

# 《心理学报》审稿意见与作者回应

题目：健康焦虑的移动网络化解释偏向矫正：一项随机对照试验  
作者：杜夏雨 赖丽足 史从戎 郭子涵 韩菁 张涛 任志洪

## 第一轮

### 审稿人 1 意见：

该研究设计并实施了基于网络的解释偏向矫正干预以改善健康焦虑，同时验证了影响干预效果的调节因素和中介机制，具有创新性和应用价值。

**意见 1：**作者指出疫情以来健康焦虑问题突出，但引用的数据资料不够说明这个问题，比如“在疫情爆发之后骤升至 47.3% (Luo et al., 2021)”基于样本量仅为 1450 人的研究，该数据统计是否有足够的代表性？建议使用权威、官方数据说明该问题的现状和普遍性，以及对个人和公共资源会造成的严重影响，从而体现本研究话题的重要性和必要性。

**回应：**非常感谢审稿专家的细心。我们列举的例子本意是试图说明疫情可能提高了民众的健康焦虑水平，但其样本量较小，如专家所言，代表性确实有限。遗憾的是，目前不管是学术研究，还是官方报告，尚缺乏特别针对健康焦虑流行率的大样本调查。究其原因在于，健康焦虑在 ICD 和 DSM 中并非独立诊断，而是与 ICD-11 疑病症、DSM-5 疾病焦虑障碍/躯体症状障碍/焦虑障碍等相关联，多数研究会基于疾病诊断报告流行率，而较少单独针对健康焦虑报告流行率，且健康焦虑的流行率多数是基于量表化界分(cut-off)而不是临床诊断进行报告的。但不可否认的是，健康焦虑本身是非常重要的临床症状，特别是重大公共卫生事件下，受到越来越多学者的关注(如 Agarwal et al., 2023; Akbari et al., 2021; Luo et al., 2021)。为此，为了更加准确地描述健康焦虑的现状和普遍性，我们对正文表述进行了如下修改：

自新冠肺炎疫情大流行以来，全球大众的心理健康水平有所下降，其中，健康焦虑问题尤为突出(Tyrer, 2020)。世界卫生组织于 2020 年 1 月 30 日将新冠肺炎疫情列为国际关注的突发公共卫生事件(Mahase, 2020)。先前对非典、埃博拉等流行病的研究表明，大众焦虑、健康担忧和安全行为在此类突发公共卫生事件中普遍存在(Jalloh et al., 2018; Main et al., 2011)。超过 50%的受访者报告在过去病毒引起的流行病期间感到担忧或焦虑(Jalloh et al., 2018; Bults et al., 2011)。近期，国内外研究者开始广泛关注在新冠肺炎疫情影响下不同群体的健康焦虑现状(Agarwal et al., 2023; Akbari et al., 2021; Luo et al., 2021)。我国普通人群的健康焦虑流行率在疫情爆发之前约为 5%(袁勇贵, 张钰群, 2013)，在疫情爆发之后骤升至 47.3%(Luo et al., 2021)。

健康焦虑(Health Anxiety, HA)是指个体对自身健康状况的不恰当或过度关注而引起的恐惧和担心(Aue & Okon-Singer, 2020; Axelsson et al., 2020)。.....

**意见 2：**对于健康焦虑实证研究的两个理论模型描述不够清晰充分，使用的例子没有很好地支持作者的观点，比如这句话放在这里是什么意思“例如，抑郁与失败或自嘲有关(Everaert et al., 2017)。这一段需要调整修改。

**回应：**感谢审稿专家的反馈！我们又反复阅读了我们关于理论模型描述，并邀请他人进行阅读，此处描述确实会给读者造成模糊不清的感觉。一方面是我们对理论描述不够清晰，另一方面是我们列举的例子和理论关联性较弱，如专家提到的这个例子，我们本意是想用大

家更熟知的“抑郁”的例子对认知内容特异性假说的概念进行解释，进而更容易理解健康焦虑与灾难化信念之间存在的特异性关系，但实际上反而造成了困惑。为此，我们删除了这句与文章主题联系不紧密的例子，改用其他方式对此模型进行解释说明。正文具体修改如下：

其二是，认知内容特异性假说(Cognitive content-specificity hypothesis)也常被应用于健康焦虑的实证研究(Chan et al., 2020)，该假说是贝克认知理论(Beck's cognitive theory)的产物，认为情绪状态可以根据独特的认知内容进行区分，不同的情绪状态会引导个体注意和思考与该情绪内容相关的信息，从而影响人们对自身和周围世界的看法(Clark et al., 1989)。根据这一假说，健康焦虑个体更容易关注与健康相关的信息，进而担心躯体的不良感觉会对自身健康产生灾难性影响(Seto & Nakao, 2017)。

**意见 3:** 1.3 部分第一段对于解释偏向矫正的描述不清晰，这段话读起来晦涩难懂，若是英文直译需要多加调整修饰，用更符合中文表达的方式描述，最好有例子作为解释说明。

**回应:** 感谢审稿专家的意见和建议。我们重新描述了解释偏向矫正的原理，使之更通俗易懂，同时增加了例子进一步解释说明。正文具体修改如下：

CBM-I 的原理是，给被试呈现模糊情境之后，通过反馈训练引导个体做出积极解释，以降低被试的消极解释偏向并缓解焦虑情绪。例如，面对“你今天头很痛”的情境，给被试呈现两种解释，即“你最近工作压力很大”（积极解释）和“你可能患上了脑部疾病”（消极解释）。如果被试选择了积极解释，会收到正向反馈，即“你的选择很棒，继续努力”；如果被试选择了消极解释，会收到负向反馈，即“你的选择对你不利，继续改进”。CBM-I 通过这种简单的重复性训练即可缓解症状(刘冰茜, 李雪冰, 2018; MacLeod & Mathews, 2012)。

**意见 4:** ”Antognelli 等人(2020)首次在实验室情境将计算机化的 CBM-I 应用于健康焦虑的治疗，这项 RCT 研究将 89 名参与者随机分配到 CBM-I 干预组（100% 积极反馈）和注意控制组（50% 积极 50% 消极反馈），进行了为期一周的干预（共两次训练，每次 30 分钟）。结果表明，治疗后两组患者的健康焦虑症状显著减少，并在两周随访时保持不变。” 经治疗“两组”（干预组和注意控制组）的症状都显著减少吗？那如何体现干预的作用？

**回应:** 感谢审稿专家的意见和建议。经治疗，两组的健康焦虑症状均显著减少，但两组对于身体症状变化的归因不一样。可能由于此研究的干预周期过短等原因，导致了健康焦虑的变化没有显著性差异，干预的作用主要体现在提高了被试对于身体症状的良性归因。经专家提醒，我们对此研究的结果进行了更具体的描述。正文具体修改如下：

结果表明，治疗后两组患者的健康焦虑症状显著减少，但干预组健康焦虑发生临床可靠变化的被试人数是对照组的两倍，且只有干预组被试对身体症状的良性归因数量有所增加，因此 CBM-I 干预组中健康焦虑的减少可能是由于被试以良性方式思考模糊情境的倾向增加了。

**意见 5:** 对于考察干预的影响因素及作用机制的文献综述不够充分，首先灾难化解释的定义是什么？其次，为什么选择这些调节变量？有证据说明干预效果可能会因这些变量的不同而产生差异吗？

**回应:** 感谢审稿专家的意见和建议。首先，结合专家二的建议，我们在正文中补充了选择灾难化解释的原因及其定义。其次，尽管人口学变量和症状变量基线水平是干预研究中常被考察的调节变量(Ren et al., 2021)，但健康焦虑的 CBM-I 干预是一个新兴的领域，尚未有证据说明干预效果可能会因这些变量的不同而产生差异，我们的研究正是想要探索这些变量是否会对健康焦虑的 CBM-I 干预效果产生影响。经专家提醒，我们将这一部分言语表述的重点放在探索潜在的影响因素，而不是验证已有调节变量的作用。正文具体修改如下：

此外，除了考察 iCBM-I 干预健康焦虑的有效性，本研究拟进一步探索其作用的机制。检查治疗效果的中介变量与潜在影响因素可以帮助确定症状变化的机制(Zhang et al., 2021)，从而提升干预效果。根据 Salkovskis 和 Warwick (1986)的认知模型，个体的焦虑和恐惧情绪是由对个人有重大影响的负面信息或灾难化解释的经历引起的，据此，个体的健康焦虑情绪是由对良性身体体征或症状的灾难化解释引起的。CBM-I 正是一种专门针对解释偏向而开发的干预手段(MacLeod & Mathews, 2012)，即通过降低个体的灾难化解释水平进而缓解焦虑症状。灾难化解释被视为一种不合理信念，它指的是个体倾向于扩大感知到的威胁并且高估潜在后果的严重性(Bailey & Wells, 2015)。相关研究者证明了灾难化解释在 CBM-I 降低焦虑敏感性(Capron et al., 2017)、社交焦虑(Mobini et al., 2014)和抑郁(Nieto & Vazquez, 2021)等负面情绪中的中介作用。鉴于健康焦虑者的解释偏向特征是对健康相关刺激的灾难化解释(Du et al., 2023)，那么，iCBM-I 是否能够通过降低个体对健康相关刺激的灾难化解释来降低健康焦虑症状？同时，人口学变量和症状变量基线水平是干预研究中常被考察的调节变量(Ren et al., 2021)。那么，这些变量是否会影响 iCBM-I 干预健康焦虑的效果呢？

**意见 6:** 本研究的意义和价值是什么，有什么创新性的贡献，对此引言部分没有写清楚，应加强论述。

**回应:** 感谢审稿专家的意见和建议。我们先前在讨论部分的第一段对本研究在方法学上的贡献进行了简要论述，主要有两个：（1）首个考察解释偏向矫正干预健康焦虑的心理机制的 RCT 研究；（2）使用平行发展模式的潜在增长模型分析健康焦虑和灾难化解释随时间变化的非线性轨迹以及灾难化解释的纵向中介作用。但缺乏研究理论和实际意义方面的贡献论述。经专家提醒，我们已在引言部分，从提出问题和解决问题的意义角度，对本研究的价值和贡献加强论述。正文具体修改如下：

#### 1.4 本研究的目的是和意义

尽管先前研究者针对 CBM-I 进行了一系列探索，但其在健康焦虑领域的应用还处于初步阶段，CBM-I 对于健康焦虑的干预效果证据尚且不足，干预起效的心理机制尚不明确，且可传播性受到限制。综上，本研究的目的在于：（1）开发一款基于 iCBM-I 干预健康焦虑的技术，检验其干预效果及其影响因素；（2）考察灾难化解释对于 iCBM-I 干预与健康焦虑症状改善之间的纵向中介作用。该研究在理论上有助于理解 iCBM-I 干预健康焦虑的起效机制，为健康焦虑的早期识别和干预提供新视角；在实践上将有助于缓解健康焦虑症状，特别是为回避求医者、生活在偏远地区者和行动受限的肢体残疾者等群体提供易得性更高的心理干预方法，同时减轻医疗负担和人力成本。

**意见 7:** 测量工具需要添加问卷题目示例。

**回应:** 感谢审稿专家的意见和建议。我们已经在测量工具部分添加了问卷题目示例。正文具体修改如下：

**简式健康焦虑量表(SHAI)** ... ..，包括两个维度：（1）患病可能性，共 14 道题；（2）消极结果，共 4 道题。例如“我担心自己的健康”。

**躯体与健康认知量表(Cognitions About Body and Health Questionnaire, CABAH)** ... ..。我们选取“特定身体疾病的灾难化解释”和“一般身体疾病的灾难化解释”两个分量表来评估个体的灾难化解释水平。例如“皮肤上的红斑是皮肤癌的危险迹象”。

**患者健康问卷(Patient Health Questionnaire-9, PHQ-9)** ... ..。PHQ-9 由 9 个题目组成，例如“做事时提不起劲或没有兴趣”。

**广泛性焦虑障碍量表(Generalized Anxiety Disorder-7, GAD-7)** ... ..。GAD-7 由 7 个题目组成，例如“感觉紧张、焦虑或急切”。

意见 8：对于健康焦虑的测量是否仅限于自我报告的认知、态度，为什么没有测量被试的实际行为（如频繁就医）来评估干预效果？

回应：感谢审稿专家的意见。本研究采用的是简版健康焦虑问卷测量被试的健康焦虑，该量表关注“患病可能性”和“消极结果”两方面的内容，在学术研究中是健康焦虑的核心测量工具，其中文版具有良好的信效度(Zhang et al., 2015)。已有的健康焦虑干预研究也多数采用问卷自评的方式测量被试的认知和态度，而没有关注行为变量(Antognelli et al., 2020; Kerstner et al., 2015; Schwind et al., 2016; Weck et al., 2015)。原因在于，从健康焦虑的概念上来看，认知和态度是其定义的核心，而没有包含行为表现。但不可否认的是，如就医、搜索电子资料等行为与健康焦虑紧密相关，越强的健康焦虑可能会带来越多适应不良的行为。如果我们增加对行为的测量，可能能够更加全面地了解健康焦虑的影响。感谢专家的提醒，未来研究可以从认知、态度、行为等多层面对健康焦虑进行测量，我们在研究局限中对此也进行了讨论。正文具体修改如下：

本研究存在一定的局限性。(1) 本研究以问卷来测量健康焦虑的认知和态度，主要通过测量意识加工而非无意识加工来评估症状的变化，答案的选择可能会受到参与者需求特征和响应偏差的影响(Hirsch et al., 2016)，也没有关注到个体行为层面的改变。未来的研究最好同时使用问卷测量和临床诊断法，从认知、态度和行为等多层面来评估健康焦虑，同时结合生物学方法(如事件相关电位; Hirsch et al., 2016)和神经相关任务(如 fMRI; Yan et al., 2019)进行症状变化的测量，可以使结果更加多维化和准确化。

意见 9：3.2 部分报告 GLMM 主效应时为什么没有效果量？3.4 部分也存在同样的问题。

回应：感谢审稿专家的意见和建议。我们已经在 3.2 部分报告效果量。正文修改举例如下：

“以 SHAI 总分为结果变量，以受教育程度和 CABAH 基线水平作为协变量，GLMM 分析结果显示，干预组别的主效应显著， $F(2, 671) = 5.03, p < .01, \eta_p^2 = 0.01$ ；干预时间的主效应显著， $F(2, 671) = 37.88, p < .001, \eta_p^2 = 0.10$ 。干预组别与干预时间的交互效应显著， $F(4, 671) = 4.72, p < .01, \eta_p^2 = 0.03$ 。”其他几处修改详见正文。

经过调整分析方法，3.3 影响因素部分（序号有误，原先正文中的“3.4”应为“3.3”，现已修正）的结果有所不同，现已没有需要报告效果量的地方。

意见 10：3.2 部分组间比较为什么使用两两比较的 t 检验而非直接三组比较，比如使用 post-hoc 分析？作者是否考虑到多次使用 t 检验会增加犯第一类错误概率的问题。

回应：感谢审稿专家的意见和建议。我们检查了先前的数据分析过程，使用的 SPSS 分析语法为：

```
“      /EMMEANS      TABLES=group_mean*Time      COMPARE=group_mean  
CONTRAST=PAIRWISE
```

```
      /EMMEANS_OPTIONS SCALE=ORIGINAL PADJUST=LSD”
```

以上语法通过计算不同组与不同时间点的组均值，并使用 LSD 方法进行事后多重比较，以了解它们之间是否有显著差异。因此，我们实际上使用的是 post-hoc 分析，很抱歉我们先前错误地理解和使用“简单简单效应”这个术语，现已将“简单简单效应”替换为“事后多重比较”，正文修改举例如下：“干预后，三组在 SHAI 总分上差异显著， $F(2, 671) = 4.77, p < .01$ ，进一步事后多重比较检验显示，干预组的 SHAI 总分显著低于控制组， $t(671) = -3.08, p < .01, Cohens' d = -0.50$ 。”其他几处修改详见正文。

意见 11：纵向中介效应分析部分结果的呈现过于简单。首先，健康焦虑和灾难化解释两个变量的变化轨迹是什么样的，具体指标数值是什么？包括截距、一次斜率、二次斜率，最好

放上轨迹图。其次，进入中介模型的是线性斜率还是二次斜率？鉴于非线性轨迹，该中介模型如何解读？这些信息都不明确。

回应：感谢审稿专家的意见和建议。首先，我们补充报告了健康焦虑和灾难化解释单变量 LGCM 分析的具体结果，包括截距、线性斜率、二次斜率的具体数值以及三者的相关关系，并绘制了两个变量随时间变化的轨迹图。为了更直观的比较两者的变化轨迹，我们将原始分数进行了中心化处理。其次，进入中介模型的是二次斜率。经专家提醒，我们在构建中介模型时明确了这一点，即，将“变化斜率”调整为“二次斜率因子”。鉴于非线性轨迹，我们也重新以变量随时间的变化速率的角度解释了中介模型。正文具体修改如下：

首先，将健康焦虑和灾难化解释的分数进行中心化处理，分别进行单变量 LGCM 分析，模型比较结果详见表 2。

健康焦虑的单变量 LGCM 结果显示，健康焦虑随时间的变化轨迹更符合二次增长模型，截距 ( $\alpha = 0.00$ ,  $SE = 0.16$ ) 与线性斜率 ( $\beta_1 = -0.02$ ,  $SE = 0.14$ ) 的相关为  $0.58$  ( $p = .327$ )，二次斜率 ( $\beta_2 = 0.03$ ,  $SE = 0.16$ ) 与截距、线性斜率的相关分别为  $-0.44$  ( $p = .293$ ) 和  $-0.91$  ( $p < .001$ )。截距与线性斜率、二次斜率相关均不显著，说明初始状态与线性增长因子、二次增长因子关系均不大。线性斜率与二次斜率显著负相关且相关系数较高，提示线性增长率较快的个体二次增长率也越快。灾难化解释的单变量 LGCM 结果显示，灾难化解释随时间的变化轨迹更符合二次增长模型，截距 ( $\alpha = -0.00$ ,  $SE = 0.15$ ) 与线性斜率 ( $\beta_1 = -0.01$ ,  $SE = 0.16$ ) 的相关为  $0.54$  ( $p = .403$ )，二次斜率 ( $\beta_2 = 0.02$ ,  $SE = 0.15$ ) 与截距、线性斜率的相关分别为  $-0.43$  ( $p = .416$ ) 和  $-0.86$  ( $p < .001$ )。截距与线性斜率、二次斜率相关均不显著，说明初始状态与线性增长因子、二次增长因子关系均不大。线性斜率与二次斜率显著负相关且相关系数较高，提示线性增长率较快的个体二次增长率也越快。二者随时间的变化轨迹如图 5 和图 6 所示。

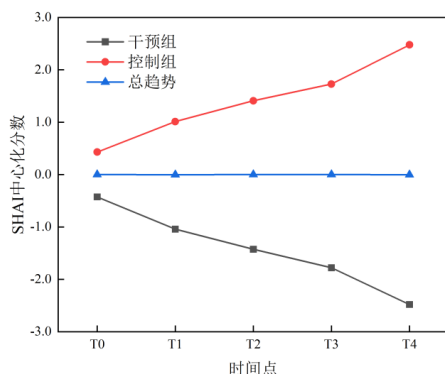


图 5 健康焦虑随时间的变化轨迹图

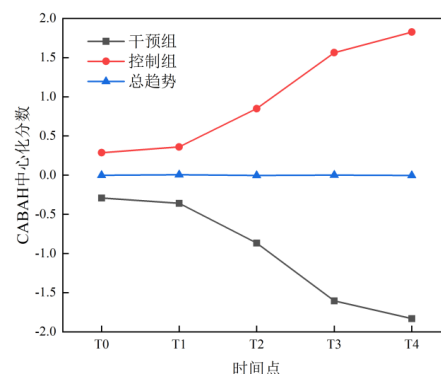


图 6 灾难化解释随时间的变化轨迹图

最后，以受教育程度、灾难化解释基线水平为协变量，干预组别为自变量，灾难化解释的二次斜率因子为中介变量，健康焦虑的二次斜率因子为结果变量，构建中介模型结果显示， $\chi^2 = 110.71$ ,  $df = 38$ ,  $p < .001$ ,  $CFI = 0.94$ ,  $TLI = 0.90$ ,  $AIC = 8126.99$ ,  $BIC = 8262.84$ ,  $RMSEA = 0.12$ ,  $SRMR = 0.05$ ，结果提示中介模型可接受。灾难化解释在健康焦虑干预中的总效应显著 ( $B = -1.39$ , 95% CI:  $-2.15$ ,  $-0.71$ )，直接效应显著 ( $B = 3.88$ , 95% CI:  $1.19$ ,  $15.01$ )，间接效应显著 ( $B = -5.27$ , 95% CI:  $-16.58$ ,  $-2.54$ )，即灾难化解释在组别与健康焦虑干预效果中起到部分纵向中介作用，中介路径如图 6 所示。具体来说，组别到灾难化解释二次斜率因子的回归系数为  $-1.13$  ( $p < .001$ )，说明组别对于灾难化解释随时间的变化有显著的负向预测作用，即干预组的灾难化解释水平随时间的升高小于控制组。灾难化解释二次斜率因子到健康焦虑二次斜率因子的回归系数为  $4.68$  ( $p = .027$ )，说明灾难化解释随时间的变化对于健康焦虑随时间的变化有显著的正向预测作用，即健康焦虑症状随灾难化解释水平的升高而升高。

**意见 12:**“对健康焦虑的 iCBM-I 干预效果没有显著影响的因素有个体的年龄、性别、受教育程度、常住地、婚姻状况、工作状况、收入状况、焦虑和抑郁的基线严重程度。”婚姻状况有显著调节作用，注意检查细节，不要前后矛盾。

**回应:**感谢审稿专家的提醒。我们对此错误感到抱歉，同时详细检查并修正了文章的其他细节错误。我们结合专家二建议对影响因素部分进行了重新分析，新的分析结果发现婚姻状况的调节作用不显著，所以此处保留了原先的“婚姻状况”。

**意见 13:**作者提出本研究的一个创新点是采用潜在增长曲线模型检验灾难化解释在干预与健康焦虑改善之间的纵向中介作用，考虑健康焦虑和灾难化解释随时间变化的非线性轨迹。可是结果的呈现仅说明了中介作用存在，缺乏对具体的作用机制的描述，也没有体现出使用这种方法的优势和意义，这部分讨论不够有深度。

**回应:**感谢审稿专家的意见和建议。首先，我们现已在纵向中介效应的结果分析部分补充了更详细的结果解释，具体修改详见“**意见 11**”的回应部分。其次，我们在讨论部分增强了对于这种方法的优势和意义相关的论述。讨论部分具体修改如下：

值得一提的是，先前研究的证据尚未明确中介变量的具体变化轨迹。同时，在纵向分析中使用显变量时，中介效应分析的能力可能会因测量的不可靠性而受到损害，而潜变量的使用充分控制了测量误差的影响(Rogosa et al., 1982)。LGCM 被认为是一种稳健可靠的纵向数据分析方法，因其使用截距和斜率因子两个潜变量构建变量的高阶增长轨迹，可以更好地揭示个体随时间的变化和变化中的个体差异(Selig & Preacher, 2009)。平行发展模式的 LGCM 通过同时模拟中介变量和结果变量的增长轨迹，可测试和解释中介变量随时间呈曲线增长时的中介机制(Von Soest & Hagtvet, 2011)。本研究中，灾难化解释和健康焦虑随时间的变化均符合二次增长轨迹，且二者的变化斜率均不受初始状态的影响，故使用两者的二次斜率因子构建干预条件下的中介模型，结果发现干预条件负向预测灾难化解释和健康焦虑的二次斜率因子，灾难化解释的二次斜率因子负向预测健康焦虑的二次斜率因子。鉴于对于干预条件的虚拟编码（干预组为 1，控制组为 0），表明干预组的灾难化解释和健康焦虑随时间的改善均高于控制组，且健康焦虑症状的改善轨迹随灾难化解释水平的改善轨迹而变化。与先前使用症状改善量构建的模型相比，本研究明确了健康焦虑症状改善过程的具体变化轨迹，进一步明晰了灾难化解释随时间变化的纵向中介机制。

**意见 14:**“灾难化解释的中介机制”部分对于结果与现有研究不一致性的解释不够清晰，作者罗列了多个验证解释偏向的变化是否起到中介作用的研究，有支持的证据亦有反对的证据，但对于产生这些结果不一致性的原因没有充分的解释说明，最后一句话是在解释以上所有罗列的研究，还是其中某一个研究并不明确。

**回应:**感谢审稿专家的意见和建议。鉴于之前内容的呈现可能存在歧义，我们调整了行文的写法，先呈现与本研究结果一致的研究证据，并且增加了理论解释；再呈现与本研究结果不一致的研究及可能的原因。具体修改如下：

#### 4.3 灾难化解释的中介机制

本研究首次探究了灾难化解释在健康焦虑的 iCBM-I 干预中的中介效应，结果支持灾难化解释变化在干预组别与健康焦虑改善的关系中起到纵向中介作用，与先前大部分 CBM-I 相关研究的结果一致。比如，Capron 等人(2017)与 Mobini 等人(2014)关于 CBM-I 的研究均证明了解释偏向的变化介导了干预条件和症状变化之间的关系。这些发现也提供了反对“CBM-I 只是通过让个体反复暴露于威胁性刺激进而降低其恐惧反应”的观点的证据(Salemink et al., 2010)。我们的干预材料是专门针对健康焦虑的解释偏向特征而编制的，根据认知内容特异性假说(Chan et al., 2020)，对健康相关刺激的灾难化解释是健康焦虑的独特

且核心症状，CBM-I 便是通过反馈和强化来改善健康焦虑个体的核心症状，进而降低健康焦虑水平。

但也有部分研究得出了与本研究不一致的结论。对于社交焦虑的多课程 CBM-I 训练干预，Zhang 等人(2021)的研究得出解释偏向的变化不具有显著的中介效应的结论，也就是说，他们的结果不支持 CBM-I 通过减少解释偏向来改善社交焦虑的假设。在 iCBM-I 改善抑郁症状的研究中，使用模糊情境范式(Ambiguous Scenarios Test, AST)测量解释偏向时，解释偏向的变化在 iCBM-I 干预与抑郁症状变化之间的中介作用不显著(Nieto & Vazquez, 2021)。这些不显著的研究结果可能是由于样本量较小(Frazier et al., 2004)或者解释偏向测量范式效度低(Du et al., 2023)导致的。

**意见 15：**目前讨论的深度不够，有待从理论和研究等方面进一步深入论述。

**回应：**感谢审稿专家的意见和建议。我们主要对“干预效果”和“中介机制”两处进行了深入论述。

其一，进一步论述了 CBM-I 干预起效的原因和机制。正文具体修改如下：

CBM-I 训练可能会使健康焦虑个体接触到他们平时会刻意避免的健康相关信息，这种鼓励暴露的措施本身就可能个体的负面健康认知和健康焦虑的显著性降低(Antognelli et al., 2020; Weck, Neng, Richtberg et al., 2015)。同时，训练中的反馈功能不断强化个体对良性的躯体感觉变化做出积极解释，根据健康焦虑综合模型(Taylor & Asmundson, 2004)的观点，对积极解释的积极强化能够降低其威胁和灾难化解释的可能性，纠正其功能失调的疾病相关信念，进而减少个体对患上严重疾病的过度担忧。

其二，加强了对中介模型结果的解释。正文具体修改如下：

本研究首次探究了灾难化解释在健康焦虑的 iCBM-I 干预中的中介效应，结果支持灾难化解释变化在干预组别与健康焦虑改善的关系中起到纵向中介作用，与先前大部分 CBM-I 相关研究的结果一致。比如，Capron 等人(2017)与 Mobini 等人(2014)关于 CBM-I 的研究均证明了解释偏向的变化介导了干预条件和症状变化之间的关系。这些发现也提供了反对“CBM-I 只是通过让个体反复暴露于威胁性刺激进而降低其恐惧反应”的观点的证据(Salemink et al., 2010)。我们的干预材料是专门针对健康焦虑的解释偏向特征而编制的，根据认知内容特异性假说(Chan et al., 2020)，对健康相关刺激的灾难化解释是健康焦虑的独特且核心症状，CBM-I 便是通过反馈和强化来改善健康焦虑个体的核心症状，进而降低健康焦虑水平。

其三，增加了有关纵向中介机制的描述解释和创新性贡献，具体修改详见“意见 13”的回应部分。

**意见 16：**作者提到“健康焦虑是一个连续的疾病谱，从正常的健康关注到严重健康焦虑是一个量变而非质变的过程。”这个表述可能有一定问题，当对健康的过度关注引发了病症，这难道不是一种质变吗？

**回应：**感谢审稿专家的意见和建议。经查阅文献，我们发现之前的表述的确有误，现已进行修正，且补充了参考文献。正文具体修改如下：

健康焦虑是一个连续的疾病谱，从正常的健康关注到严重健康焦虑是一个症状逐渐加重的过程。疑病症被认为是健康焦虑的一种极端形式，健康焦虑只是在严重程度轻于疑病症，两者并没有本质区别(Williams, 2004)。

**意见 17：**“近年来的研究者通常倾向于使用“健康焦虑”这个没那么贬义的术语。Hedman-Lagerl?f 等人(2019)认为当出现以下症状时可考虑评估为健康焦虑：对健康的担忧在

得到保证后很快又反复出现；频繁就医；花费大量时间在线搜索健康相关信息，进一步导致焦虑和痛苦的增加，因为这可能会增加正常身体感觉被误解为严重躯体疾病的迹象的风险；健康担忧造成了严重的功能损害。”这部分建议按照 1、2、3、4 点清晰罗列。最后一条“健康担忧造成了严重的功能损害”需要进一步详细描述。

回应：感谢审稿专家的意见和建议。我们已用序号进行罗列，并且详细描述了第四点，正文具体修改如下：

(1) ..... (2) ..... (3) ..... (4) 健康担忧造成了严重的功能损害，例如出现呕吐等躯体不适感，以及回避社交等社会功能下降的行为。

意见 18：“其二是，认知内容特异性假说(Cognitive content-specificity hypothesis)也指导着健康焦虑的实证研究(Chan et al., 2020)”表述有问题，需要修改。

回应：感谢审稿专家的意见和建议。我们现已修正了此不当表述，正文具体修改如下：

其二是，认知内容特异性假说(Cognitive content-specificity hypothesis)也常被应用于健康焦虑的实证研究(Chan et al., 2020)。

意见 19：注意检查 APA 格式的细节问题，以及中文的语言表述情绪、通顺，英文摘要表述准确反映研究结果。

回应：感谢审稿专家的意见和建议。所有作者对修改后的正文进行了格式和表述检查，并进行了细节修正。

.....

**审稿人 2 意见：**

该研究对健康焦虑的网络化干预进行开发和效果的检验，具有现实的临床意义。采用随机对照试验的方法进行研究，研究设计合理，数据呈现丰富，研究结论可靠，是一篇很好的研究。由于全文篇幅有限，有一些表述和方法学的部分希望看到进一步的澄清。具体意见见下文。

意见 1：健康焦虑的定义需要进行明确，在 DSM 系统中，健康焦虑并未作为独立的诊断概念出现，请作者调整用词如“患病率”等。健康焦虑是一种常见的特指对健康的焦虑状态，如果作者希望与诊断系统连接，可以考虑疾病焦虑障碍。

回应：感谢审稿专家的意见和建议。我们将“患病率”调整为“流行率”，正文具体修改为：“我国普通人群的健康焦虑流行率在疫情爆发之前约为 5%(袁勇贵, 张钰群, 2013)，在疫情爆发之后骤升至 47.3%(Luo et al., 2021)。”经专家提醒，我们考虑到本文所针对的是非临床群体，所以用普通公众数据代替诊断系统数据，删除了“在最新版的精神障碍诊断和统计手册(APA, 2013)中，达到临床诊断的健康焦虑患病率约为 15-20%”这句诊断系统的数据描述。

意见 2：在对 CBM-I 之于健康焦虑的效果描述中，1.3 部分的第三自然段，作者提到“治疗后两组患者的健康焦虑症状显著减少”的描述中，并为明确呈现出 CBM-I 对健康焦虑的效果相比控制组如何，请作者进行补充。

回应：感谢审稿专家的意见和建议。经治疗，两组的健康焦虑症状均显著减少，但两组对于身体症状变化的归因不一样。可能由于此研究的干预周期过短等原因，导致了健康焦虑的变化没有显著性差异，干预的作用主要体现在提高了被试对于身体症状的良性归因。经专家提醒，我们对此研究的结果进行了更具体的描述。正文具体修改如下：



结果表明，治疗后两组患者的健康焦虑症状显著减少，但干预组健康焦虑发生临床可靠变化的被试人数是对照组的两倍，且只有干预组被试对身体症状的良性归因数量有所增加，因此 CBM-I 干预组中健康焦虑的减少可能是由于被试以良性方式思考模糊情境的倾向增加了。

**意见 3:** 请作者补充 CBM 对于健康焦虑干预的机制的前人研究的证据，以及为什么只选取灾难化解释这一概念来进行。建议结合 CBM 本身的特点进行讨论。因为灾难化解释本身是解释焦虑大类问题的普遍影响因素，希望能够看到对健康焦虑特别之处的补充。

**回应:** 感谢审稿专家的意见和建议。先前仅有一个研究探究了 CBM-I 干预在健康焦虑中的应用及效果(Antognelli et al., 2020)，但没有进行机制研究。本研究是首次探究 CBM-I 干预健康焦虑的机制研究。只选取灾难化解释这一概念来进行是因为：其一，健康焦虑者的核心特征是基于对一个或多个身体体征或症状的灾难化解释，而导致持续的焦虑，担心自己患有严重的身体疾病(Hedman-Lagerlöf et al., 2019)。其二，CBM-I 是专门针对解释偏向而开发的干预方法，而健康焦虑者的解释偏向特征是对正常躯体感觉的灾难化解释。因此，本研究中 CBM-I 干预的是健康焦虑的核心病理特征，我们合理猜测 CBM-I 干预健康焦虑的核心起效机制是，CBM-I 干预通过降低个体对健康相关信息的灾难化解释水平进而缓解健康焦虑症状。我们使用的灾难化解释测量问卷和 CBM-I 中的干预材料也都是仅针对健康焦虑的。结合专家建议，我们在正文中进行了如下修改：

根据 Salkovskis 和 Warwick (1986)的认知模型，个体的焦虑和恐惧情绪是由对个人有重大影响的负面信息或灾难化解释的经历引起的，**据此，个体的健康焦虑情绪是由对良性身体体征或症状的灾难化解释引起的。CBM-I 正是一种专门针对解释偏向而开发的干预手段 (MacLeod & Mathews, 2012)，即通过降低个体的灾难化解释水平进而缓解焦虑症状。灾难化解释被视为一种不合理信念，它指的是个体倾向于扩大感知到的威胁并且高估潜在后果的严重性(Bailey & Wells, 2015)。相关研究者证明了灾难化解释在 CBM-I 降低焦虑敏感性(Capron et al., 2017)、社交焦虑(Mobini et al., 2014)和抑郁(Nieto & Vazquez, 2021)等负面情绪中的中介作用。鉴于健康焦虑者的解释偏向特征是对健康相关刺激的灾难化解释(Du et al., 2023)，那么，iCBM-I 是否能够通过降低个体对健康相关刺激的灾难化解释来降低健康焦虑症状？**

**意见 4:** 样本量的计算中，请明确中等效应量的依据，以及采用哪个变量作为主要因变量计算的样本量。

**回应:** 感谢审稿专家的意见和建议。中等效应量依据 Erdfelder 等人(1996)的研究中开发的工具与标准，采用健康焦虑为主要因变量计算样本量。正文具体修改如下：

**以健康焦虑为主要因变量，按照中等效应量  $f = 0.25$  (Erdfelder et al., 1996)，显著性水平  $\alpha = 0.01$ ，需要 159 名被试达到  $(1-\beta) = 0.80$  的统计检验力(Yang et al., 2017)。**

**意见 5:** 排除标准中并未排除其他焦虑障碍/症状的表现，基于该类症状可能是混淆因素，请澄清目前排除标准的理由。

**回应:** 感谢审稿专家的意见和建议。诚如您所说，健康焦虑群体的确可能存在其他焦虑障碍/症状的表现。先前的元分析研究也证实了这一点，即健康焦虑个体不仅对健康相关信息表现出焦虑症状，也存在广泛性焦虑障碍的一般特点(Du et al., 2023)。也可以说，健康焦虑和其他焦虑障碍/症状的共病性很高。遗憾的是，正如您先前提到的，在 DSM 系统中，健康焦虑并未作为独立的诊断概念出现。健康焦虑应该归于焦虑障碍还是躯体症状障碍，目前尚未有定论，仍处于探索阶段，它与其他焦虑障碍/症状存在紧密关联和共同特征，所以很难从健康焦虑中排除或分离其他焦虑障碍/症状的表现。参考先前健康焦虑的干预类研究

(Antognelli et al., 2020; Kerstner et al., 2015; Schwind et al., 2016; Weck et al., 2015)的排除标准，也均未排除其他焦虑障碍/症状的表现。本研究目前的排除标准（1）和（2）是为了排除病情严重的患者，降低试验风险性；（3）、（4）和（5）是为了排除干预前后的症状变化可能是由其他因素改变的。不可否认的是，专家所指出的问题也是健康焦虑相关研究领域在未来需要用更多学术研究探索的内容，我们也在研究局限部分对此进行了讨论。正文具体修改如下：

#### 4.5 研究局限

（4）健康焦虑很可能与其他焦虑障碍或症状存在共病情况，进而对研究结果产生混淆作用。未来研究要进一步明确健康焦虑的症状特征，保证测量和诊断的准确性。

**意见 6：**研究过程中，希望作者能明确以下几点：

- 1) 研究流程中如何进行招募，是否会有招募过程本身产生的偏差出现；
- 2) 随机化的网页无法打开，建议作者明确区组随机化的流程，包括基于什么变量建构的区组，如何生成随机顺序，何人依据随机顺序进行分配被试；
- 3) 建议作者明确研究流程，包括每个组的测量设置，T1/2/3/4 首次出现需要明确意义；等待组需要等待到什么时间才可以使用小程序等；建议反映到图 1 中。

**回应：**感谢审稿专家的意见和建议。针对审稿专家的意见回应如下：

1) 我们在 QQ、微信等社交软件发布广告招募参与者，网络形式的招募面向全国各个城市和各个年龄段人群，所以招募过程本身不存在偏差。其次，我们的研究群体仅限于健康焦虑人群，在志愿参与研究的报名者中，我们还要根据纳入和排除标准对其进行访谈和筛选后确定被试名单，所以被试的筛选本身就是具有偏向性的。结合专家的意见，我们对正文进行如下修改：

首先，我们通过**在 QQ、微信等社交软件发布广告招募参与者**，在 2022 年 11 月 7 日对参与研究的志愿者进行基线测量和筛查（即 T0），包括人口统计学问卷、SHAI、CABAH、PHQ-9 和 GAD-7，对符合本研究条件的参与者进行 5 分钟电话访谈。

2) 非常抱歉之前提供的随机化网页无法打开，我们已修正了网页，并且明确了区组化的流程。正文具体修改如下：

本研究为单盲试验，被试分配采用区组随机化的方式，使用随机序列生成网址 (<https://www.random.org/lists/>)生成随机号，区组大小固定为 6，由第一作者依据随机序列，按被试报名顺序进行组别分配。

3) 感谢专家提醒，①我们已在正文中明确了 T1/2/3/4 的含义，正文具体修改为：成功登录后，参与者将开始 12 天的 iCBM-I 干预，每隔 3 天一次，每次约 15 分钟。每次训练结束后（共四次，事件依次记为 T1、T2、T3、T4）均进行 SHAI、CABAH、PHQ-9 和 GAD-7 测量，所有测量均在小程序中进行。②每个组的测量设置：干预组和控制组在每次训练结束后（即 T1、T2、T3、T4）和干预后一个月（T5）均进行 SHAI、CABAH、PHQ-9 和 GAD-7 测量，等待组只有在 T4 和 T5 时间点进行 SHAI、CABAH、PHQ-9 和 GAD-7 测量。③在我们的实验结束后，会为等待组提供 100%积极反馈 iCBM-I 干预。我们已将②和③的修改体现在图 1 中：

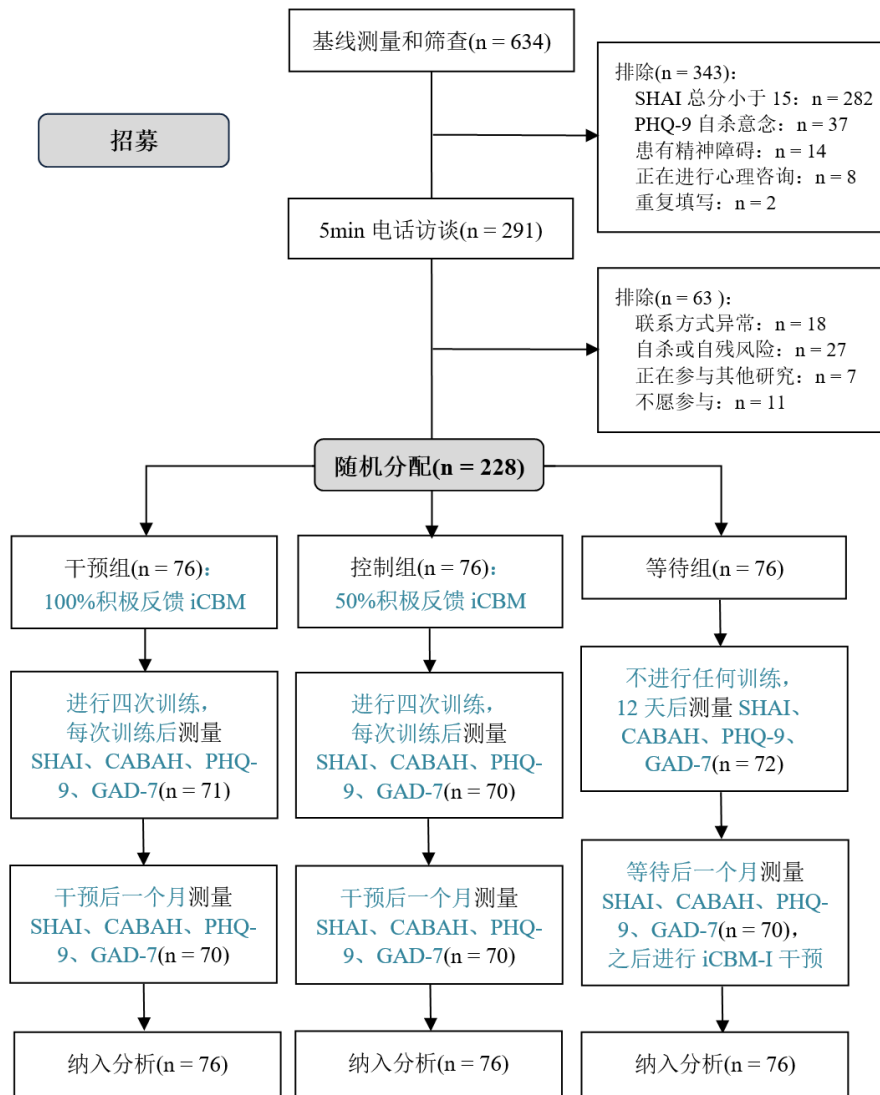


图 1 被试筛选及干预流程图

注: SHAI: 简式健康焦虑量表; CABAH: 躯体与健康认知量表; PHQ-9: 患者健康问卷; GAD-7: 广泛性焦虑障碍量表。

意见 7: 数据处理中, 希望作者能明确以下几点:

- 1) 多重插补法需要明确利用哪些变量进行插补, 插补的迭代次数, 如何合并 GLMM 的结果, 采用 SPSS 的什么插件等需要明确;
- 2) 在数据处理部分, 建议分为两个部分, 效果检验和机制检验; 效果检验中, 是否也纳入了 5 个时间点, 还是只有三个; 机制检验的部分, 如果是五个时间点, 那如何处理的等待组; 目前的文本中并没有反映出相关信息, 请作者进一步明确。

回应: 感谢审稿专家的意见和建议。针对审稿专家的意见回应如下:

- 1) 采纳专家的意见, 已在正文中进一步明确这些信息。人口学变量无缺失数据, 故仅作为预测变量, 对 SHAI、CABAH、PHQ-9 和 GAD-9 四个结果变量进行插补, 插补的迭代次数为 50 次。多重插补法在 SPSS 25.0 的“分析-多重插补-插补缺失数据值”中进行, GLMM 在 SPSS 25.0 的“分析-混合模型-广义线性”中进行, 均没有使用插件。对四个结果变量分别进行 GLMM 分析和报告, 没有合并。
- 2) 采纳专家的意见, 已将数据处理分成效果检验和机制检验两个部分, 以更加明确数据分析细节内容。效果检验中, 只纳入了干预前、干预后和追踪三个时间点; 机制检验中, 纳入

了干预组和控制组在干预前和四次训练后的五个时间点数据，未纳入等待组数据。

正文具体修改如下：

## 2.6 数据处理

本研究使用 SPSS 25.0 和 Mplus 8.3 进行数据处理与分析。在描述统计分析的基础上，对健康焦虑的 iCBM-I 干预进行效果和机制检验。

### 2.6.1 效果检验

基于干预前、干预后和干预后一个月 3 个时间点的数据，对 iCBM-I 的即时干预效果和一个月后的追踪效果进行分析。基于意向治疗原则，使用多重插补法填充缺失数据，将人口学变量作为预测变量，对结果变量进行插补，插补的迭代次数为 50 次。填补缺失值之后，采用广义线性混合模型(Generalized Linear Mixed Models, GLMM)分别评估 iCBM-I 对健康焦虑、灾难化解释、焦虑和抑郁的干预效果。

### 2.6.2 机制检验

采用两因素方差分析和层次回归分析考察人口学变量和症状变量基线水平对健康焦虑即时干预效果的影响。为防止多重共线性，首先对调节变量进行中心化处理，并对干预组别进行虚拟编码，设置干预组为参照组 (D1: 控制组= 1, 干预组/等待组= 0; D2: 等待组= 1, 干预组/控制组= 0)。以健康焦虑改变量的残差值作为因变量，来控制基线水平的干扰 (Kisbu-Sakarya et al., 2013)。为了避免人口学变量的某些类别数目过少造成的统计偏差，我们对以下几个变量进行了合并编码：将“常住地”中的“城市”和“郊区”合并为“城郊”，将“工作状况”中的“兼职工作”和“无稳定工作”合并为“无稳定工作”，将“自评收入状况”中的“基本不满足”和“完全不满足”合并为“不满足”。

采用潜在增长曲线模型(Latent Growth Curve Model, LGCM)，检验灾难化解释在 iCBM-I 干预与健康焦虑改善之间的纵向中介作用。以干预组和控制组的 5 个时间点（即基线和四个单元后的后测）收集的重复测量数据作为观察指标，采用全息极大似然估计法(Full Information Maximum Likelihood, FIML)，估计中介变量和结果变量的潜在截距（即初始状态）和潜在斜率（即改变速率）。... AIC、BIC 的值越小，表明模型与观测数据的拟合更好，可用于模型的最优选择(Burnham & Anderson, 2004)。

**意见 8：**数据结果中，有几个疑问希望作者能够解答：

- 1) 3.1 中作者表明 CABAH 在三组基线水平上有差异；但在 3.2 中，作者提到“干预前，三组在 CABAH 总分上差异不显著”，请作者进一步明确显著性检验的细节；
- 2) 在数据呈现上，请作者全文统一二位或三位小数；表 1 中建议标记 95%CI 显著的 Cohen' s d；
- 3) 3.4 干预效果的影响因素分析，并没有在数据处理部分描述；请作者进一步合理规划全文内容的呈现，尽量保持一致；另外，建议以健康焦虑的改变量的残差值作为因变量，来控制基线水平的干扰；作者对人口学变量作为调节变量对干预的适配性进行了检验，希望作者能够对这些分类变量如何在回归方程或方差分析中编码进行报告，因为很多分类变量在某些类别水平上的被试数目非常少，请作者明确处理的方式。
- 4) 3.5 中作者采用潜变量增长模型来进行中介效应分析，请作者报告在组别对不同变量影响的模型中：该模型的拟合水平，以及组别对灾难化解释/健康焦虑变化 slope 的回归系数，来建立中介模型中 a, b 系数的估计。

**回应：**感谢审稿专家的意见和建议。针对审稿专家的意见回应如下：

- 1) “3.1 被试基本特征”中 CABAH 在三组基线水平上有差异，所以在“3.2 干预效果分析”中，我们将 CABAH 基线水平作为协变量，且使用了 GLMM 分析，所以在此分析中，干预

前三组在 CABAH 总分上差异不显著。经专家提醒，我们在结果变量的效果检验中补充了一句话：以受教育程度和 CABAH 基线水平作为协变量。

2) 感谢专家提醒，根据《心理学报》投稿指南要求，我们已将全文数据呈现统一为二位小数 ( $p$  值除外)；表 1 的最后一列“组间效应量”中标记了所有组别间差异的 Cohen's  $d$  值。

3) 采纳专家建议，第一，我们在数据处理部分补充了影响因素分析相关内容。第二，我们将健康焦虑改变量的残差值作为因变量，重新进行了影响因素分析，结果发现，婚姻状况的调节作用由显著变为不显著，对此我们调整了相关的结果和讨论部分；其他变量的调节作用显著性与原先基本一致，对此我们对结果部分的系数进行了相应调整，重新绘制了斜率分析图。此外，便于专家审阅，我们将影响因素分析的具体结果表作为补充材料增加到了附录 3。第三，我们采用方差分析对分类变量进行数据处理，经专家提醒，我们对分类变量在方差分析中的编码进行了报告。正文具体修改如下：

### 2.6.2 机制检验

采用两因素方差分析和层次回归分析考察人口学变量和症状变量基线水平对健康焦虑即时干预效果的影响。为防止多重共线性，首先对调节变量进行中心化处理，并对干预组别进行虚拟编码，设置干预组为参照组 (D1: 控制组=1, 干预组/等待组=0; D2: 等待组=1, 干预组/控制组=0)。以健康焦虑改变量的残差值作为因变量，来控制基线水平的干扰 (Kisbu-Sakarya et al., 2013)。为了避免人口学变量的某些类别数目过少造成的统计偏差，我们对以下几个变量进行了合并编码：将“常住地”中的“城市”和“郊区”合并为“城郊”，将“工作状况”中的“兼职工作”和“无稳定工作”合并为“无稳定工作”，将“自评收入状况”中的“基本不满足”和“完全不满足”合并为“不满足”。

### 3.3 干预效果的影响因素分析

多重共线性检验发现，各模型容忍度均大于 0.45，方差膨胀因子均小于 2.22，因此不存在多重共线性问题。对人口学变量的分析结果显示，性别、年龄、常住地、受教育程度、婚姻状况、工作状况和收入状况的调节作用不显著 ( $ps > .05$ )。对症状变量基线水平的分析结果显示，组别 D2 (干预组 vs. 等待组) 和灾难化解释基线水平的交互项可显著预测健康焦虑症状的变化 ( $\beta = 0.197, t = 2.006, p = .046$ )。进一步简单斜率检验发现，对于基线灾难化解释水平较低的个体来说，干预组健康焦虑症状的变化与等待组差异不显著 ( $simple slope = -2.061, t = -1.115, p = .266$ )；对于基线灾难化解释水平较高的个体来说，与等待组相比，干预组在干预后的健康焦虑症状边缘显著降低 ( $simple slope = 3.617, t = 01.771, p = .078$ )，如图 3 所示。组别 D2 (干预组 vs. 等待组) 和健康焦虑基线水平的交互项可显著预测健康焦虑改善量 ( $\beta = 0.311, t = 3.405, p < .01$ )。进一步简单斜率检验发现，对于基线健康焦虑水平较低的个体来说，与等待组相比，干预组在干预后的健康焦虑症状显著增加 ( $simple slope = -4.237, t = -2.289, p = .023$ )；对于基线健康焦虑水平较高的个体来说，与等待组相比，干预组在干预后的健康焦虑症状显著降低 ( $simple slope = 5.427, t = 2.762, p = .006$ )，如图 4 所示。组别 (D1, D2) 和焦虑基线水平、抑郁基线水平的交互预测作用均不显著。

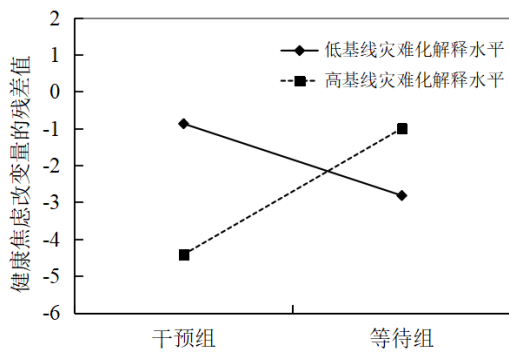


图3 组别与基线 CABAH 水平对  $\Delta$ SHAI 的交互作用

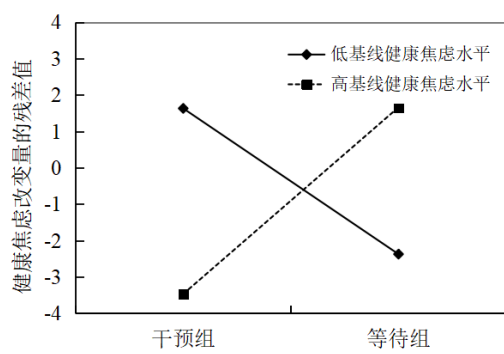


图4 组别与基线 SHAI 水平对  $\Delta$ SHAI 的交互作用

4) 采纳专家建议，我们现已报告了中介模型的拟合水平；构建了路径系数图，来明确报告组别对灾难化解释/健康焦虑变化 slope 的回归系数，以及中介模型中 a、b 系数。正文具体修改如下：

最后，以受教育程度、灾难化解释基线水平为协变量，干预组别为自变量，灾难化解释的二次斜率因子为中介变量，健康焦虑的二次斜率因子为结果变量，构建中介模型结果显示， $\chi^2 = 110.71$ ,  $df = 38$ ,  $p < .001$ ,  $CFI = 0.94$ ,  $TLI = 0.90$ ,  $AIC = 8126.99$ ,  $BIC = 8262.84$ ,  $RMSEA = 0.12$ ,  $SRMR = 0.05$ ，结果提示中介模型可接受。灾难化解释在健康焦虑干预中的总效应显著 ( $B = -1.39$ , 95% CI:  $-2.15, -0.71$ )，直接效应显著 ( $B = 3.88$ , 95% CI:  $1.19, 15.01$ )，间接效应显著 ( $B = -5.27$ , 95% CI:  $-16.58, -2.54$ )，即灾难化解释在组别与健康焦虑干预效果中起到部分纵向中介作用，中介路径图如图 6 所示。具体来说，组别到灾难化解释二次斜率因子的回归系数为  $-1.13$  ( $p < .001$ )，说明组别对于灾难化解释随时间的变化有显著的负向预测作用，即干预组的灾难化解释水平随时间的升高小于控制组。灾难化解释二次斜率因子到健康焦虑二次斜率因子的回归系数为  $4.68$  ( $p = .027$ )，说明灾难化解释随时间的变化对于健康焦虑随时间的变化有显著的正向预测作用，即健康焦虑症状随灾难化解释水平的升高而升高。

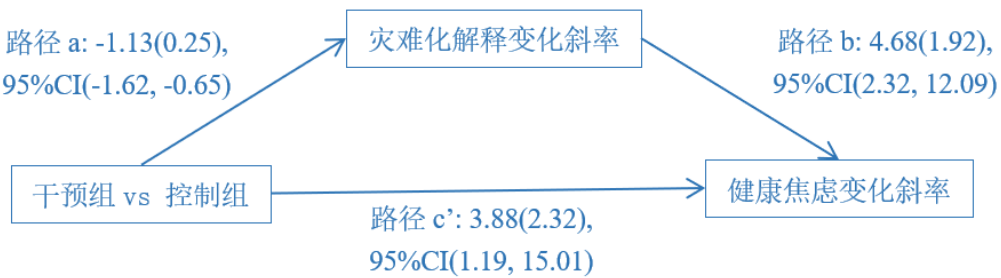


图6 灾难化解释的中介路径图

意见 9：请作者提供在干预过程中出现的不良反应的情况。

回应：感谢审稿专家的意见和建议。我们已在正文的“3.1 被试基本特征”部分增加了相关描述，具体为：无被试报告不良反应情况。

意见 10：请作者提供干预实验中的脱落情况和原因。

回应：感谢审稿专家的意见和建议。我们已在正文的“3.1 被试基本特征”部分增加了脱落情况的描述，正文具体修改如下：

共有 228 人符合条件并同意参与本研究，干预组、控制组和等待组各 76 人。其中，210 人参与了全程研究，干预组、控制组和等待组各 70 人；脱落率为 7.9 %。无被试报告不良反应情况。

由于被试脱落的原因不是本研究的重点，因此我们没有进一步地追踪访谈，但是我们使用意向治疗分析来避免被试脱落导致的影响，该方法（1）保留了随机化的优点：控制了组别间的平衡，以获得因果关系，避免了选择偏差；（2）更符合现实生活的情景：临床实践中也常有被试不遵循干预方案；（3）减少了 I 型错误：是对效应量较为保守的估算方法。

**意见 11：**请补充只有单一中介变量可能对机制解释的局限性。

**回应：**感谢审稿专家的意见和建议。我们已经在“4.5 研究局限”部分增加了单一中介变量可能对机制解释的局限性。正文具体修改如下：

（5）在焦虑障碍领域，灾难化解释被认为是焦虑症状出现的主要原因(Gellatly & Beck, 2016)，故本研究仅从解释偏向角度出发，考察了灾难化解释这一变量的中介作用，对于健康焦虑的认知理论构建和机制解释的维度较为单一。建议未来研究从注意、解释、记忆和期望偏向等多角度构建健康焦虑的认知偏向理论和机制模型。

**意见 12：**希望作者能在上文数据处理调整的基础上调整讨论。

**回应：**感谢审稿专家的意见和建议。经过调整数据处理，我们主要调整了如下两处的讨论。其一，婚姻状况的调节作用由显著变为不显著，于是我们删除了讨论部分如下论述：“婚姻状况对于干预组别与健康焦虑改善的关系有显著调节作用。在组别 D2 中，与单身的个体相比，iCBM-I 对于结婚/同居/恋爱中的个体的干预效果更好，这可能是由于，处于亲密关系中的个体分泌的多巴胺和催产素等物质，能够提高个体的自身免疫力和生活幸福感(Acevedo et al., 2020)，进而有助于减缓不良情绪和降低健康焦虑。”其二，补充呈现了纵向中介效应的更多结果，对此我们丰富了有关 LGCM 方法的优势与意义的讨论。

再次感谢两位审稿专家的辛苦付出和专业建议。

以下为回应中用到的新增文献：

- Agarwal, G., Varghese, S., Francis, M., Willan, J. (2023). High prevalence of persistent COVID-19-related health anxiety and social restriction in patients with haematological disorders. *British Journal of Haematology*, 202(5),1065-1070.
- Akbari, M., Spada, M. M., Nikevi, A. V., & Zamani, E.(2021). The relationship between fear of covid-19 and health anxiety among families with covid-19 infected: the mediating role of metacognitions, intolerance of uncertainty, and emotion regulation. *Clinical Psychology & Psychotherapy*, 28(6),1354-1366.
- Antognelli, S. L., Sharrock, M. J., & Newby, J. M. (2020). A randomised controlled trial of computerised interpretation bias modification for health anxiety. *Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry*, 66, 101518.
- Bailey, R., & Wells, A. (2015). Metacognitive beliefs moderate the relationship between catastrophic misinterpretation and health anxiety. *Journal of Anxiety Disorders*, 34, 8-14.
- Bults, M., Beaujean, D. J., de Zwart, O., Kok, G., van Empelen, P., van Steenberghe, J. E., ... Voeten, H. A. (2011). Perceived risk, anxiety, and behavioural responses of the general public during the early phase of the Influenza A (H1N1) pandemic in the Netherlands: Results of three consecutive online surveys. *BMC Public Health*, 11, 2.
- Du, X., Witthöft, M., Zhang, T., Shi, C., & Ren, Z\*. (2022). Interpretation bias in health anxiety: A systematic review and meta-analysis. *Psychological Medicine*, 53(1), 34-45.

- Erdfelder, E., Faul, F., & Buchner, A. (1996). Gpower: A general power analysis program. *Behavior Research Methods, Instruments, & Computers*, 28(1), 1–11.
- Gellatly, R., & Beck, A. T. (2016). Catastrophic thinking: A transdiagnostic process across psychiatric disorders. *Cognitive Therapy and Research*, 40(4), 441–452.
- Jalloh, M. F., Li, W., Bunnell, R. E., Ethier, K. A., O' Leary, A., Hageman, K. M., ... Redd, J. T. (2018). Impact of Ebola experiences and risk perceptions on mental health in Sierra Leone, July 2015. *BMJ Global Health*, 3(2), e000471.
- Kerstner, T., Withthöft, M., Mier, D., Diener, C., Rist, F., & Bailer, J. (2015). A diary-based modification of symptom attributions in pathological health anxiety: Effects on symptom report and cognitive biases. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 83(3), 578–589.
- Kisbu-Sakarya, Y., Mackinnon, D. P., & Aiken, L. S. (2013). A monte carlo comparison study of the power of the analysis of covariance, simple difference, and residual change scores in testing two-wave data. *Educational & Psychological Measurement*, 73(1), 47–62.
- Mahase, E. (2020). China coronavirus: who declares international emergency as death toll exceeds 200. *British Medical Journal*, 368: m408.
- Main, A., Zhou, Q., Ma, Y., Luecken, L. J., & Liu, X. (2011). Relations of SARS-related stressors and coping to Chinese college students' psychological adjustment during the 2003 Beijing SARS epidemic. *Journal of Counseling Psychology*, 58(3), 410–423.
- Rogosa, D. R., Brandt, D., & Zimowski, M. (1982). A growth curve approach to the measurement of change. *Psychological Bulletin*, 92, 726–748.
- Schwind, J., Neng, J. M. B., & Weck, F. (2016). Changes in free symptom attributions in hypochondriasis after cognitive therapy and exposure therapy. *Behavioural and Cognitive Psychotherapy*, 44(5), 601–614.
- Selig, J. P., & Preacher, K. J. (2009). Mediation models for longitudinal data in developmental research. *Research in human development*, 6(2-3), 144–164.
- von Soest, T., & Hagtvet, K. A. (2011). Mediation analysis in a latent growth curve modeling framework. *Structural Equation Modeling*, 18(2), 289–314.
- Weck, F., Neng, J. M. B., Richtberg, S., Jakob, M., & Stangier, U. (2015). Cognitive therapy versus exposure therapy for hypochondriasis (health anxiety): A randomized controlled trial. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 83(4), 665–676.
- Williams, P. G. (2004). The psychopathology of self-assessed health: A cognitive approach to health anxiety and hypochondriasis. *Cognitive Therapy and Research*, 28(5), 629–644.

---

## 第二轮

再次诚挚感谢两位审稿专家。需要说明的是：为便于专家查看与审阅，本轮修改部分采用红色标记。

### 审稿人 1 意见：

感谢作者对上次的修改意见做出的回复和修改。基于文章最新的版本，现提出进一步的问题和建议，希望作者回应及修改完善。

**意见 1：**作者增加了对 CBM-I 的原理解释：“给被试呈现模糊情境之后，通过反馈训练引



导个体做出积极解释，以降低被试的消极解释偏向并缓解焦虑情绪。例如，面对“你今天头很痛”的情境，给被试呈现两种解释，即“你最近工作压力很大”（积极解释）和“你可能患上了脑部疾病”（消极解释）。”作者所列举的“你最近工作压力很大”作为“你今天头很痛”的积极解释似乎有些牵强，没有很好地诠释解释偏向矫正的原理，希望做出调整修改。

回应：非常感谢审稿专家的意见和建议。根据解释偏向矫正的原理，对于正常躯体变化的消极解释则是担心这是严重躯体疾病的前兆，积极解释则是依据具体情况给出更加客观合理的原因。我们现将正文中的例子替换成干预材料中的例子，正文具体修改为：例如，面对“你感觉到头很痛”的情境，给被试呈现两种解释，即“你认为这是在电脑前长时间工作导致的”（积极解释）和“你认为这是脑炎的前兆”（消极解释）。”

意见 2：“近年来的研究者通常倾向于使用“健康焦虑”这个没那么贬义的术语。”中“这个没那么贬义的术语”表达口语化，请调整表述，使之更具体和准确。

回应：非常感谢审稿专家的意见和建议。我们将这句话的表述调整为：近年来的研究者通常倾向于使用“健康焦虑”这个低污名化的术语。

意见 3：图 1 被试筛选及干预流程图中最后纳入分析的样本量是否有误，文中说干预组、控制组和等待组各 70 人（作者写的是 76 人）。

回应：非常感谢审稿专家的疑问。图 1 中的样本量无误，我们解释如下：符合条件并参与了研究的是每组 76 人，但参与了全程研究的是 70 人（研究过程中每组脱落 6 人）。为了最大化利用研究数据，我们使用多重插补法填补了中途脱落被试的缺失数据，采用意向治疗分析方法避免被试脱落造成的影响，即，将所有参与了研究的被试（每组 76 人）都纳入了分析。采用意向治疗分析方法的优点有：（1）保留了随机化的优点：控制了组别间的平衡，以获得因果关系，避免了选择偏差；（2）更符合现实生活的情景：临床实践中也常有被试不遵循干预方案；（3）减少了 I 型错误：是对效应量较为保守的估算方法。

意见 4：为什么进行 LGCM 分析时对变量进行了中心化处理？作者这样做的依据是什么？中心化处理后得出的轨迹截距如何解释？请补充在分析方法部分。

回应：非常感谢审稿专家的意见和建议。在上一稿增加变量轨迹图时，为了更直观的呈现和比较健康焦虑与灾难化解释在不同图中的变化轨迹，我们将原始分数进行了中心化处理。现经专家提醒，我们意识到中心化处理后的轨迹截距脱离了实际意义，不能更好地解释变量的变化轨迹。经查阅文献发现，几乎所有类似研究均使用原始分数进行 LGCM 分析(常淑敏 等, 2020; Gilbert et al., 2023; Liu et al., 2009; Ribeiro da Silva et al., 2021)。因此，我们使用原始分数重新绘制了轨迹图，并结合意见 13 及其回复，将健康焦虑和灾难化解释的轨迹放在同一个图中进行呈现，以比较两者的区别。原始分数轨迹图中截距和斜率的含义在原稿件中方法部分的描述不变，即“健康焦虑和灾难化解释的潜在截距（即初始状态）和潜在斜率（即改变速率）”。正文中轨迹图修改如下：

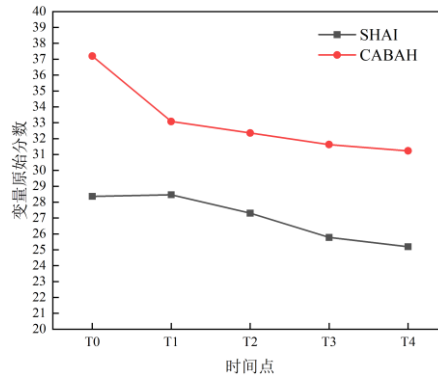


图 5 健康焦虑和灾难化解释随时间的变化轨迹

意见 5: 请补充中介模型的具体分析步骤。

回应: 非常感谢审稿专家的意见和建议。我们在数据分析部分补充了中介模型的具体分析步骤, 正文具体修改如下:

最后, 在平行发展模式的 LGCM 基础上构建组别、灾难化解释斜率和健康焦虑斜率的中介模型。将干预组别进行虚拟编码, 干预组编码为 1, 控制组编码为 0。在模型成立的基础上使用 Bootstrap 法对中介效应的显著性进行检验。如果间接效应的 95% 置信区间不包含 0, 则表明存在中介效应。

意见 6: 作者回复“我们检查了先前的数据分析过程, 使用的 SPSS 分析语法为: “/EMMEANS TABLES=group\_mean\*Time COMPARE=group\_mean CONTRAST=PAIRWISE /EMMEANS\_OPTIONS SCALE=ORIGINAL PADJUST=LSD” 以上语法通过计算不同组与不同时间点的组均值, 并使用 LSD 方法进行事后多重比较, 以了解它们之间是否有显著差异。”然而 3.2 部分“事后多重比较”部分的结果报告均为 t 检验, t 检验适用于两个组之间的比较, 所以作者使用的是干预组、控制组和等待组两两比较的 t 检验分析, 并没有如作者所说报告使用了 LSD 方法进行事后多重比较的结果, 因此目前的分析会增加一类错误的风险。请作者仔细核对分析方法与结果之间是否保持一致, 并对上述问题做出回应。

回应: 非常感谢审稿专家的再次提醒与建议。我们仔细核对了事后多重比较部分的方法和结果部分, 是保持一致的, 对此我们回应如下: 简单效应检验结果为三组比较的 F 值 (见下面总体检验结果图), F 值显著的基础上进行事后多重比较。事后多重比较实质上也是比较两两组别之间的平均值差异 (见下面成对对比图中的“对比估计值”一列) 的显著性, 与普通方差分析中事后多重比较不同的是, 广义线性混合模型中事后多重比较的结果同时会输出 t 检验的结果, 此 t 检验为事后多重比较的 t 检验, 而非直接两两组别比较的 t 检验, 所以目前的分析没有增加一类错误的风险。

成对对比

Time	group mean 成对对比	对比估计值 ▼	标准错误	t	df	调整显著性	95% 置信区间	
							下限	上限
追踪测	干预组 - 对照组	-2.187	1.374	-1.591	671	0.112	-4.885	0.511
	干预组 - 等待组	-5.122	1.414	-3.622	671	0.000	-7.899	-2.345
	对照组 - 干预组	2.187	1.374	1.591	671	0.112	-0.511	4.885
	对照组 - 等待组	-2.935	1.419	-2.069	671	0.039	-5.722	-0.149
	等待组 - 干预组	5.122	1.414	3.622	671	0.000	2.345	7.899
	等待组 - 对照组	2.935	1.419	2.069	671	0.039	0.149	5.722
后测	干预组 - 对照组	-4.234	1.374	-3.081	671	0.002	-6.932	-1.536
	干预组 - 等待组	-1.860	1.414	-1.315	671	0.189	-4.637	0.917
	对照组 - 干预组	4.234	1.374	3.081	671	0.002	1.536	6.932
	对照组 - 等待组	2.374	1.419	1.673	671	0.095	-0.412	5.160
	等待组 - 干预组	1.860	1.414	1.315	671	0.189	-0.917	4.637
	等待组 - 对照组	-2.374	1.419	-1.673	671	0.095	-5.160	0.412
基线测	干预组 - 对照组	-0.555	1.374	-0.404	671	0.686	-3.253	2.143
	干预组 - 等待组	-1.814	1.414	-1.283	671	0.200	-4.591	0.963
	对照组 - 干预组	0.555	1.374	0.404	671	0.686	-2.143	3.253
	对照组 - 等待组	-1.259	1.419	-0.887	671	0.375	-4.045	1.528
	等待组 - 干预组	1.814	1.414	1.283	671	0.200	-0.963	4.591
	等待组 - 对照组	1.259	1.419	0.887	671	0.375	-1.528	4.045

显著性对比具有金色阴影，最低显著性差异调整后的显著性水平为 .05。

总体检验结果

Time	F	df1	df2	显著性
追踪测	6.574	2	671	0.001
后测	4.767	2	671	0.009
基线测	0.852	2	671	0.427

为消除读者误解，并结合意见 8 与专家 2 意见 6 中关于简化结果呈现的建议，我们删除了文字描述中事后多重比较及其 t 检验结果的呈现，仅呈现简单效应分析的结果，具体修改如下（在此仅呈现 SHAI 部分，其他部分修改详见正文）：

以 SHAI 总分为结果变量，...。进一步的简单效应检验显示，干预前，三组在 SHAI 总分上差异不显著， $F(2, 671) = 0.85, p = .427$ ；干预后，三组在 SHAI 总分上差异显著， $F(2, 671) = 4.77, p < .01, \eta_p^2 = 0.01$ ；干预后一个月，三组在 SHAI 总分上差异显著， $F(2, 671) = 6.57, p < .01, \eta_p^2 = 0.02$ 。

意见 7：“干预时间视角的简单效应检验显示……”这句话出现多次，其中的简单效应分析一般指的是交互作用的简单效应检验，而不是单一变量的简单效应。请作者修改表述。

回应：非常感谢审稿专家的细心建议。我们将正文中四处“干预时间视角的简单效应检验显示……”均修改为“进一步的简单效应检验显示……”

意见 8：3.2 部分的结果表述比较繁琐，在文字描述、表格和图表中均呈现了相似的信息，内容重复，建议简化文字表述，例如多组比较的结果可以在表格中呈现，文中不需要赘述，仅强调最重要的结果。

回应：非常感谢审稿专家的意见和建议。我们现已删除了正文中多重比较的结果，以精简文字表述。精简后的正文表述如下（在此仅呈现 SHAI 部分，其他部分修改详见正文）：

以 SHAI 总分为结果变量，...。进一步的简单效应检验显示，干预前，三组在 SHAI 总分上差异不显著， $F(2, 671) = 0.85, p = .427$ ；干预后，三组在 SHAI 总分上差异显著， $F(2, 671) = 4.77, p < .01, \eta_p^2 = 0.01$ ；干预后一个月，三组在 SHAI 总分上差异显著， $F(2, 671) = 6.57, p < .01, \eta_p^2 = 0.02$ 。

意见 9：表 2 需标注：“注：\*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$ , \*\*\*  $p < .001$ ”

回应：非常感谢审稿专家的意见和建议。我们现已进行此标注，详见正文表 2 脚注。

意见 10：单变量 LGCM 的结果请补充截距和斜率的显著性  $p$  值

回应：非常感谢审稿专家的意见和建议。我们已补充截距和斜率的显著性  $p$  值，具体修改为：健康焦虑的变化轨迹更符合二次增长模型（截距= 29.02,  $p < .001$ ；线性斜率= -0.93,  $p = .140$ ；二次斜率= -0.01,  $p = .960$ ），灾难化解释的变化轨迹更符合二次增长模型（截距= 36.33,  $p < .001$ ；线性斜率= -2.79,  $p < .001$ ；二次斜率= 0.38,  $p < .001$ ）。

意见 11：作者报告斜率、截距之间的相关性对回答本研究的研究问题有什么帮助？

回应：非常感谢审稿专家的提问。我们原先参考了刘俊升(2013)等人的研究结果部分，报告斜率、截距之间的相关性是为了更精确地呈现变量的 LGCM 轨迹变化趋势。经专家提醒，我们意识到，刘俊升(2013)等人的研究主要目的是为了考察变量的发展轨迹，所以报告的比较详细。而我们研究的问题之一是考察变量变化速率的纵向中介效应，在单变量 LGCM 分析中报告斜率、截距之间的相关性对于回答本研究的问题帮助不大。经考虑，我们删除了正文中的相关性描述，结合意见 4 的修改，通过原始分数的截距和斜率指标简要呈现变量的轨迹趋势。正文具体修改如下：

对健康焦虑和灾难化解释分别进行单变量 LGCM 分析，结果显示，健康焦虑的变化轨迹更符合二次增长模型（截距= 29.02,  $p < .001$ ；线性斜率= -0.93,  $p = .140$ ；二次斜率= -0.01,  $p = .960$ ），灾难化解释的变化轨迹更符合二次增长模型（截距= 36.33,  $p < .001$ ；线性斜率= -2.79,  $p < .001$ ；二次斜率= 0.38,  $p < .001$ ），详见表 2 和图 5。

意见 12：“线性斜率与二次斜率显著负相关且相关系数较高，提示线性增长率较快的个体二次增长率也越快。”这句话对结果的解读存在一定问题。线性斜率本身为负，为什么会解释为“线性增长率”？“线性增长率较快的个体二次增长率也越快”这句话如何体现负相关？

回应：非常感谢审稿专家的提问。很抱歉我们原先对于结果的错误解读。当线性斜率为负数时，应解释为负向增长率，即降低率。线性斜率（为负）与二次斜率（为正）显著负相关且相关系数较高，在此应解释为线性降低率越快的个体二次增长率越慢。但结合意见 11 及其回复，我们现认为截距与斜率相关性的结果报告有些赘余，故删除了正文中的相关描述。如有考虑不当的地方，还烦请专家再次指导提议。

意见 13：作者补充了健康焦虑和灾难化解释的轨迹图，并且分干预组、控制组和总趋势呈现，作者在进行 LGCM 分析时是否对不同组别分别分析了轨迹？总趋势是如何得到的？这些信息需明确，请作者补充在方法部分。

回应：非常感谢审稿专家的意见和建议。纳入中介模型的变量是所有被试（干预组和控制组）的数据，所以在进行 LGCM 分析时只需要绘制变量总趋势的轨迹，即干预组和控制组所有被试混合后的轨迹。经专家提醒，考虑到将变量分组别绘制轨迹不是纵向中介效应分析的步骤之一，故我们在修改稿中仅保留了总趋势的轨迹，并在数据处理部分对此信息进行了明确，修改为：“首先，采用单变量 LGCM 分别估计健康焦虑和灾难化解释总分在 5 个时间点的变化轨迹。”此外，结合意见 4 及其回复，我们将中心化数据轨迹替换成了原始数据轨迹，轨迹图修改详见意见 4。

意见 14：建议补充平行发展模式的 LGCM 模型图，并在模型图中呈现结果

回应：非常感谢审稿专家的意见和建议。我们将原文中图 6 的中介模型图替换成了平行发展模式的 LGCM 中介模型图，具体修改如下：

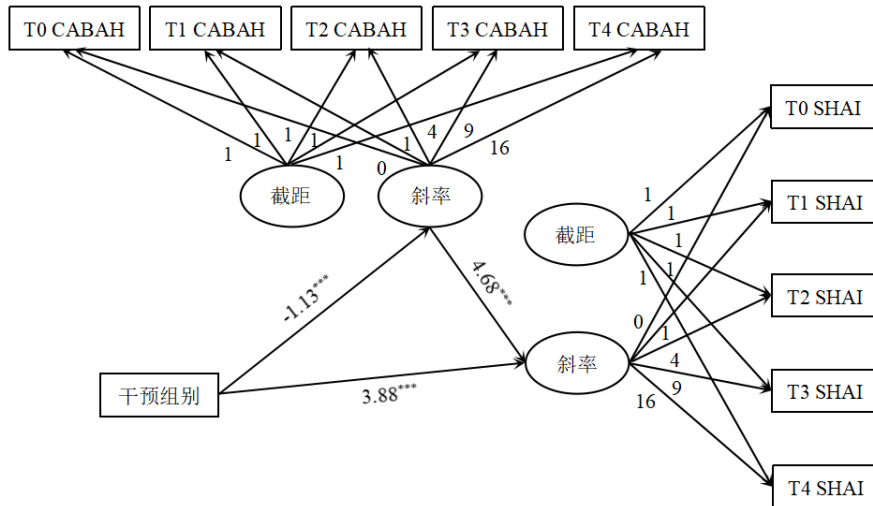


图 6 灾难化解释的纵向中介模型

意见 15: 平行发展模式的 LGCM 以及中介模型的 RMSEA 均为 0.12, 超出了作者前文描述的  $< .06$  的可接受范围, 基于此作者如何接受目前的模型?

回应: 非常感谢审稿专家的细心和提问。模型拟合评价指标有卡方自由度比、RMSEA、SRMR、CFI 和 TLI 等(Hu & Bentler, 1999)。根据拟合指数评价模型时, 不能简单地根据单个拟合指数做出接受或拒绝模型的决定, 应该综合各种拟合指数的信息加以判断, 才能将犯错误的可能性降到最低(王孟成, 2014)。多个心理学家推荐联合使用 SRMR 和其他指数中的一个来共同评估模型拟合度(Hu & Bentler, 1999; 温忠麟 等, 2004)。同时, 当样本量较小 ( $N \leq 250$ ) 时, SRMR 和 CFI 的联合使用是最佳选择; TLI 和 RMSEA 倾向于过度拒绝真实模型, 因此在样本量较小时不太可取(Hu & Bentler, 1999)。基于此, 本研究主要根据 SRMR 和 CFI 两个指标判断是否接受模型, SRMR  $< 0.06$  且 CFI  $> 0.95$  表示模型拟合良好, SRMR  $< 0.08$  且 CFI  $> 0.90$  表示模型可接受(Hu & Bentler, 1999)。经专家提醒, 为了使结果呈现更清晰、突出重点, 我们修改和精简了正文中拟合指标部分的内容, 删除了 RMSEA 和 TLI 相关的描述和结果。正文具体修改如下:

## 2.6 数据处理

卡方自由度比 ( $\chi^2/df$ )、CFI 和 SRMR 等指标用于评价 LGCM 的拟合程度。 $\chi^2/df < 3$  表示模型拟合良好(Hu & Bentler, 1998)。当样本量较小 ( $N \leq 250$ ) 时, SRMR  $< 0.08$  且 CFI  $> 0.90$  表示模型可接受(Hu & Bentler, 1999)。AIC 和 BIC 用于模型比较和最优选择, 值越小表明模型与观测数据的拟合越好(Burnham & Anderson, 2004)。

## 3.4 纵向中介效应分析

其次, ... ..结果显示,  $\chi^2 = 112.51$ ,  $df = 36$ ,  $p < .001$ , SRMR = 0.06, CFI = 0.94, AIC = 9010.68, BIC = 9010.68, 结果提示变量相关模型可接受。

最后, ... ..构建中介模型结果显示,  $\chi^2 = 110.71$ ,  $df = 38$ ,  $p < .001$ , SRMR = 0.05, CFI = 0.94, AIC = 8126.99, BIC = 8262.84, 结果提示中介模型可接受。

意见 16: 作者使用 LGCM 的二次斜率进行中介分析的依据是什么? 为什么选择二次斜率? 二次斜率如何从轨迹分析中获得并纳入中介模型? 请作者讲这些信息补充在方法和结果的相应部分。

回应: 非常感谢审稿专家的意见和建议。通过对健康焦虑和灾难化解释进行单变量 LGCM 分析, 我们比较了仅截距模型、线性增长模型、二次增长模型和自由估计模型, 发现健康焦

虑和灾难化解释的变化轨迹均更符合二次增长模型，所以选择二次斜率（载荷为 0、1、4、9、16）进行中介分析。正文具体修改如下：

## 2.6 数据处理

首先，采用单变量 LGCM 分别估计结果变量（健康焦虑）和中介变量（灾难化解释）的变化轨迹。结果变量和中介变量在每个时间点的截距因子载荷设置为 1，斜率因子载荷根据变化轨迹检验的结果设置。若轨迹符合线性模型，则斜率载荷设置为 0、1、2、3、4，若轨迹符合二次模型，则斜率载荷设置为 0、1、4、9、16 (Brown, 2007)。

## 3.4 纵向中介效应分析

对健康焦虑和灾难化解释分别进行单变量 LGCM 分析，结果显示，健康焦虑的变化轨迹更符合二次增长模型（截距= 29.02,  $p < .001$ ；线性斜率= -0.93,  $p = .140$ ；二次斜率= -0.01,  $p = .960$ ），灾难化解释的变化轨迹更符合二次增长模型（截距= 36.33,  $p < .001$ ；线性斜率= -2.79,  $p < .001$ ；二次斜率= 0.38,  $p < .001$ ），详见表 2 和图 5。故将其斜率载荷均设置为 0、1、4、9、16，进而使用平行发展模式的 LGCM 检验变量之间的相关性。

意见 17：根据结果调整相应讨论部分。

回应：非常感谢审稿专家的细心建议。结果中的部分统计数值变化并没有导致  $p$  值显著性的改变，所以讨论部分的呈现没有大的变动。基于意见 11 和 12 对于结果部分的修改，并结合编委的意见 2，我们删除了对于截距和斜率相关性的讨论，从理论层面补充了斜率作为纵向中介的意义。正文具体修改如下：

本研究发现，灾难化解释和健康焦虑水平随时间的变化均呈曲线下降趋势，且 CBM-I 干预可以通过增大灾难化解释水平的下降速度进而增大健康焦虑水平的下降速度。可能的解释是，CBM-I 是一种重复性的认知矫正训练 (MacLeod & Mathews, 2012)，随着训练次数变多，个体逐渐掌握并越来越熟练地使用良性认知对健康相关情境进行非灾难化的积极解释。积极解释的过程增强了个体的幸福体验，促使个体不断减少对躯体感觉变化和疾病信息的关注 (Dezutter et al., 2010)，从而降低健康焦虑症状。本研究在前人使用改善量作为纵向中介的基础上，进一步明晰了变量发展速度的介导机制。

## 审稿人 2 意见：

非常感谢作者详细的回复和认真的考虑之前的审稿意见。在新修的稿件中，依然存在以下一些问题，希望作者能够进行参考和解答。

意见 1：健康焦虑的定义建议提前到文章开始，便于读者能够理解到该概念。

回应：非常感谢审稿专家的意见和建议。我们已将健康焦虑的定义提前到了文章开始，正文具体修改如下：

自新冠肺炎疫情大流行以来，全球大众的心理健康水平有所下降，其中，健康焦虑问题尤为突出 (Tyrer, 2020)。健康焦虑 (Health Anxiety, HA) 是指个体对自身健康状况的不恰当或过度关注而引起的恐惧和担心 (Aue & Okon-Singer, 2020; Axelsson et al., 2020)。... 我国普通人群的健康焦虑流行率在疫情爆发之前约为 5% (袁勇贵, 张钰群, 2013)，在疫情爆发之后骤升至 47.3% (Luo et al., 2021)。

意见 2：对于认知内容特异性假说的解释有一些绝对，认知内容特异性假说并没有明确提出情绪状态会引导个体的认知偏差，更多地是指如抑郁或焦虑类综合征的个体更容易有不同类型的思维内容。作者此处对于理论的论述有过度解释的可能。建议直接援引参考文献

Chan2020 的有关解释偏差的内容特异性假设。

回应：非常感谢审稿专家的意见和建议。我们已参考 Chan 等人(2020)的文献修改了认知内容特异性假说的相关描述，正文具体修改如下：

其二是，认知内容特异性假说(Cognitive content-specificity hypothesis)也常被应用于健康焦虑的实证研究(Chan et al., 2020)，该假说是贝克认知理论(Beck's cognitive theory)的产物，认为情绪状态可以根据独特的认知内容进行区分，不同的情绪状态的个体更容易有不同类型的思维内容(Clark et al., 1989)。根据解释偏向的内容特异性，健康焦虑水平高的个体可能会对即时身体伤害和长期疾病情境做出更多消极、更少积极的解释(Chan et al., 2020)。

意见 3：“自上而下”和“自下而上”是如何区分的，作者并未有明确的说明。认知偏向治疗同样也是心理治疗的一部分，或者其中的一个成分，请作者进一步阐述该分类的依据、必要性和目的是什么。

回应：非常感谢审稿专家的意见和建议。（1）分类的依据参考任志洪和赖丽足等人(2016)的文献研究。认知偏向矫正是通过简单的重复性训练不断对个体的反应进行反馈和强化，以此将认知任务用于矫正情绪易感性，针对无意识工作，是“自下而上”的认知训练(刘冰茜, 李雪冰, 2018; 刘兴华, 钱铭怡, 2005; MacLeod & Mathews, 2012)。传统的认知行为疗法等心理治疗，需要咨询师先教当事人学会相关技能(比如逐级暴露方法)，再让当事人把学会的技能应用于自己的情绪问题或心理障碍，是一种有意识的“自上而下”的干预方法(任志洪, 李献云 等, 2016)。（2）分类的必要性：无意识的“自下而上”矫正训练和有意识的“自上而下”的心理干预，是两种不同的认知加工方式，起效机制因此也是不同的。（3）分类的目的：相对于传统的心理治疗，认知偏向矫正操作简单且经济方便，对患者理解水平要求低，也更适用于移动网络化的远程干预渠道(Beard, Weisberg, & Primack, 2012)。据此，我们在正文中引用了相关的参考文献，具体修改如下：

那么，如何对歪曲认知进行矫正？目前至少有两种取向(任志洪 赖丽足 等, 2016)，其一是“自上而下”的心理治疗，特别是认知行为治疗(任志洪, 李献云 等, 2016)；其二是“自下而上”的认知偏向矫正(刘冰茜, 李雪冰, 2018; MacLeod & Mathews, 2012)。

意见 4：样本量计算的部分，建议作者依据过往相关研究的效应量来进行估计，而不是引用如何理解 Gpower 软件的文章。

回应：非常感谢审稿专家的指正。先前相关研究大都得出了中等效应量的结果，故我们的研究按照  $d = 0.50$  的标准计算。我们现已修正了文中的相关描述，并替换了参考文献。正文具体修改如下：

采用 G\*Power 3.1.9.7 事先计算样本量。以健康焦虑为主要因变量，参考以往类似研究的中等效应量  $d = 0.50$  (Antognelli et al., 2020; Kerstner et al., 2015)，需要 159 名被试能达到显著性水平  $\alpha = 0.01$  和  $(1-\beta) = 0.80$  的统计检验力(Yang et al., 2017)。

意见 5：表 1 中各组不同变量在不同时点的测量值的 SD 都是一样的，请作者阐明这是真实数据的结果还是采用了不同的估计方法；

回应：非常感谢审稿专家的细心和提问。经检查，表 1 中错误报告了标准差的结果，我们为先前的粗心感到抱歉。现已对标准差的值进行了改正，并且检查了结果部分的所有数值，对其他报告错误的地方均进行了改正，具体修改详见正文和表 1。

意见 6：在结果部分，以不同变量作为结果变量进行结果呈现中，结果表达和 Cohens'd 的置信区间的结果不一致，如“干预组的 CABAH 总分显著低于控制组， $t(671) = -3.48, p < .01$ ,

Cohens'  $d = -0.56$ ; ”请作者进行进一步核对; 此外, 干预效果分析的结果在图 2 和表 1 中均有表达, 不建议作为正文继续详加描述; 这一点也请编辑再行决断, 仅供参考。

回应: 非常感谢审稿专家的细心和建议。(1) 非常抱歉因我们之前的粗心导致数据呈现上的错误, 我们进一步核对了结果表达和表 1 中的数据呈现, 修正了两处置信区间的错误: 将表 1 中的  $-0.56(0.89, -0.24)$  修正为  $-0.56(-0.89, -0.24)$ , 将  $0.28(-0.38, 0.60)$  修正为  $0.28(-0.04, 0.60)$ 。(2) 结合审稿专家 1 意见 8 的相似建议, 我们删除了正文中事后多重比较的结果, 以精简文字表述。精简后的正文表述具体如下(在此仅呈现 SHAI 部分, 其他部分详见正文):

以 SHAI 总分为结果变量, ... 。进一步的简单效应检验显示, 干预前, 三组在 SHAI 总分上差异不显著,  $F(2, 671) = 0.85, p = .427$ ; 干预后, 三组在 SHAI 总分上差异显著,  $F(2, 671) = 4.77, p < .01, \eta_p^2 = 0.01$ ; 干预后一个月, 三组在 SHAI 总分上差异显著,  $F(2, 671) = 6.57, p < .01, \eta_p^2 = 0.02$ 。

意见 7: 干预效果的影响因素分析中, 图三中, 干预组和等待组的线条使用连线似乎不是很妥当, 因为是两个组别, 不存在时间上的联系, 连线代表着什么, 似乎不太合理, 请作者重新斟酌。

回应: 非常感谢审稿专家的意见和建议。经考虑, 干预组和等待组的连线确实不太妥当, 我们重新设计了斜率分析结果图的呈现, 将灾难化解释和健康焦虑作为横坐标, 分别绘制了干预组和等待组的线条, 同时调整了正文相关描述。正文具体修改如下:

对症状变量基线水平的分析结果显示, 组别 D2 (干预组 vs. 等待组) 和灾难化解释基线水平的交互项可显著预测健康焦虑症状的变化 ( $\beta = 0.197, t = 2.006, p = .046$ )。进一步简单斜率检验发现,

在干预组中, 灾难化解释基线水平低的个体与基线水平高的个体在健康焦虑症状上的变化差异不显著 ( $simple\ slope = -0.273, t = -1.574, p = .117$ ); 在等待组中, 灾难化解释基线水平低的个体与基线水平高的个体在健康焦虑症状上的变化差异不显著 ( $simple\ slope = 0.140, t = 1.160, p = .247$ ), 如图 3 所示。组别 D2 (干预组 vs. 等待组) 和健康焦虑基线水平的交互项可显著预测健康焦虑改善量 ( $\beta = 0.311, t = 3.405, p < .01$ )。进一步简单斜率检验发现, 在干预组中, 健康焦虑基线水平低的个体在健康焦虑症状上的变化显著高于基线水平高的个体 ( $simple\ slope = -0.281, t = -2.364, p = .019$ ); 在等待组中, 健康焦虑基线水平低的个体与基线水平高的个体在健康焦虑症状上的变化差异不显著 ( $simple\ slope = 0.222, t = 1.302, p = .194$ ), 如图 4 所示。

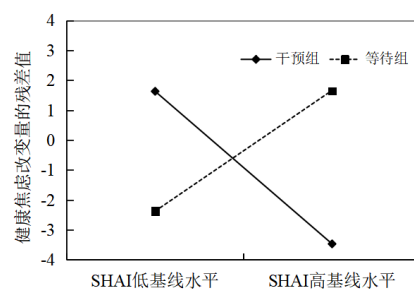
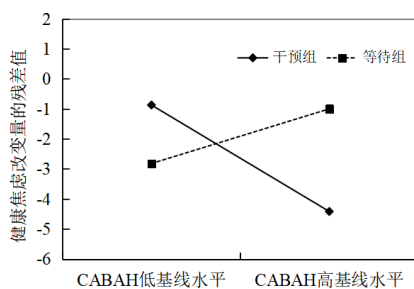


图 3 组别与 CABAH 基线水平对  $\Delta$ SHAI 的交互作用 图 4 组别与 SHAI 基线水平对  $\Delta$ SHAI 的交互作用

意见 8: 在做变化轨迹的过程中, 是否尝试让变化轨迹的载荷量自由估计, 因为心理治疗中的变化通常都不是线性的。

回应: 非常感谢审稿专家的意见。我们检验了常用的四种变化轨迹模型, 包括仅截距模型、线性增长模型、二次增长模型、自由估计模型。具体的模型结果与比较呈现在表 2 中, 结果发现健康焦虑和灾难化解释的二次增长轨迹模型的拟合度最优。为方便读者理解, 我们在表



2 下方增加注释来解释每种模型的因子载荷设置，注释如下：

注：无增长模型指仅截距（无斜率）模型，线性增长模型指设置斜率因子载荷为 0、1、2、3、4，二次增长模型指设置斜率因子载荷为 0、1、4、9、16，潜在基础增长模型指设置斜率因子载荷为 0、1、\*、\*、\*。

**意见 9：**纵向中介分析中，作者又只用了干预组和控制组的数据，原因是什么，请做解释，为什么不继续使用之前做好的 D1 和 D2 的哑变量来进行。

**回应：**非常感谢审稿专家的提问。在我们的研究设计当中，为评估小程序的即时干预效果，干预组和控制组在干预前和四个单元训练后，这五个时间点进行了测量；而等待组只在干预前和干预后（即第四单元训练后），这两个时间点进行了测量。在纵向中介分析中，若使用干预组、控制组和等待组三个组的数据，只能使用三个组别干预前和干预后两个时间点的数据，检验变量在干预前后的变化值，而无法检验变量在每次训练后的具体变化趋势。为了最大化利用本研究的数据得出更有价值的结果，我们仅使用干预组和控制组的数据，来比较干预组和控制组的变量在多个时间点上的变化轨迹差异。尽管我们的研究更加关注小程序的整体干预效果，但不得不承认的是，在每个单元训练后对等待组进行测量可以获得更多信息，故我们在研究局限部分对此进行了如下讨论：（2）由于我们的研究更关注 iCBM-I 小程序整体对于健康焦虑的干预效果，为减轻被试负担，所以在 T1、T2 和 T3 时间点没有对等待组的被试进行测量。故本研究只能比较干预组和控制组之间随时间变化的相对效果趋势，无法分析干预组随时间变化的绝对效果趋势。未来的研究设计可以更加精细化，比如控制所有组别的测量时间和次数完全一致，以便更明确地考察小程序单次训练课程的效果与整体训练的趋势变化。

再次感谢两位审稿专家的辛苦付出和专业建议。

以下为回应中用到的新增文献：

- Brown, T. A. (2007). Temporal course and structural relationships among dimensions of temperament and DSM-IV anxiety and mood disorder constructs. *Journal of Abnormal Psychology, 116*(2), 313-328.
- Dezutter, J., Luyckx, K., Schaap-Jonker, H., Büssing, A., Corveleyn, J., & Hutsebaut, D. (2010). God image and happiness in chronic pain patients: The mediating role of disease interpretation. *Pain medicine, 11*(5), 765-773.
- Gilbert, K., Codd III, R. T., Hoyniak, C., Tillman, R., Baudinet, J., Pires, P. P., ... & Lynch, T. R. (2023). Processes of change in a randomized clinical trial of radically open dialectical behavior therapy (RO DBT) for adults with treatment-refractory depression. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 91*(2), 71-81.
- Liu, L. C., Flay, B. R., & Aban Aya Investigators. (2009). Evaluating mediation in longitudinal multivariate data: Mediation effects for the Aban Aya Youth Project drug prevention program. *Prevention Science, 10*, 197-207.
- Ribeiro da Silva, D., Rijo, D., Brazão, N., Paulo, M., Miguel, R., Castilho, P., ... & Salekin, R. T. (2021). The efficacy of the PSYCHOPATHY. COMP program in reducing psychopathic traits: A controlled trial with male detained youth. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 89*(6), 499-513.
- 常淑敏, 郭明宇, 王靖民, 王玲晓, 张文新. (2020). 学校资源对青少年早期幸福感发展的影响: 意向性自我调节的纵向中介作用. *心理学报, 52*(7), 874-885.
- 刘俊升, 周颖, 李丹. (2013). 童年中晚期孤独感的发展轨迹: 一项潜变量增长模型分析. *心理学报, 45*(2), 179-192.
- 任志洪, 赖丽足, 余香莲, 李松蔚, 阮怡君, 赵陵波. (2016). 焦虑障碍的认知偏向矫正元分析: 效果量, 影响因素及中介检验. *心理科学进展, 24*(11), 1690-1711.
- 任志洪, 李献云, 赵陵波, 余香莲, 李政汉, 赖丽足等. (2016). 抑郁症网络化自助干预的效果及作用机制

——以汉化 moodgym 为例. *心理学报*, 48(7), 818-832.

王孟成. (2014). *潜变量建模与 Mplus 应用: 基础篇*. 重庆大学出版社.

温忠麟, 侯杰泰, 马什赫伯特. (2004). 结构方程模型检验: 拟合指数与卡方准则. *心理学报*, 36(2), 186-194.

---

### 第三轮

再次诚挚感谢两位审稿专家和编委。需要说明的是：为便于专家查看与审阅，本轮修改部分采用橙色标记。

#### 审稿人 1 意见：

该文已做了很好的修改。目前只有一个问题：

P15 中提到“说明组别对灾难化解释随时间的变化速度有显著的负向预测作用。灾难化解释二次斜率因子到健康焦虑二次斜率因子的回归系数为 4.68 ( $p = .027$ )，说明灾难化解释随时间的变化速度对健康焦虑随时间的变化速度有显著的正向预测作用”。作者在说明结果时不要仅简单地说是“负向预测”或“正向预测”，应具体说明正向或负向预测说明了什么，以使结果的解释更加具体落地。

回应：非常感谢审稿专家的意见和建议。我们已对此结果部分进行补充说明，具体修改如下：

具体来说，组别到灾难化解释二次斜率因子的回归系数为-1.13 ( $p < .001$ )，说明组别对灾难化解释随时间的变化速度有显著的负向预测作用，即干预组的灾难化解释水平随时间的下降速度大于控制组。灾难化解释二次斜率因子到健康焦虑二次斜率因子的回归系数为 4.68 ( $p = .027$ )，说明灾难化解释随时间的变化速度对健康焦虑随时间的变化速度有显著的正向预测作用，即随着时间的变化，灾难化解释水平下降地越快，进而健康焦虑水平下降地也越快。

#### 审稿人 2 意见：

谢谢作者对审稿意见的详细回复，建议根据以下意见修改后发表。

建议作者谨慎考虑对认知特异性假设的陈述，因为本研究只检验了单一的中介变量，个人认为无法回应认知特异性的假设。比如文中提到“这些发现也提供了反对“CBM-I 只是通过让个体反复暴露于威胁性刺激进而降低其恐惧反应”的观点的证据(Salemink et al., 2010)。“，本研究只是支持了认知在干预过程中的作用，但并没有对行为理论进行测量和检验，所以无法反对该论述。因此建议作者在这一部分进行调整。

回应：非常感谢审稿专家的意见和建议。经专家提醒，我们发现先前对于认知特异性的假设陈述有些绝对，现已对此讨论部分做出调整。同时，先前对于“CBM-I 只是通过让个体反复暴露于威胁性刺激进而降低其恐惧反应”的陈述有些偏差，容易引起读者误解，故做出如下解释：Salemink 等人(2010)的研究并没有将个体暴露于真实的行为情境中，也是采用和本研究类似的文字刺激。他们的部分研究发现，CBM-I 的起效机制并不是非得对个体做出的积极解释进行反馈和强化，仅仅是让个体看到相关情境时，就会发生认知改变。而本研究设置的注意控制组，便是为了考察“仅暴露于文字情境而不提供正向反馈”是否有效。现也对正文中上述相关内容进行调整。具体修改如下：

本研究首次探究了灾难化解释在健康焦虑的 iCBM-I 干预中的中介效应，结果支持灾难化解释变化在干预组别与健康焦虑改善的关系中起到纵向中介作用，与先前大部分 CBM-I

相关研究的结果一致。比如，Capron 等人(2017)与 Mobini 等人(2014)关于 CBM-I 的研究均证明了解释偏向的变化介导了干预条件和症状变化之间的关系。根据认知内容特异性假说(Chan et al., 2020)，对健康相关刺激的灾难化解释是健康焦虑的独特且核心症状，本研究针对此症状编制了个性化的 CBM-I 干预材料，通过反馈和强化来矫正健康焦虑个体的灾难化认知，进而降低健康焦虑水平。先前的研究者认为，仅给被试呈现积极或消极的情境材料本身就可以影响其情绪反应，并不是反馈和强化的作用(Salemink et al., 2010)。而本研究通过设置注意控制对照组，证明了仅给被试呈现情境材料本身并不足以改变其认知，CBM-I 的起效机制是针对个体对于情境材料的解释做出反馈和积极强化。

---

#### 编委意见：

我同意审稿人对于文章的正面评价。然而，还有几个问题需要大修：

**意见 1：**健康焦虑，作为我们心理适应机制的一个显著方面，显著地影响我们对身体变化的感知敏锐度，从而在潜在健康并发症的早期检测中发挥关键作用。这种增强的敏感性，尽管偶尔会引发不必要的压力，但可以显著地促进疾病的迅速识别和随后的治疗，从而突显了心理因素和健康认知之间的复杂相互关系。因此，该研究可能忽略了此干预对干预对象可能的风险。

**回应：**非常感谢编委的意见。诚如编委所言，干预需要综合考虑干预的效果和潜在的风险。不可否认的是，当个体对于自身健康状态的焦虑心理处于正常范围内时，对身体变化的感知敏锐度可以促进躯体疾病的早期检测与识别，这应该是一种良性的心理适应机制。但本研究中“健康焦虑”指的是个体对自身健康状况的**不恰当或过度关注**而引起持续性的恐惧和担心。**即使经过专业的医疗检查，被医生认定是健康的，也无法消除个体对于患病的疑虑，仍然选择频繁就医**，进而对个体和社会造成严重的消极影响。所以健康焦虑属于一种心理症状问题，我们干预所针对的也是从心理层面来矫正个体的不合理认知，并不是企图减少个体对躯体症状变化的关注和就医行为。反而，只有当个体的健康焦虑水平降低到正常范围内时，个体才更能客观和容易地发现和辨别哪些躯体感觉变化是正常的（例如蹲的时间过长会导致刚站起来时两眼发黑），哪些是有害的（例如经常在正常走路过程中突然两眼发黑），消除不必要的焦虑和恐惧，保证高效就医，所以对高健康焦虑个体进行心理干预是非常有必要的。

#### 意见 2：二次项的解释

“本研究中，灾难化解释和健康焦虑随时间的变化均符合二次增长轨迹，且二者的变化斜率均不受初始状态的影响，故使用两者的二次斜率因子构建干预条件下的中介模型，结果发现干预条件负向预测灾难化解释和健康焦虑的二次斜率因子，灾难化解释的二次斜率因子负向预测健康焦虑的二次斜率因子。鉴于对干预条件的虚拟编码（干预组为 1，控制组为 0），表明干预组的灾难化解释和健康焦虑随时间的改善均高于控制组，且健康焦虑症状的改善轨迹随灾难化解释水平的改善轨迹而变化。与先前使用症状改善量构建的模型相比，本研究明确了健康焦虑症状改善过程的具体变化轨迹，进一步明晰了灾难化解释随时间变化的纵向介导机制。”

这段仍然没有摆脱其统计学意义，从理论层面解释二次和一次具体变化轨迹的结果。

**回应：**非常感谢编委的意见和建议。我们缩减了此部分的统计学意义，补充了理论层面的解释和意义，正文具体修改如下：

本研究发现，灾难化解释和健康焦虑水平随时间的变化均呈曲线下降趋势，且 CBM-I

干预可以通过增大灾难化解释水平的下降速度进而增大健康焦虑水平的下降速度。可能的解释是，CBM-I 是一种重复性的认知矫正训练(MacLeod & Mathews, 2012)，随着训练次数变多，个体逐渐掌握并越来越熟练地使用良性认知对健康相关情境进行非灾难化的积极解释。积极解释的过程增强了个体的幸福体验，促使个体不断减少对躯体感觉变化和疾病信息的关注(Dezutter et al., 2010)，从而降低健康焦虑症状。本研究在前人使用改善量作为纵向中介的基础上，进一步明晰了变量发展速度的介导机制。

意见 3: p34: “多重共线性检验发现，各模型容忍度均大于 0.45，方差膨胀因子均小于 2.22，因此不存在多重共线性问题。” 这段不准确。容忍度至少应大于 0.5，方差膨胀因子应小于 2。

回应: 非常感谢编委的细心和意见。在回归分析的多重共线性诊断方法中，方差膨胀因子(VIF)的临界值还没有达成绝对共识，但多数研究者指出， $VIF > 10$  表明存在多重共线性(Chatterjee & Price, 1991; Midi & Bagheri, 2010; 马雄威, 2008)。容忍度(TOL)为 VIF 的倒数，故  $TOL < 0.1$  表明存在多重共线性。依此临界值标准，本研究不存在多重共线性问题。我们现已在方法部分补充了 VIF 的临界值来明确此检验的参考标准，正文具体修改如下：

为防止多重共线性，首先对调节变量进行中心化处理，并对干预组别进行虚拟编码，设置干预组为参照组 (D1: 控制组= 1, 干预组/等待组= 0; D2: 等待组= 1, 干预组/控制组= 0)。方差膨胀因子  $> 10$  或容忍度  $< 0.1$  表明存在多重共线性(Midi & Bagheri, 2010)。

感谢编委的辛苦付出和专业建议。

以下为回应中用到的新增文献：

Chatterjee, S., & Price, B. (1991). *Regression analysis by example* (2nd ed.). New York, NY: Wiley.

Midi, H., & Bagheri, A. (2010). Robust multicollinearity diagnostic measure in collinear data set. In *Proceedings of the 4th international conference on applied mathematics, simulation, modeling* (pp. 138–142). World Scientific and Engineering Academy and Society.

马雄威.(2008).线性回归方程中多重共线性诊断方法及其实证分析. *华中农业大学学报(社会科学版)*, (2),78-81+85.

---

主编意见：同意外审和编委意见，建议录用。