacher, K. J. (2015). Advances in mediation analysis: A survey and synthesis of new developments. *Annual Review of Psychology*, 66(1), 825–852.
- Reichardt, H. F. G. and C. S. (1987). Taking account of time lags in causal models. *Child Development*, 58(1), 80–92.
- Rothermund, K. (2005). Effects of age stereotypes on self-views and adaptation. In W. Greve, K. Rothermund, & W. Dirk (Eds.), *The adaptive self: Personal continuity and intentional self-development* (pp. 223–242). Hogrefe.
- Rothermund, Klaus, & Brandtstädter, J. (2005). Age stereotypes and self-views in later life: Evaluating rival assumptions. *International Journal of Behavioral Development*, 27(6), 549–554.
- Rubin, D. (1976). Inference and missing data. *Biometrika*, 63(3), 581–592.
- Schlueter, E., Davidov, E., & Schmidt, P. (2017). Applying autoregressive cross-lagged and latent growth curve models to a three-wave panel study. In *Longitudinal Models in the Behavioral and Related Sciences* (pp. 315–336).
- Stoolmiller, M., & Bank, L. (1995). Autoregressive effects in structural equation models: we see some problems. In J. M. Gottman (Ed.), *The analysis of change* (pp. 261–276). Hove, UK: Lawrence Erlbaum Associates.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). Computer-assisted research design and analysis. In *Structural Equation Modeling* (p. 748). Boston: Allyn and Bacon.
- Utz, R. L., Swenson, K. L., Caserta, M., Lund, D., & DeVries, B. (2014). Feeling lonely versus being alone: Loneliness and social support among recently bereaved persons. *The Journals of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 69B(1), 85–94.
- Wang, J., & Zhang, X. (2011). A investigation in social support and family function in relatives of patients with depression. *Journal of Clinical Psychiatry*, 21(3), 149–151.
- [王继堃, 赵旭东. (2011). 抑郁症患者家属的社会支持及家庭功能研究. *临床精神医学杂志*, 21(3), 149–151.]
- Wurm, S., Tomasik, M. J., & Tesch-Römer, C. (2010). On the importance of a positive view on ageing for physical exercise among middle-aged and older adults: Cross-sectional and longitudinal findings. *Psychology & Health*, 25(1), 25–42.
- Xu, T., Chen, K., & Li, G. (2020). The more data, the better? Demystifying deletion-based methods in linear regression with missing data. Retrieved April 7, 2021, from <https://arxiv.org/abs/2010.13332v1>
- Ye, W., Li, X., & Wang, D. (2018). The relationship between cognitive emotion regulation of negative marital events and marital satisfaction among older people: A cross-lagged analysis. *Acta Psychologica Sinica*, 50(4), 426–435.
- [叶婉青, 李晓彤, 王大华. (2018). 老年人对夫妻间负性事件的认知情绪调节策略及其与婚姻满意度的关系:交叉滞后分析. *心理学报*, 50(4), 426–435.]
- Yi, K., & Yuan, Z. (2008). Comparison on several methods in simulated longitudinal data with missing values. *Journal of Hunan University of Technology*, 22(2), 48–51.
- [易昆南, 袁中莢. (2008). 对模拟纵向数据集缺失值处理的几种方法比较. *湖南工业大学学报*, 22(2), 48–51.]
- Yun, G., & Yoon, H. (2013). Trajectories of the change and factors associated with perceived social support from family of older adults.

Korean Journal of Family Social Work, (42), 139–167.

Zhang, D., & Willson, V. L. (2006). Comparing empirical power of multilevel structural equation models and hierarchical linear models: Understanding cross-level interactions. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 13(4), 615–630.

Zhang, W., & Kuang, C. (2011). SPSS statistical analysis basic tutorial. In *Higher Education Press*.

[张文彤, 邱春伟. (2011). *SPSS统计分析基础教程*. 高等教育出版社.]

Zuffianà A., Colasante, T., Buchmann, M., & Malti, T. (2018). The codevelopment of sympathy and overt aggression from middle childhood to early adolescence. *Developmental Psychology*, 54(1), 98–110.

第三轮

审稿人 1 意见:

论文经过作者的认真修改,对研究的价值和研究设计等方面有了更清晰的阐述,对审稿人提出的问题也做出了详尽的回答,在质量上得到了很大提升,推荐发表。

回应:非常感谢审稿专家对我们修改工作的认可!

审稿人 2 意见:

作者针对前两次的建议做了较为认真细致的修改,基本上解决了提出的问题与建议,文章在逻辑上更加清晰,分析方法上更加严谨,数据报告也更加规范,稿件质量在整体上有了一定提升。

回应:感谢审稿专家的辛苦工作以及对于修改稿质量的肯定!

编委复审

意见:该论文经过几轮评审和修改,文章质量已经达到学报发表要求。同意发表。建议做一个小的修改,建议把所有的“交叉滞后面板分析”改成“交叉滞后路径分析”或者“交叉滞后回归分析”。虽然这三个术语基本称呼同一类模型,但是,后面两个对中国人来说要容易理解的多,“面板”很少人能理解是什么。

回应:感谢编委专家的仔细审阅与宝贵建议。根据编委专家的建议,为了便于读者理解,我们已经在当前修改稿中将所有的“交叉滞后面板分析”统一修改为“交叉滞后回归分析”。

再次感谢编委专家以及两位审稿专家对于文章写作及数据提出的建议与宝贵意见,文中所有修改部分已用红色字体进行了标记。

主编终审

意见 1:通读全文,我感觉其发现“潜在增长模型分析显示,随着时间推移,老年人感知到的家人情感卷入水平呈线性递减趋势,而老年自我刻板印象呈线性增长;并且老年人家人情感卷入的初始水平与下降速率显著预测老年自我刻板印象初始水平与增长速度。交叉滞后回归分析表明”似乎是不难“猜到”的结果,并没有明显加深我们对这个问题的理解。但以目前的行文,如何在今后学报的“公众号”向公众沟通似乎不易,特别要让读者如何应用该研究的发现更难。希望作者能做些改进。

回应：感谢主编的宝贵意见。在最新修改稿中，我们重新组织整理了相关表述，修改后的内容如下：

“结果发现：(1)老年人感知到的家人情感卷入在一年内呈线性递减，而老年自我刻板印象呈线性增长；(2)家人情感卷入的初始水平负向预测老年自我刻板印象的初始水平与增长速率；(3)家人情感卷入的下降速率也显著预测了老年自我刻板印象的增长速率；(4)交叉滞后回归分析进一步支持了老年人家人情感卷入对老年自我刻板印象的总体负向预测作用。”（详见第1页第1段第4-8行）

意见 2：这句“这些消极事件剥夺了老年人获得生命意义的来源。”似乎不通。

回应：感谢主编的仔细审阅。在最新修改稿中我们删除了这句话。另外，我们重新校对了全文，修改了不通顺和表达歧义的地方。