

《心理学报》审稿意见与作者回应

题目：情绪调节灵活性对负性情绪的影响：来自经验采样的证据

作者：王小琴；谈雅菲；蒙杰；位东涛；杨文静；刘源；邱江

第一轮

审稿人 1 意见：

意见 1：两个样本均收集了每个时间点个体对 7-8 类策略的使用程度，作者仅关注认知重评和分心策略的使用程度，为什么只选择这两种策略，请给出更详细的说明。这两种策略的使用情况，能否有效的代表个体的情绪调节灵活性？

回应：非常感谢您的宝贵意见。我们只关注情境负性程度与两类策略（认知重评和分心）使用程度匹配,用于评估个体情绪调节灵活性的原因有如下几点：

一、认知重评和分心策略作为两种广泛用于下调负性情绪的情绪调节策略(Gross, 2002; Morawetz et al., 2017, 2020)，涉及不同水平的认知资源的卷入(Sheppes & Levin, 2013; Sheppes & Meiran, 2008)。已有研究从行为、生理和神经层面证据表明，使用认知重评策略相对于其他策略（如分心和接受等）会产生更高的认知损耗、交感神经系统反应和更活跃的前额叶脑区激活(Goldin et al., 2019; McRae et al., 2010; Sheppes et al., 2009)。大量研究基于策略选择范式（ER choice paradigm）证实了个体倾向于在高负性情境中选择分心策略，而在低负性情境中更倾向使用认知重评策略(Sheppes et al., 2011, 2014; Sheppes & Gross, 2012)。潜在解释有：认知重评策略涉及的认知改变过程需要较多认知资源卷入，可以产生持久的调节效果，因此在低负性情境中使用更具有优势。分心策略通过无关刺激代替情境需要较低认知资源卷入，但只能维持短时的调节效果，因此在高负性情境中使用更具有优势(Sheppes, 2020)。

二、已有研究基于情境负性程度的操控与两类策略选择（认知重评和分心）的匹配，测量个体的情绪调节灵活性水平，并进一步发现个体情绪调节灵活性水平调节了消防员的创伤暴露程度和创伤应激障碍之间的关系(Levy-Gigi et al., 2016)，并与不健康的代偿行为（如过度运动和洗涤行为）有关(Dougherty et al., 2020)。以上研究证据一定程度表明基于情境负性程度与两类策略（认知重评和分心）的匹配可以有效评估个体的情绪调节灵活性。

在以上研究结果的基础上，本文为了获取个体更真实的行为反应，没有设计与实验范式中的策略迫选，而是通过情境负性程度与两类策略使用程度的共变程度来表征个体情绪调节灵活性。这一方法也有相关的文献支持(Haines et al., 2016)。根据您的意见，我们在文中对仅选择认知重评和分心策略的逻辑进行了补充说明（引言部分，第 4 页，11-25 行）。

意见 2：只分析认知重评和分心两种策略，不能全面的评估个体的情绪调节灵活性。能否用数据展示出被试对 7-8 类策略的使用程度或频率等。利用经验采样方法的优势，展示出个体情绪调节灵活性的动态性与规律性。

回应：非常感谢您的宝贵意见。通过对情绪调节灵活性研究领域的梳理，策略跨情境变异性（Cross-situational variability）可用于通过展示个体所有给定策略的动态变化和规律来评估个体的情绪调节灵活性水平。该方法基于个体所生活的情境总处于不断变化状态的假定，通过经验采样的方法探讨个体随日常生活情境变化的策略变异程度。其局限性在于无论策略内

变异还是策略间变异都只关注了策略使用的动态变化，而没有将具体的情境特点与策略一一对应起来。因此，为了弥补这一缺陷，本研究考虑了具体的情境特征（负性程度）与策略的匹配来评估情绪调节灵活性，以获取更有效地情绪调节灵活性测量方式。其次，策略跨情境的变异性可能反应了无规律、随机的策略变化。这种策略变异性有可能是由人格缺陷所造成的，因此并不能完全体现个体的调节灵活性(Aldao et al., 2015; Cheng & Cheung, 2005; Tull & Aldao, 2015)。因此，本文没有采用这类方法用于评估个体的情绪调节灵活性。但根据您的建议，我们仍做了以下补充分析及结果汇报，以供参考。

策略变异性包括两个指标：策略间变异和策略内变异程度(Aldao et al., 2015)。通过平均每个时间点的所有策略使用程度的标准差（SDs）即可计算出个体水平的策略间变异程度，平均每类策略在所有时间点上使用的标准差（SDs）即可计算出个体水平的策略内变异程度。高的策略间变异程度反应了个体跨时间和情境的策略变化程度。高水平的策略内变异程度反应了同一策略在不同情境下使用的变化程度。已有研究基于 4 个经验采样数据验证了策略变异程度（策略间和策略内变异）与个体负性情绪体验呈负相关关系，表明策略变异性一定程度可以测量个体的情绪调节灵活性水平(Blanke et al., 2019)。采用相同的方法，样本 1 的层级回归模型结果表明：在控制掉年龄、性别和策略平均使用程度的效应后，模型 2 包括策略间和策略内变异程度解释了因变量变异程度的 2.7%(校正的 $R^2 = 0.027$, ($F(2, 207) = 3.178, p = 0.009$)。只有策略间变异程度显著预测抑郁情绪($\beta = -0.227, p = 0.015$)和焦虑情绪($\beta = -0.346, p < 0.001$)。样本 2 的层级回归模型结果表明：在控制掉年龄、性别和策略平均使用程度的效应后，同样发现只有策略间变异程度显著预测状态焦虑($\beta = -0.281, p = 0.039$)，但无法显著预测抑郁情绪水平($\beta = -0.036, p = 0.708$)。

考虑到这一类分析方法的局限性，这部分分析仅作为辅助材料呈现，以供读者从不同的角度理解情绪调节灵活性对个体负性情绪的影响（见附录 1 策略跨情境变异性分析结果）。

意见 3: 建议，在正文“2.2 数据采集”部分，把 8 类策略的名称，均表述出来，不应仅在附录呈现。

回应: 非常感谢您的宝贵意见。已在数据采集部分将两个样本中所有策略名称均表述出来(方法部分, 第 8 页, 9-22 行)。文中涉及到的情绪调节策略相关数据的描述性统计以及信度分析结果均呈现在表 2 中。此外，我们将完整的经验采样策略内容呈现在附录 3 中。

意见 4: 作者指出“情绪调节灵活性强调了个体依据情境变化而灵活部署策略的能力，而对某一种特定策略的过度使用与适应不断变化的情境需求是相矛盾的。”本文数据中，是否有个体存在对某一种特定策略的过度使用，其负性情绪水平如何？

回应: 非常感谢您的宝贵意见。为了验证审稿人提出的问题：个体对某一种特定策略的过度使用是否会具有更高的负性情绪水平？本研究通过潜在剖面分析（Latent Profile Analysis）在两个样本中进行以人为中心的聚类分析。结果表明：在样本 1 中，根据不同被试应对日常负性生活事件采用不同策略的潜在剖面分析，结果表明五大类别的拟合指数最佳。这五大情绪调节潜在剖面分别为：适应组（Adaptive ER，占比 9.48%），即倾向使用适应性策略，如社会分享、认知重评、接受和分心等策略，而较少使用非适应性策略，如表达抑制和沉浸策略；平均组（Average ER，占比 30.81%），即各类策略使用程度比较均等；表达抑制偏好组（Suppress Focus，9.01%），即更倾向使用表达抑制策略；沉浸偏好组（Rumination Focus，37.91%），即更倾向使用沉浸策略；不活跃组（Inactive ER，占比 12.80%），即各类策略使用程度均比较少。最后再对五组群体的负性情绪水平（抑郁和焦虑）进行单因素方差分析，结果表明：五组群体在抑郁（ $F = 5.435, p < 0.001$ ）和焦虑水平（ $F = 5.681, p < 0.001$ ）上均存在显著性差异。进一步多重比较结果表明，沉浸偏好组和表达抑制偏好组在抑郁和焦虑水

平均显著高于适应组、平均组和不活跃组（方法部分，第 10 页，12-22 行；结果部分，第 11 页，20-22 行；第 12-15 页；表 4 和图 1-2）。

在样本 2 中做了相同的分析。根据不同被试疫情期间采用不同策略的潜在剖面分析，结果表明六大类别的拟合指数最佳。这六大情绪调节潜在剖面分别为：适应组（Adaptive ER，占比 9.91%），即倾向使用适应性策略，如社会分享、认知重评、接受和问题解决等策略，而较少使用非适应性策略，如表达抑制和沉浸策略；接受偏好组（Accept Focus，5.94%），即更倾向使用接受策略；沉浸偏好组（Rumination Focus，19.80%），即更倾向使用沉浸策略；分心组（Distract Fouse，占比 37.62%），即更倾向使用分心策略；活跃组（Active ER，占比 12.87%），即各类策略使用程度均比较多；不活跃组（Inactive ER，占比 13.86%），即各类策略使用程度均比较少。最后再对六组群体的负性情绪水平（抑郁和焦虑）进行单因素方差分析，结果表明：六组群体在抑郁（ $F = 2.737, p = 0.024$ ）和焦虑水平（ $F = 2.984, p = 0.015$ ）上均存在显著性差异。进一步多重比较结果表明，沉浸偏好组在抑郁和焦虑水平均显著高于适应组、分心偏好组和不活跃组（方法部分，第 10 页，12-22 行；结果部分，第 11 页，20-22 行；第 12-15 页；表 4 和图 1-2）。

与已有研究结果保持一致(Chesney & Gordon, 2017; Dixon-Gordon et al., 2015; Loughed & Hollenstein, 2012)，特定策略的过度使用偏好（如沉浸偏好和表达抑制偏好）的个体在负性生活事件中和疫情期间要比多个策略偏好组（如平均组、适应组等）经历了更高水平的抑郁和焦虑情绪。特定策略使用偏好反应了僵化的情绪调节模式，也体现了个体具有更低水平的情绪调节灵活性。关于这部分结果的讨论详见讨论部分（第 21 页，23-29 行；第 22 页，1-4 行）。

意见 5: 图 1b 与 1d 中，图中“低抑郁水平 (+1sd)”，与文中“3.3 部分”表述“抑郁水平高”不一致。图 2 存在同样的情况。

回应: 非常感谢您指出该错误。我们已对相应图中的错误标注进行修改。

意见 6: 如何保证经验取样方法的内部效度？经验取样对被试有很强的依赖性和服从性。重复的、密集的数据采集可能增加被试的负担，从而改变其真实的反应，产生期望效应或其它心理。客观有效的数据，对研究十分重要。请作者探讨该方法的可靠性和有效性。

回应: 非常感谢您的问题。这是一个重要的问题。本研究中主要涉及的经验采样内容包括：积极消极情绪体验、情绪调节策略使用以及情境负性程度的评估。为了证实经验采样方法和数据的有效可靠性，本研究做了以下解释和补充工作：

1) 样本 2 中的情绪词条选定依据来源于本土化修订的积极消极情绪量表(邱林 et al., 2008)。情绪调节策略条目的选定主要依据来源于 Gross 提出的情绪调节过程模型(Gross, 1998, 2015)，每个策略分别反应了情绪调节过程模型不同阶段的调节方式。具体策略介绍请详见正文（方法部分，第 8 页，9-22 行）。情境的负性程度评估在两个样本中分别来源于生活事件的负性程度和疫情期间的消极情绪体验程度（引言部分，第 5 页，18-22 行）。以上已有的文献基础为本研究经验采样测试内容的内部效度提供一定的保证。我们已将测试内容的依据呈现在文章中的方法部分。

2) 为了检验这些重要变量的信度，我们采用多水平验证性因子分析计算情绪调节策略的复合信度（omega）。结果表明核心变量包括策略使用程度和平均消极情绪量表的信度良好。Omega 得分已报告在结果部分（结果部分，第 11 页，20-22 行；表 3）。

3) 经验采样方法确实会由于重复的、密集的数据采集可能增加被试的负担。为了减少因测试次数过多的负担，我们将每次问卷填写时间尽可能控制在 3 分钟（160 秒）以内。基于实际数据，样本 1 被试内平均每次填写时间为 88.43 秒，样本 2 被试内平均每次填写时间

为 170.52 秒，以保证被试可在短时间内完成。此外，经验采用的测试内容主要要求被试回顾自上次测验后的情绪体验、情绪调节以及对当前情境的评估。这一方法旨在减少由于长时间回忆带来的记忆偏差，从而提高测量的生态效度，并且基于大量的时间序列数据揭示个体间差异。因此，对于日常情绪相关体验的测量具有一定的可靠性和有效性，并被认为是情绪调节灵活性研究领域具有一些独特的优势(Aldao et al., 2015; Burr & Samanez-Larkin, 2020; English & Eldesouky, 2020) (引言部分, 第 5 页, 7-10 行)。

综上,我们认为本研究的经验采样为验证情绪调节灵活性对负性情绪的影响提供了有效的方法。为了更进一步提高该方法收集数据的可靠有效性,本研究在局限部分建议:未来研究可通过设置注意陷阱题和随机打乱问卷测试内容的顺序,以确保被试认真完成每次测验,从而提高数据质量(讨论部分,第 24 页,18-20 行)。

意见 7: 如何解释样本 1 和样本 2 策略使用程度的 ICC 不同?

回应:非常感谢您的问题。这是一个值得深思的问题,ICC 的差异反应了不同环境背景塑造了情绪调节的个体间差异,因此我们做了以下补充论述:本研究中样本 1 和样本 2 的 ICC 分别为 0.336 和 0.681,表明样本 2 个体间的策略变异程度占比要高于样本 1。突发公共卫生事件(COVID-19)背景下,身处疫情爆发地(湖北)的个体间的策略使用模式(认知重评方差为 525.897,范围为 0-98.14;分心方差为 595.679,范围为 0-97.79)要比应对日常生活负性事件的策略使用模式(认知重评方差为 351.681,范围为 0-87.36;分心方差为 341.916,范围为 0-79.69)差异性更大。基于潜在剖面分析结果发现,样本 1 包括 5 个潜在策略使用剖面结构,而样本 2 包括 6 个潜在策略使用剖面结构。这一结果为两个样本 ICC 的差异提供了佐证,即疫情期间(样本 2),策略使用程度的个体间差异要高于日常生活中(样本 1)应对负性事件的策略使用个体间差异,但策略使用程度的个体内差异要更小。对于这一差异的潜在解释有:

1) 情绪调节个体间差异会受到人口学变量(如年龄、性别和文化背景)、人格特质和认知因素(如 IQ 和认知控制能力)、对情境的感知和理解(如注意偏好、意识和清晰度)、情绪调节信念和情绪调节目标等众多变量的影响(Fox, 2008; Gross, 2014)。人口学变量和特质性变量(如人格、认知能力和情绪调节信念和目标)会在任何时期对情绪调节的个体间差异产生影响。两个样本的最大差异在于情境的不同。因此,在本研究背景下,我们认为个体对疫情背景下的生活环境感知和理解可能是引起较大情绪调节个体间差异的重要因素之一。此外,人口学变量和特质性变量如何与情境感知因素互相作用与个体间的情绪调节差异也值得未来研究进一步探讨。考虑到本研究主题聚焦于情绪调节灵活性对个体负性情绪的影响,因此未对该假设进行实质性分析。

2) 面对一类刺激(如疫情)的威胁,个体容易长期采用类似的情绪调节策略,而个体在应对不同的负性生活事件时,则有可能采用多样化的情绪调节策略,从而导致样本 1 要比样本 2 具有更高的个体内策略使用程度变异水平。

然而对于以上潜在的解释,未来研究可基于同一批被试在不同情境中策略程度的分析,从而深入探讨影响个体间和个体内情绪调节变异性的情境特征。考虑到该部分论文没有直接服务于本研究主题,即情绪调节灵活性对负性情绪的影响,因此未纳入正文中。

意见 8: 对于个体,焦虑和抑郁情绪测量了几次,在哪个时间点采集?

回应:非常感谢您的问题。本研究中两个样本的焦虑和抑郁情绪均在经验采样结束后施测,具体描述请见正文(方法部分,第 7 页,14-15 行)。样本 1 为横断研究设计,因此焦虑和抑郁情绪只收集一次;样本 2 数据来源疫情期间的纵向数据追踪的部分数据,个体的焦虑和抑郁情绪收集两次,本研究中使用的该样本中的焦虑和抑郁情绪数据是经验采样后收集的。

意见 9: 作者假设, 个体在高负性情境与低负性情境中使用的策略不同, 是如何界定高负性情境与低负性情境, 负性程度得分上有什么不同?

回应: 非常感谢您的宝贵意见。在引言部分, 本文提到的高低负性情境中是对已有文献基于实验室操控(如通过高低负性程度的图片呈现诱发)情境负性程度的转述。与实验室情境操控下的策略迫选操作不一样的是, 基于多水平回归模型, 情境负性程度没有明确的高低水平之分, 而是以连续变量的形式纳入模型中。情绪调节灵活性水平通过策略类型×情境负性程度的交互作用体现, 如交互项系数(斜率值)为正, 表明个体随情境负性程度减弱, 使用更多认知重评策略; 随情境负性程度增强, 使用更多分心策略。即情绪调节灵活性水平更高。如交互项系数(斜率值)为负, 表明个体随情境负性程度减弱, 使用更多分心策略; 随情境负性程度增强, 使用更多认知重评策略。即情绪调节灵活性水平更低。而考虑到本研究并未对情境负性程度进行操控, 而是采用连续变量进行多水平建模(图 1 和图 2), 因此在摘要、引言、结果、讨论和总结部分有关高低负性情绪的表述确实存在不妥, 因为已做相应修改(第 3 页, 9-11 行; 第 6 页, 21-26 行; 第 10 页, 24-28 行; 第 16 页, 17-18, 24-25; 第 17 页, 6-7 行; 第 19 页, 6-10 行; 第 21 页, 1-5 行)。

.....

审稿人 2 意见:

意见 1: 本研究所采用的经验采样方法要求被试连续多次填写问卷, 在方法上是否有采取什么措施, 以保证被试认真且真实地填写了问卷?

回应: 非常感谢宝贵的意见。本研究中主要涉及的经验采样内容包括: 积极消极情绪体验、情绪调节策略使用以及情境负性程度的评估。为了证实研究方法和数据的有效可靠性, 本研究做了以下解释和补充工作:

1) 样本 2 中的情绪词条选定依据来源于本土化修订的积极消极情绪量表(邱林 et al., 2008)。情绪调节策略条目的选定主要依据来源于 Gross 提出的情绪调节过程模型(Gross, 1998, 2015), 每个策略分别反应了情绪调节过程模型不同阶段的调节方式。具体策略介绍请详见正文(方法部分, 第 8 页, 9-22 行)。情境的负性程度评估在两个样本中分别来源于生活事件的负性程度和疫情期间的消极情绪体验程度(引言部分, 第 5 页, 18-22 行)。以上已有的文献基础为本研究经验采样测试内容的内部效度提供一定的保证。我们已将测试内容的依据呈现在文章中的方法部分。

2) 为了检验这些重要变量的信度, 我们采用多水平验证性因子分析计算情绪调节策略的复合信度(omega)。结果表明核心变量包括策略使用程度和平均消极情绪量表的信度良好。Omega 得分已报告在结果部分(结果部分, 第 11 页, 20-22 行; 表 3)。

3) 经验采样方法确实会由于重复的、密集的数据采集可能增加被试的负担。为了减少因测试次数过多的负担, 我们将每次问卷填写时间尽可能控制在 3 分钟(160 秒)以内。基于实际数据, 样本 1 被试内平均每次填写时间为 88.43 秒, 样本 2 被试内平均每次填写时间为 170.52 秒, 以保证被试可在短时间内完成。此外, 经验采用的测试内容主要要求被试回顾自上次测验后的情绪体验、情绪调节以及对当前情境的评估。这一方法旨在减少由于长时间回忆带来的记忆偏差, 从而提高测量的生态效度, 并且基于大量的时间序列数据揭示个体间差异。因此, 对于日常情绪相关体验的测量具有一定的可靠性和有效性, 并被认为在情绪调节灵活性研究领域具有一些独特的优势(Aldao et al., 2015; Burr & Samanez-Larkin, 2020; English & Eldesouky, 2020)(引言部分, 第 5 页, 7-10 行)。

综上, 我们认为本研究的经验采样为验证情绪调节灵活性对负性情绪的影响提供了有效

的方法。为了更进一步提高该方法收集数据的可靠有效性，本研究在局限部分建议：未来研究可通过设置注意陷阱题和随机打乱问卷测试内容的顺序，以确保被试认真完成每次测验，从而提高数据质量（讨论部分，第24页，18-20行）。

意见 2：诚如作者提到的，本研究的被试都是健康大学生，而情绪调节是有年龄差异的，也会受到受教育水平等因素的影响，本研究的结论可能仅适用于大学生群体，建议作者在陈述研究结论时更加严谨。

回应：非常感谢您的宝贵意见。考虑到年龄和性别对情绪调节的影响，本文的主要模型已经纳入年龄和性别这两个协变量进行分析。同时，本次增加一个辅助模型，即考虑将学生的受教育水平纳入到模型中，以排除额外变量对核心结果的影响。样本 1 中所有被试均来自于高校学生，因此将被试的年级信息进行编码，纳入到多水平模型中。样本 2 中所有被试来源广泛，因此将其学位信息（包括：专科、本科、硕士和博士）进行编码，纳入到多水平模型中。结果表明纳入受教育程度这一因素未对正文中的核心结果产生影响，仅在参数估计值和 p 值存在细微差异，具体细节请见附件 2 辅助多水平模型。

由于本研究均在大学生群体中取样，对结论普遍的推广存在一定的局限，因此在研究局限部分有说明（讨论部分，第24页，18-19行）。并按照审稿人要求，在讨论和研究结论部分将结果限定在大学生群体上，以避免过度推论的问题（结论部分，第24页，18-20行）。

意见 3：样本 2 的情境负性程度是通过 PANAS 量表测得，建议在 2.2.1 倒数第五行“2）评估当前积极消极情绪程度”之后标注清楚。另外，在 2.2.1 第一段中还提到了评估新冠肺炎信息搜索程度、与他人聊天和可控程度等评定，这些数据在本研究中是如何处理的？为什么要采集这些数据？

回应：非常感谢您的宝贵意见。已按照要求对 PANAS 添加相关描述（方法部分，第8页，17-18行），并在附件中将两个样本的经验采样内容全部呈现。本研究中样本 2 的数据来源我们在疫情期间纵向数据追踪的一部分，除了探讨基于策略-情境负性程度匹配的情绪调节灵活性对个体负性情绪的影响以外（本研究目的），该数据库旨在基于纵向研究设计，以期达到以下研究目的：1）分别探讨生活在湖北的群众在疫情期间的社会互动行为、疫情相关信息搜索、疫情情境可控感知以及情绪调节行为对个体情绪健康的影响；2）结合第一个时间点测量的人口学（性别、年龄和受教育程度等）和特质变量（如不确定性容忍度）与基于经验采样变量对个体情绪健康的交互作用。3）探讨疫情期间躯体内感受影响情绪调节的认知机制。

意见 4：讨论 4.1 部分提到的 Bonanno 和 Burton（2013）提出的情绪调节灵活性成分模型与本研究的发现有什么关系？

回应：非常感谢您的宝贵意见和提醒。Bonanno 和 Burton（2013）提出的情绪调节灵活性成分模型包括情境敏感性（context sensitivity），策略有效性（repertoire）和反馈反应性（feedback）三个主要成分的相互作用(Bonanno & Burton, 2013)，对本研究核心结果具有重要的解释意义，具体如下：

1) 本研究结果表明低策略-情境匹配的个体具有更低水平的情绪调节灵活性。考虑到基于策略-情境匹配的情绪调节灵活性依赖对情境负性程度的感知、策略间的灵活切换和及时的调节效果反馈。由此可见，低策略-情境匹配可能意味着个体在任意成分中存在障碍，且有可能在不同成分之间存在不协调，从而可能导致个体无法基于情境需求灵活地切换策略，实现有效的情绪调节过程。

2) 情绪调节灵活性成分模型同样为解释单一僵化的策略使用偏好提供了理论基础。沉

浸和表达抑制策略的使用偏好表明个体有可能忽略情境的需求，仅仅使用常用或优势策略；也可能反应其无法从一种策略的认知过程切换到另一种与情境需求相匹配的策略。个体对当前策略的调节有效程度的反馈错误也会导致个体持续性采用相同调节策略，甚至无法意识单一的调节方式可能产生了更消极的情绪影响。

然而以上潜在解释仍需要进一步的机制研究探讨不同成分如何作用于个体的策略-情境匹配和灵活的情绪调节策略剖面结构。相关描述请见正文（讨论部分，第21页，23-29行；第22页，1-4行）。

意见 5: 研究结论提到情境负性程度与 COVID-19 有关，但实际数据处理时仅考虑了 PANAS 的数据，虽然样本 2 的数据是在疫情期间的武汉测量得到，但被试的情绪状态不一定都和疫情直接相关。

回应: 非常感谢您的宝贵意见。本研究中样本 2 的数据来源我们在疫情期间纵向数据追踪的一部分，整个数据库的主题旨在调查疫情下湖北群众的身心健康水平。由于本次经验采样施测时间为（3月7号-13号），居住在湖北的群众仍是处于全体小区在家隔离的状态，这一与疫情相关的生活背景对人们情绪经历的影响是毋庸置疑的。本研究选择疫情下的消极情绪作为情境负性程度的评估方式，是因为基于中国样本的纵向研究结果，民众在疫情时期确实比日常生活中体验了更高水平的负性情绪体验（如、抑郁、焦虑、担心和恐惧等情绪）(He et al., 2021; Li et al., 2021; Zhao et al., 2021)。正文已经添加相关阐述（引言部分，第5页，18-28行）。由此可见，疫情这一特殊时期给个体的消极情绪体验提供了充分不必要条件。但这确实未能保证个体的消极情绪体验一定与疫情相关。考虑到本研究强调情境具有一定负性特征，以便观察个体在有情绪调节需求下的策略-情境匹配行为表现。而这一目的不需要建立在个体的负性情绪一定由疫情引起这一前提下，因此本文未对该问题进行更深入地探讨。

意见 6: 第 12 页第一段前面需空两格。

回应: 非常感谢您指出该错误。我们已进行修改。

第二轮

审稿人 1 意见:

作者依据修改意见对论文做了较好的修改，除了下面的 1 个小问题，没有其它意见。图 1 横坐标（七类策略的英文名称）与纵坐标，建议用中文表述，方便读者理解。

回应: 非常感谢您的宝贵意见。我们已将图 1 中横纵坐标中的英文标注改为中文表述，请在正文图 1 中详见修改内容（第 16 页）。

审稿人 2 意见:

意见 1: 作者在修改稿中对审稿人的问题做出了较好的回答和修改，但论文在方法和统计细节上还存在问题：1、样本 2 中的负性情绪程度是通过 PANAS 量表中的消极情绪平均值所获得。PANAS 是一个 5 点评分量表，且负性情绪一共有十道题（十个词）。但是在第 9 页表 1 中，显示情境负性程度的测量是 0-100 评分，且只有 9 个情绪词。

回应: 非常感谢您的宝贵意见。在样本 2 中，我们根据 Watson 等（1988）编制的积极消极情感量表以及邱林等（2009）修订的积极消极情感量表确定了 18 个情绪词条。在 PANAS 原量表中包含 10 个积极情绪词条和 10 个消极情绪词条。在本土化修订的文献中，基于探索

性因子分析结果，删除两个由于因子载荷过低和跨维度载荷的词条，因此只选定了 18 个词条，其中包括 9 个积极情感词条和 9 个消极情感词条。正文中已添加情绪词条选定的依据和相应的参考文献（第 8 页，18 行）。

本文样本 2 对 PANAS 的评分方式进行了改良，即采用了 0-100 评分方式。其原因在于考虑经验采样法需要被试在短时间内对多道题项进行评估，为了减少被试由于不同评分方式转换的认知资源损耗，我们将经验采样所涉及的测试内容均设置为 0-100 的评分方式。其次，目前为止，基于经验采样法测量情绪条目的评分方式尚未达成一致，常用的评分方式包括：0-100、0-7、1-4 和 1-5，其中 0-100 最为常用，详见元分析(Dejonckheere et al., 2019; Houben et al., 2015)。基于以上两点考虑，本文将其评分方式设置为 0-100 评分标准。相应解释已添加在正文中（第 8 页，19-24 行）。考虑到经验采样法与问卷调查法的差异，如何将问卷的测试条目有效应用到经验采样的研究方法中在未来研究中是一个值得关注的问题。

意见 2: 14-15 页，作者用单因素方差分析比较了两个样本中不同情绪调节倾向组被试在焦虑和抑郁得分上的差异。但是从 13-14 页的结果中可以发现各组的被试量是极不均等的，在这种情况下，数据是否适宜采用单因素方差分析还需要进一步检查并说明。

回应: 非常感谢您的宝贵意见。针对本文单因素方差分析部分，我们进行以下检查和修改。考虑到单因素方差分析中，因变量必须严格满足组间方差齐性这一前提假设。基于数据驱动的方式（LPA）分析导致的组间被试量不均等具有不可控性，同时也是影响组间方差齐性的重要因素之一。因此本研究补充方差齐性检验结果，并在正文中进行相应修改：

在样本 1 中，方差齐性检验结果表明抑郁情绪在不同组别的方差不等($F = 3.052, p = 0.018$)，因此采用盖姆斯-豪厄尔(Games-Howell)进行事后两两比较。结果表明，沉浸偏好组 (Mean = 11.90) 比平均组 (Mean = 8.31, $t = 3.952, p = 0.025$)的抑郁情绪水平显著要高。表达抑制偏好组 (Mean = 15.84) 比平均组 (Mean = 8.31, $t = 7.534, p = 0.035$) 的抑郁情绪水平显著要高。表达抑制偏好组的抑郁情绪水平略高于适应组 (Mean = 8.40, $t = 7.442, p = 0.077$)和不活跃组 (Mean = 8.81, $t = 7.027, p = 0.076$)，但差异未达到显著水平。方差齐性检验结果表明焦虑情绪在不同组别的方差不存在差异($F = 1.823, p = 0.126$)，因此采用最小显著差数法(LSD)进行事后两两比较，结果与上次保持一致。样本 2 的方差齐性检验结果表明抑郁($F = 1.936, p = 0.096$)和焦虑情绪($F = 0.823, p = 0.537$)在不同组别的方差不存在差异，因此采用最小显著差数法(LSD)进行事后两两比较，结果与上次保持一致（第 15 页，6 行；第 16 页，1-6 行，13-15 行）。

意见 3: 请检查文章中的格式和错别字等问题，例如，13 页第 3 行多了一个“。”，24 页第 4 行“表现得差异”应为“表现的差异”。

回应: 非常感谢您的意见。本文已对指出的错别字进行修改。并且多次通读全文，对错别字和格式进行修改。

第三轮

审稿人 2 意见: 作者在此轮修改稿中对审稿人的问题做出了较好的回答和修改，我没有其他意见了。

编委意见: 经过几轮修改，作者根据审稿专家意见较好地进行了修改或回复，但经过多轮修改文章变得比较冗长，建议作者进行适当删减。

回应：非常感谢编委给的宝贵意见。手稿确实存在篇幅过于冗长的问题，其主要原因是为了解决审稿人在第一轮提出的几个重要的问题（如审稿人 1 的第 2、4 个问题；第 2 个审稿人的第 2 个问题），增加了几个重要的分析，如潜在剖面分析和多水平辅助模型等。

为了一定程度缩减篇幅以及不改变原手稿的写作框架和核心结果，我们将一些次要的分析过程及结果（如潜在剖面分析的模型指数和多水平模型的预分析）移至附录。最终将手稿正文从上一版本中的 23 页缩减至 17 页，从 8 个表格缩减至 5 个，以及从 4 个图缩减至 3 个图。希望以上改动能一定程度解决编委提出的问题。

此外，基于对目前国内文献的整理，发现目前研究倾向将“Experience Sampling Method”翻译为“经验取样法”（参考文献）。为了便于该方法在不同研究中的概念整合，我们将原手稿中的“经验采样法”改为“经验取样法”。

参考文献：

[1]张银普, 骆南峰, & 石伟. (2016). 经验取样法——一种收集“真实”数据的新方法. *心理科学进展*, 24(2), 305-316.

[2]段锦云, & 陈文平. (2012). 基于动态评估的取样法:经验取样法. *心理科学进展*, 20(7), 11.

主编意见：同意外审和编委意见，建议录用。