

《心理学报》审稿意见与作者回应

题目：自我肯定缓冲新冠疫情引发的焦虑情绪反应：一项随机对照研究

作者：李世峰，吴艺玲，张福民，许琼英，周爱保

编委初审

编委专家意见：

这个文章有非常显著的优点。第一个就是及时，取样的时间也把握的非常好，这一周的时间是很关键，是一个非常好的时间。第二个就是它是一个实验研究，甚至可以说是一个 RCT 研究。这样一个干预研究，对当前疫情来说是非常需要的。第三也是最重要的，它的干预方案，干预范式是来自于 PNAS 上的近期研究报告，比较新近，又有几个研究都认证非常有效的一个简短方案，这个方案在国内好像还没有人做。但是它的缺点也很明显：

意见 1：操作练习的次数问题。在经典的文献上，这个练习的次数都是四到五次。而且，其它文章也做了这个疗效维持性的指标。在这个研究当中呢，当然认为可以理解的原因，是一周后的指标。

回应：非常感谢您的意见。自我肯定理论认为自我价值肯定可以使个体在遇到具有挑战或威胁的情境时，通过将自我看作是整体上有胜任的和有效的，从而减弱相关情境对自我的负面影响，打破恶性循环(Steele, 1988; Sherman & Cohen, 2006)。因此干预次数对干预效应是不影响的。的确在 Cohen et al. (2006, 2009) *Science* 及 Goyer et al. (2017) PNAS 的研究中，部分组别确实接受了多次干预练习，但作者对干预剂量（次数）的分析发现干预次数并不影响最终的干预效果。

参考文献

- Cohen, G. L., Garcia, J., Apfel, N., & Master, A. (2006). Reducing the racial achievement gap: A social-psychological intervention. *Science*, 313(5791), 1307-1310.
- Cohen, G. L., Garcia, J., Purdie-Vaughns, V., Apfel, N., & Brzustoski, P. (2009). Recursive processes in self-affirmation: intervening to close the minority achievement gap. *Science*, 324(5925), 400-403.
- Goyer, J. P., Garcia, J., Purdie-Vaughns, V., Binning, K. R., Cook, J. E., Reeves, S. L., ... & Cohen, G. L. (2017). Self-affirmation facilitates minority middle schoolers' progress along college trajectories. *PNAS*, 114(29), 7594-7599.

意见 2：这一次操纵也没有检验即时的操纵有效性，所以不知道是不是操作带来的结果。

回应：由于干预操作是在第一次测量后立即实施的，为了避免同一时间反复测量导致的疲劳

效应，我们没有选择考察及时效应，而是考察了干预一周后的效应。后续我们将继续监测干预的持续效应。

意见 3: 被试招募也是非常缺少说明的。被试的平均年龄是二十几岁，大概就是大学生的意思，但是被试当中。也包括了 77 岁的老人，这个年龄分布极端值是一个很大的问题。

回应: 由于在非常时期，我们不能集中安排施测，因此就远程安排主试（学生）学生采用方便随机抽样的方法，就近以自己家人或同学为被试进行，所以导致被试年龄分布比较大，我们在随后的分析中将年龄作为了一个协变量。另外，被试的招募也在修改稿中做了说明。

意见 4: 在隔离的大背景下，怎么样做到这么多的被试？都是现场实验吗？还是网络的实验？

回应: 同上，由于在非常时期，我们不能集中施测，也无法打印纸质材料，因此我们就远程安排主试（学生）学生采用方便随机抽样的方法，就近以自己家人或同学为被试在线施测。

意见 5: 在隔离的大背景下，这个知情同意和退出的权利，更是非常重要的，尽管我们可以理解，现在还没有 IRB 的文件。

回应: 所有被试在施测前都口头进行了知情同意说明，虽然目前我们还没有书面的 IRB 的文件，但我们已通过在线方式获得了本单位 IRB 的审查。

意见 6: 结果的一个很重要的问题，是选取了焦虑和抑郁，而这两个指标是高度相关的，但没有做统计校正。焦虑实际上效应量也是很小的，在一个不太高的水平上达到了统计显著。但是跟抑郁在一起，做了统计校正以后，是不是还显著就不太确定了。这不会影响发表的机会，但会影响我们要不要在民众中倡导这个干预方案。

回应: 在修改稿中，我们使用多变量方差分析，在同一模型中考察了在焦虑和抑郁情绪反应上的干预效应。结果发现在总体的效应虽然较小，但仍显著， $p = 0.049$ 。进一步单变量分析的结果表明只有在焦虑上，干预的效应显著， $p = 0.018$ 。

意见 7: 统计的 robust 的问题，没有加协变量，比如说年龄，教育水平和性别。

回应: 在修改稿中，我们将年龄、性别，教育水平和收入都作为协变量进行了分析。

意见 8: 建议用 RCT 的 checklist 来检查理论的创新性和方法学上的严格性。比如 randomization 和 double-blindness。

回应: 非常感谢您的意见, 我们基于 RCT 的 checklist, 对研究的设计和方法进行了检查, 并在修改稿中进行了补充, 例如被试的分配和测试的实施等。

意见 9: 被试所在省的背景, 以及那个省疫情的简介, 这个是缺少的。或者是网络的, 在不同省?

回应: 被试来自多个省市自治区, 在修改稿中我们补充了被试的这一信息。

意见 10: 还有样本量计算的问题, 不过目测与之前文章相比, 问题不大。

回应: 基于 Cohen (1998) *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2nd ed., pp. 311–318), 对于两个组的组间设计, 要达到中等效应量 (Cohen's $d = 0.5$; $\eta^2 = .06$), 并保证 Power 为 0.90 时, 各组需要 80 名被试。

参考文献

Cohen, J. (1988). *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences* (2nd ed., pp. 311–318).

Hillsdale, NJ: Erlbaum.

Fritz, C. O., Morris, P. E., & Richler, J. J. (2012). Effect size estimates: current use, calculations, and interpretation. *Journal of experimental psychology: General*, 141(1), 2-18.

意见 11: 文章写的比较快, 我们也可以理解, 当中有一些粗糙的地方, 比如说引言, 其实是需要详细地介绍这个干预产生的背景, 理论要素和以往的结果的。

回应: 非常感谢! 在引言中我们进一步补充了干预的理论背景及以往的研究结果。

第一轮

审稿人 1 意见:

这篇论文的即时性很好, 感谢作者的辛苦工作。本研究选题很重要并且非常有意义, 针对具体研究内容, 我有以下意见。

意见 1: 研究思路。利用自我肯定的策略来缓解“自我评价威胁”相关应激源诱发的相关情绪, 是合理的。正如作者所阐述的一样, 将自我看成是一个有胜任的, 优秀的和有效的个体, 可

以减弱应激情境对自我的负面影响。然而，我的最大疑问是，疫情带来的威胁是否是典型的“自我评价威胁”？在我看来，疫情病毒的出现并不会导致对个体“自我价值感”的威胁，相反，“不可控感”引起的应激体验可能才是疫情应激的最关键因素，病毒不知隐匿在何处，一旦被感染，没有行之有效的治疗方式，这是一种典型的“不可控感”。因此，在不可控的环境中，通过不断的肯定自我，是否有效？我对此有怀疑。

回应：非常感谢您这一非常有价值的意见。确实，在自我肯定效应的研究中，有大量研究是在考察“自我评价威胁”，例如身份刻板印象或学业成就评估等。但也有相当一部分研究考察了自我肯定对健康威胁的应对。

通常情况下，大部分个体认为自己是安全的和健康的，因此个体当面临如疾病或死亡等对安全和健康引发的威胁的情境时，会对个体的适应性带来严峻的挑战(Greenberg et al., 1997)，降低自我控制，威胁自我的完整性(Keough & Markus, 1998)。自我肯定虽然不能改变客观的威胁情境和信息，但其可以通过增加自我资源、扩展认知视角和降低自我和威胁之间的关联缓冲威胁情境对自我的损耗，从而缓解威胁引发的应激。例如，Schmeichel & Martens (2005)的研究发现自我肯定可以降低个体对死亡凸显信息威胁的知觉。一项对早期乳腺癌患者的研究发现自我肯定书写表达可以降低主观知觉到的压力反应和自我报告的疾病临床症状(Creswell et al., 2007)。我们在修改稿中补充了健康威胁与自我肯定相关的研究文献。

正如您所认为的那样，疫情病毒的出现会让个体出现一种“不可控感”，“病毒不知隐匿在何处，一旦被感染，没有行之有效的治疗方式”。“不可控感”引起的应激体验可能才是疫情应激的最关键因素。但是对于本研究来讲，虽然我们没有去测量这种不可控感，但由于两组被试是随机分配的，因此我们假定不可控感在两组间是匹配的。在未来研究中，我们可以直接去测量并评估这种“不可控感”引起的应激和自我肯定的作用。另外，自我肯定理论的核心是维护自我完整性，认为自己是胜任的和有效的，即当前情境是可控的。当个体感到自己不能满足当前环境的要求时，即不可控时，就会产生应激。而自我肯定通过增加自我资源、扩展认知视角和降低自我和威胁之间的关联缓冲威胁情境对自我的损耗，从而缓解威胁引发的应激(Steele, 1988; Sherman & Cohen, 2006)。此外，相关的研究也证实自我肯定可以有效降低由不可控造成的认知偏差(Whitson & Galinsky, 2008)和压力反应(Wiesenfeld et al., 2001)。因此我们预期自我肯定对疫情引发的不可控感造成的应激也会起到缓冲效应。我们的在焦虑情绪反应上的结果也支持了我们的假设。

参考文献

- Creswell, J. D., Lam, S., Stanton, A. L., Taylor, S. E., Bower, J. E., & Sherman, D. K. (2007). Does self-affirmation, cognitive processing, or discovery of meaning explain cancer-related health benefits of expressive writing?. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 33(2), 238-250.
- Greenberg, J., Solomon, S., & Pyszczynski, T. (1997). *Terror management theory of self-esteem and cultural world-views: empirical assessments and conceptual refinements*. In M. P. Zanna, (ED.), *Advances in Experimental Social Psychology*, Vol. 29: 61–139. Orlando, FL: Academic
- Keough, K. A., & Markus, H. R. (1998). The role of the self in building the bridge from philosophy to biology. *Psychological Inquiry*, 9(1), 49-53.
- Schmeichel, B. J., & Martens, A. (2005). Self-affirmation and mortality salience: Affirming values reduces worldview defense and death-thought accessibility. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 31(5), 658-667.
- Sherman, D. K., & Cohen, G. L. (2006). The psychology of self-defense: Self-affirmation theory. *Advances in Experimental Social Psychology*, 38, 183-242.
- Steele, C. M. (1988). *The psychology of self-affirmation: Sustaining the integrity of the self*. In L. Berkowitz (Ed.), *Advances in experimental social psychology: Vol. 21. Social psychological studies of the self: Perspectives and programs* (pp. 261–302). San Diego, CA: Academic Press.
- Whitson, J. A., & Galinsky, A. D. (2008). Lacking control increases illusory pattern perception. *Science*, 322(5898), 115-117.
- Wiesenfeld, B. M., Brockner, J., Petzall, B., Wolf, R., & Bailey, J. (2001). Stress and coping among layoff survivors: A self-affirmation analysis. *Anxiety, Stress and Coping*, 14(1), 15-34.

意见 2: 被试。年龄范围很广，而平均年龄仅有 24 岁，说明老年被试的人数是很少的，为什么要纳入这部分老年被试？是否一定要纳入？

回应: 非常感谢您的建议，基于您的建议我们在修改稿的分析中去除了 3 名 50 岁以上的老年人被试。

意见 3: 方法。为何选择在一周之后后测？

回应: 由于干预操作是在第一次测量后立即实施的，为了避免同一时间反复测量导致的疲劳效应，我们没有选择考察及时效应，而是考察了干预一周后的效应。由于这是一项干预研究，从实践的意义来讲，相比即时效应，一周后的测量会更有价值。后续我们将继续监测干预的持续效应。

意见 4: 结果。统计分析为什么没有选择重复测量方差分析，以组别为组间变量，以测量时间作为组内变量？从原始数据来看，似乎是自我肯定组被试在两个时间点的焦虑情绪没有改变，但是控制组被试在 T2 时间点的焦虑情绪显著高于 T1 时间点；与之相反的是抑郁情绪，无论是肯定组还是控制组，T2 的值都低于 T1；究竟是什么原因呢？T2 与 T1 两个时间点的

差异，除了作者的实验操纵外，似乎与疫情本身的发展也有关系。从数据反应的结果来看，不能简单的只归结于实验操纵，作者可能还需要思考更多的影响因素。

回应：非常感谢您的意见。在修改稿中，我们补充了重复测量的分析结果。结果发现在焦虑上，测量时间的主效应不显著，组别的主效应也不显著，但时间和组别的交互效应显著。进一步的简单效应分析发现相对于控制组在一周后的测量上比前测时表现出更严重的焦虑情绪，自我价值肯定组在前测和一周后的测量时在焦虑情绪上没有显著的变化。这些结果表明面对疫情的持续，自我肯定干预对焦虑起到了缓冲作用。但在抑郁上，时间、组别的主效应以及时间和的交互作用都不显著。虽然无论是肯定组还是控制组，T2 的值都低于 T1，但差值非常小，分别为 0.28 和 0.53，对应的效应量 Cohen's $d = 0.04, 0.07$ 。可以说在抑郁上不管是肯定组还是控制组，T1 和 T2 之间都没有显著的变化。虽然焦虑和抑郁具有较强的相关，但是焦虑主要描述的是一种相对持久的担忧和恐惧反应，而抑郁主要反映的是一个人自尊和活性的下降，以及个人生存意义知觉的降低 (Lovibond & Lovibond, 1995)。在当前情境下，疫情的爆发和持续主要引发的是人们对自己是否会被传染，以及在大隔离背景下如何应对生活的担忧和焦虑。因此焦虑测量可能对当前被试的情绪状态更敏感。此外，在讨论部分我们也结合疫情的发展对本研究的结果进行了讨论。

参考文献：

Lovibond, P. F., & Lovibond, S. H. (1995). The structure of negative emotional states: Comparison of the Depression Anxiety Stress Scales (DASS) with the Beck Depression and Anxiety Inventories. *Behaviour research and therapy*, 33(3), 335-343.

.....

审稿人 2 意见：

该研究选取疫情应激带来的常见心理困扰为结果变量，采用对照试验设计考察自我肯定的简单干预对缓解情绪困扰的作用。研究选题具有比较好的实效性，干预方案简洁，也有比较好的可操作性。然而，研究还需补充如下信息：

意见 1：作者在回答编委问题时表明按照 RCT 的 checklist 做了核对，但是正文中从被试筛选、分组（随机匹配方法）、程序等均没有介绍。若具备 RCT 的基本要求，建议进一步描述程序，并在标题中体型为 RCT。

回应：非常感谢您的意见。在修改稿中，我们在正文的方法部分对被试的筛选，分组及程序均按照 RCT 报告的统一标准进行了修改和报告，并在标题中做了标注。

意见 2: 被试中呈现干预组与对照组的基本信息对比，变量太少，不足以看出两组间的平衡度。建议直接在结果部分呈现，包括基线测量中主要结果变量在内的两组间的情况。

回应: 基于您的建议，我们把两组被试背景信息的对比放在了结果部分，并同时纳入了基线水平的焦虑和抑郁信息。

意见 3: 如果是符合 RCT 规范的设计，应说明设盲方法，从分组开始。目前的表述不够清晰。

回应: 在修改稿中，我们明确对本研究实施的设盲进行了描述。

意见 4: 从研究结果中无法得出现有的结论“总之，本研究的结果表明一个简短的自我价值肯定可以有效的缓冲面对疫情个体持续升高的焦虑情绪反应。”因为，两组得分都随时间下降。直观看，两组的前后测组间得分差异不大，比如抑郁得分干预组下降 0.3，对照组下降了 0.5。

回应: 在修改稿中，我们以测量时间（T1 vs. T2）为被试内变量，组别（自我肯定组 vs. 控制组）为被试间变量，性别、年龄、受教育水平和家庭年收入为协变量分别对焦虑和抑郁进行了重复测量方差分析。结果发现在焦虑上，测量时间的主效应不显著，组别的主效应也不显著，但时间和组别的交互效应显著。进一步的简单效应分析发现相对于控制组在一周后的测量上比前测时表现出更严重的焦虑情绪，自我价值肯定组在前测和一周后的测量时在焦虑情绪上没有显著的变化。这些结果表明面对疫情的持续，自我肯定干预对焦虑起到了缓冲作用。但在抑郁上，时间、组别的主效应以及时间和的交互作用都不显著。虽然无论是肯定组还是控制组，T2 的值都低于 T1，但差值非常小，分别为 0.28 和 0.53，对应的效应量 Cohen's $d = 0.04, 0.07$ 。可以说在抑郁上不管是肯定组还是控制组，T1 和 T2 之间都没有显著的变化。

意见 5: 结构上，缺少结论部分。

回应: 在修改稿中，我们补充了研究结论部分。

意见 6: 伦理上，干预试验应该获得被试的书面知情同意。

回应: 由于在非常时期，我们没办法打印纸质的知情同意书并让被试填写，因此实验前获得了口头知情同意。等到疫情缓解，条件允许的情况下，我们将补充书面知情同意。

第二轮

编委专家意见：

作者根据审稿人意见，作了一些修改。然而，审稿人的一些重要意见，作者根本就未予以考虑：

意见 1：操作练习的次数问题。在经典的文献上，这个练习的次数都是四到五次。而且，其它文章也做了这个疗效维持性的指标。在这个研究当中呢，如果只做一次，至少应该在研究局限中予以说明。

回应：非常感谢您的意见。正如您所讲，在经典的文献 Cohen et al. (2006, 2009) *Science* 及 Goyer et al. (2017) *PNAS* 的研究中，部分组别确实接受了多次干预练习，但作者对干预剂量（次数）的分析发现干预次数并不影响最终的干预效果。因此，在我们的研究中我们只做了 1 次干预。我们在讨论部分将其作为一个局限进行了讨论。具体修改为“本研究也存在一些局限：首先，由于自我肯定理论认为自我价值肯定可以使个体在遇到具有挑战或威胁的情境时，通过将自我看作是整体上有胜任的和有效的，从而减弱相关情境对自我的负面影响，打破恶性循环(Steele, 1988; Sherman & Cohen, 2006)。因此自我肯定理论预测干预次数不会影响干预效应。所以在本研究中我们只对被试进行了一次自我肯定干预练习。尽管 Cohen et al. (2006, 2009) 和 Goyer et al. (2017)的研究也发现干预剂量（次数）并不影响最终的干预效果。但未来研究应进一步考察干预次数对疫情应激情境下个体焦虑情绪的缓冲作用。其次，由于本研究的干预是在前测之后立即进行的，为了避免同一时间多次测量造成的练习效应，本研究并没有测查干预的即时效应，而是对干预一周后效应进行了考察。未来研究应进一步优化干预和测量的时机，更好的探测干预的即时效应和维持效应。此外，虽然我们的结果显示自我肯定可以缓冲疫情期间个体的焦虑情绪反应，但后测干预组和控制组的对比只发现了一个中等偏小的效应量 Cohen's $d = .34$ (Cohen, 1988)，因此在实际的推广中我们应结合其它一些基于科学证据的有效干预方案。

意见 2：修改说明中说把年龄大的 2 个被试去掉了，但是被试当中，年龄范围仍为 17-77 岁，不知作者如何解释。

回应：非常不好意思因为我们没有描述清楚导致的您的误解。为了完整的报告被试的信息，在被试描述部分我们同时报告了最初招募的被试信息（220 名，年龄范围为 16–77 岁 ($M = 24.44 \pm 8.82$)) 和最终进入分析的被试信息（187 名，年龄范围为 16–77 岁，16–50 岁 (M

= 23.98 ± 7.39))。为了避免读者的混淆，在修改中我们只报告了最终纳入分析的被试年龄信息。

意见 3: 根据效应量计算样本量是保障研究 power 的重要步骤，然而作者完全忽略了。

回应: 非常抱歉。在修改稿中，我们在方法部分补充了根据效应量对研究样本量的估计。具体为：“在研究之前，我们使用 G*Power3.1 (Faul et al., 2007) 软件对研究所需样本量进行了估计。在假定效应量 $f = .25$ 、power = 0.95 和有 2 个测量指标的情况下，在重复测量方差分析中探测到显著的 ($p < .05$) 组内和组间因素的交互作用共需 36 名被试，各组 18 名。在本研究中，最终样本自我肯定组为 96 名被试，控制组为 91 名被试，满足了基本被试需求”

意见 4: 被试招募仍然是非常缺少说明的。作者说是“方便随机取样”，何为方便随机取样？

回应: 非常抱歉我们没有描述清楚。在本研究中，被试招募采用方便取样的方法，由 22 名主试（学生）基于方便招募自己的家人和同学参与。随后基于研究者事先设定的编号（001-220），这些被试被随机分配到自我价值肯定干预组或控制组完成相应的实验操作，奇数编号为干预组，偶数编号为控制组。我们在文章的被试部分对相应的描述也进行了修改。

意见 5: 最重要的一个的问题，也会影响全文的结论，结果指标选取了焦虑和抑郁，而这两个指标是高度相关的，但没有做统计校正。焦虑实际上效应量也是很小的，在一个不太高的水平上达到了统计显著。但是跟抑郁在一起，做了统计校正以后，是不是还显著就不太确定了。这不会影响发表的机会，但会影响我们要不要在民众中倡导这个干预方案。

回应: 非常抱歉之前没有回答清楚您的这一重要意见。

首先，对于校正问题。基于对相关领域专家的咨询，在修改稿中，为了避免对两个高度相关指标分别进行分析，我们以 T1 的焦虑和抑郁为协变量，组别为自变量，在一个模型中对 T2 的焦虑和抑郁进行了多元方差分析，发现组别的效应显著。基于 P 值校正的 ($p = 0.05/2$) 单变量分析显示只在焦虑上发现了显著的组别效应 $F(1, 179) = 6.067, p = .015 < .025$ ，偏 $\eta^2 = .033$ ；而在抑郁上，组别的效应不显著， $F(1, 179) = .047, p = .828$ ，偏 $\eta^2 = .000$ 。进一步确认了在分别的模型中发现的结果。在修改稿中，我们报告了这一分析结果。不知道我们是否理解了您的问题。

此外，我们也把两个测量指标（焦虑和抑郁）作为了一个因子纳入了方差分析，在一个模型中分析了焦虑和抑郁的干预效应。结果也发现了“组别*时间*测量指标”的显著交互作

用, $F(1, 181) = 4.658, p = .015 < .032$, 偏 $\eta^2 = .025$ 。进一步简单主效应分析发现, 对于焦虑, 控制组从 T1 到 T2 表现出了更高的焦虑, $p = .013$, 偏 $\eta^2 = .034$, 干预组在 T1 和 T2 间没有显著的变化 $p = .561$, 偏 $\eta^2 = .002$; 而对于抑郁, 两组在 T1 和 T2 之间都没有表现出任何显著的变化, $ps > .383$ 。但在修改稿中没有报告这一结果, 因为我们认为虽然焦虑和抑郁是两个高度相关的指标, 但它们反映的是两种不同的情绪 (Lovibond & Lovibond, 1995), 没有直接的可比性, 因此不适合作为一个因子的两个水平。此外, 它们的量纲也不同, 即使标准化后, 仍然没有可比性。

其次, 对于效应量较小这一问题。我们在讨论部分对我们获得的结果进行了更加谨慎的解释。具体为“此外, 虽然我们的结果显示自我肯定可以缓冲疫情期间个体的焦虑情绪反应, 但后测干预组和控制组的对比只发现了一个中等偏小的效应量 Cohen's $d = 0.34$ (Cohen, 1988), 因此在实际的推广中我们应结合其它一些基于科学证据的有效干预方案。”

.....
审稿人 2 意见:

修改稿比较清楚的描述了研究过程 and 数据分析结果。但对干预部分的描述还不够简洁清楚, 对照组与干预组之间操作条件的核心差异没有很好概括。

回应: 非常感谢您的意见。在修改稿中我们对干预的描述的简洁性和清晰性进行了修改。具体修改为“在干预中, 自我价值肯定组和控制组都被要求完成一个价值观选择量表并根据选择的价值观进行写作。两组唯一的区别是自我肯定组被要求选择自己认为最重要的价值, 并描述为什么选择的这一价值对自己是重要的。而控制组被要求选择一个他认为最不重要的价值, 并描述为什么选择的这一价值可能对他人来说是重要的。在写作过程中, 要求被试尽可能多的写出自己所有的想法。在写作完成后, 为了进一步强化干预效果, 被试完成了一个 4 道题的关于已选价值观的判断量表: ①这个价值观深深地影响着我/他人的生活; ②总体上, 我/他人努力去践行着这一价值观; ③这一价值观是我/他人自我认同的重要组成部分; ④我/他人会非常在乎这个价值观。答案为 1~6 (“非常不同意”到“非常同意”) 六级评分”。

第三轮

编委专家意见:

作者根据进一步的意见做了迅速的修改。但是, 还有两个较显著的问题需要澄清:

意见 1: 作者根据建议计划了样本量, 然而计算中有误: a) 在假定效应量 $f = .25$ 、 $\text{power} = 0.95$ 和有 2 个测量指标(估计相关为 0.7)的情况下, 在重复测量方差分析中探测到显著的($p < .05$) 组内和组间因素的交互作用共需 180 名被试。b) 建议作者找到该程序在 Cohen, Garcia, Apfel, & Master, 2006; Goyer et al., 2017 两篇文章数个研究中的最小效应量, 转换为 f 值, 代替 $f = .25$ 的中等效应量, 用 $\text{power} = 0.80$ 的标准计算最小需求被试量。c) 由于结果得到的效应量比文献中小, 并且作者研究前可能也没有计算最小被试量, 建议增加一个 post-hoc power 的报告, 这个值 SPSS 可以方便地输出。如果不到 80%, 建议作为主要局限加以讨论。

回应: 非常感谢您的建议。

a) 基于 G*Power3.1 软件, 我们又再次核对了样本量的估计。结果显示假定效应量 $f = .25$ 、 $\text{power} = .95$ 和有 2 个测量指标(估计相关为 .70)的情况下, 在重复测量方差分析中探测到显著的($p < .05$) 组间效应共需 180 名被试(图 1), 而探测到显著的组内效应(图 2) 或组内和组间的交互效应(图 3) 最少需 34 名被试。同时, 我们也查阅了与我们研究设计相同(2*2 的组内/组间设计)的文献中样本量的估计, 与我们的估计相同。例如, 在 Gawrysiak, Nicholas, & Hopko. (2009)的研究中, 作者的描述为: “Given an a priori F test analysis for a repeated-measures within-between interaction effect and specifying parameters ($\text{power} = .95$, $\alpha = .05$, and moderate effect size $f = 0.3$), it was determined that a total of 26 participants would need to be included in a two-group research design”; 在 Arampatzis 等 (2017) 的研究中, 作者的描述为“Using the software GPower (v3.010) with power 0.8, alpha 0.05, two groups, and two repetitions, correlation among repetitions 0.5, nonsphericity correction = 1 yields a total sample size of 26 for testing the within-between interaction hypothesis”; Hogue & Mills. (2019) 的研究中, 作者的描述为“Using G*Power for a priori power analysis, for an analysis of variance(ANOVA) repeated measures within-between interaction, a Cohen(1988) f of 0.15 (i.e., a small-to-medium effect size), and a power estimate of 90%, the recommended sample size was 120”。

b) 非常感谢您这一非常有价值的建议。但由于 Cohen, Garcia, Apfel, & Master. (2006)和 Goyer et al. (2017)研究的因变量是学业成就, 本研究的因变量为焦虑和抑郁情绪。因此我们选取了与本研究指标相同的 Morgan & Harris. (2015)的研究, 作为本研究样本量估计的依据。在 Morgan & Harris. (2015)研究中, 作者发现自我肯定对裁员引发的焦虑反应的干预效应偏 $\eta^2 = .07$, 转换为 $f = .27$ (Lenhard & Lenhard, 2016)。在效应量 $f = .27$ 、 $\text{power} = .80$ 和有 2 个

测量指标（估计相关为 .70）的情况下，在重复测量方差分析中探测到显著的（ $p < .05$ ）组内和组间的交互效用最少需要 20 名被试。目前在修改中我们同时报告了基于假定的中等效应量（ $f = .25$ ）和基于 Morgan & Harris. (2015) 研究中效应量（ $f = .27$ ）估计样本的结果。

c) 非常感谢您的意见。基于您的建议，我们用 G*Power3.1 软件计算了本研究事后的 power，结果显示基于当前的样本量（ $n = 187$ ），本研究统计基于重复测量方差分析探测到显著的组内和组间交互效用（ $\eta^2 = .026$ ，转换为 $f = .16$ ）时的 power = .94。我们在修改稿的讨论部分也增加了事后 power 分析的讨论。

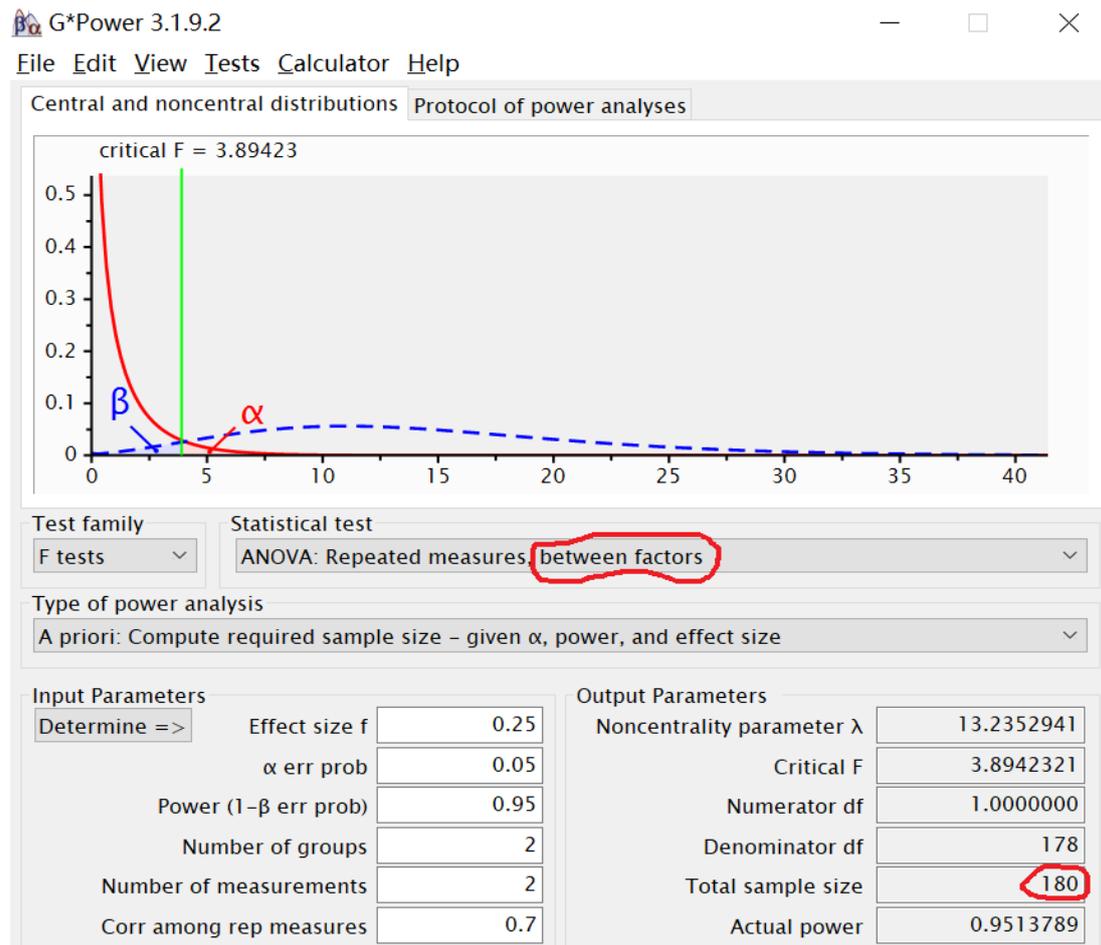


图 1

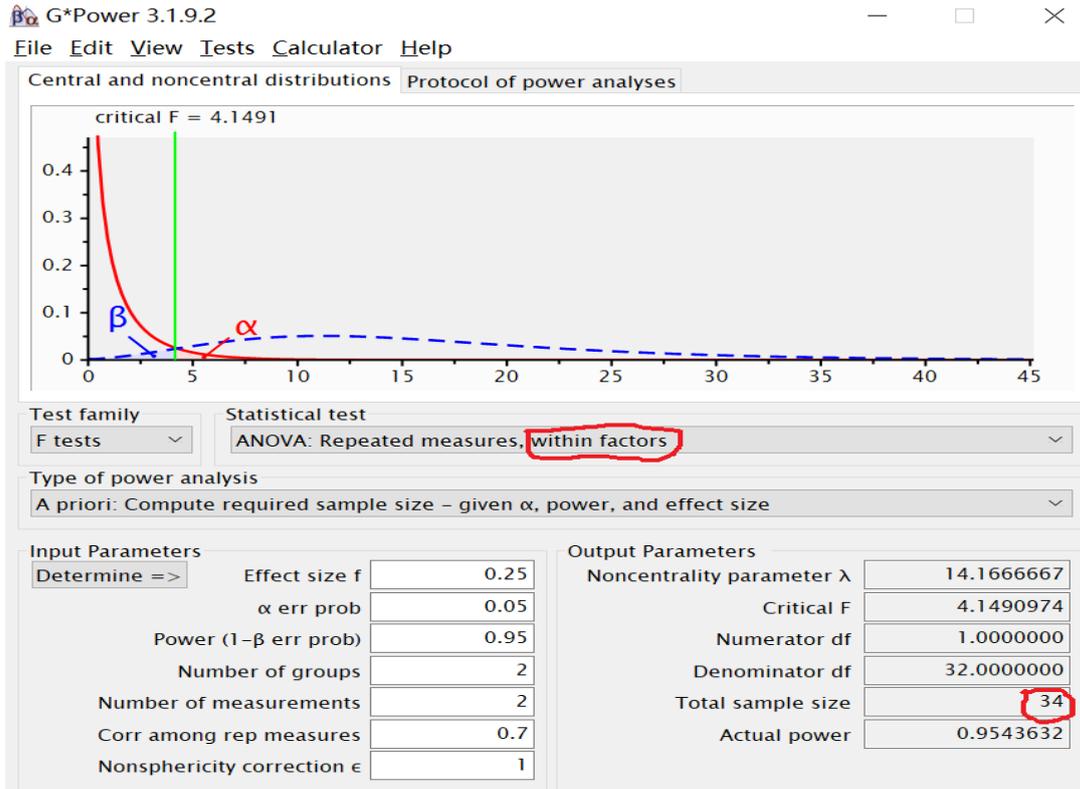


图 2

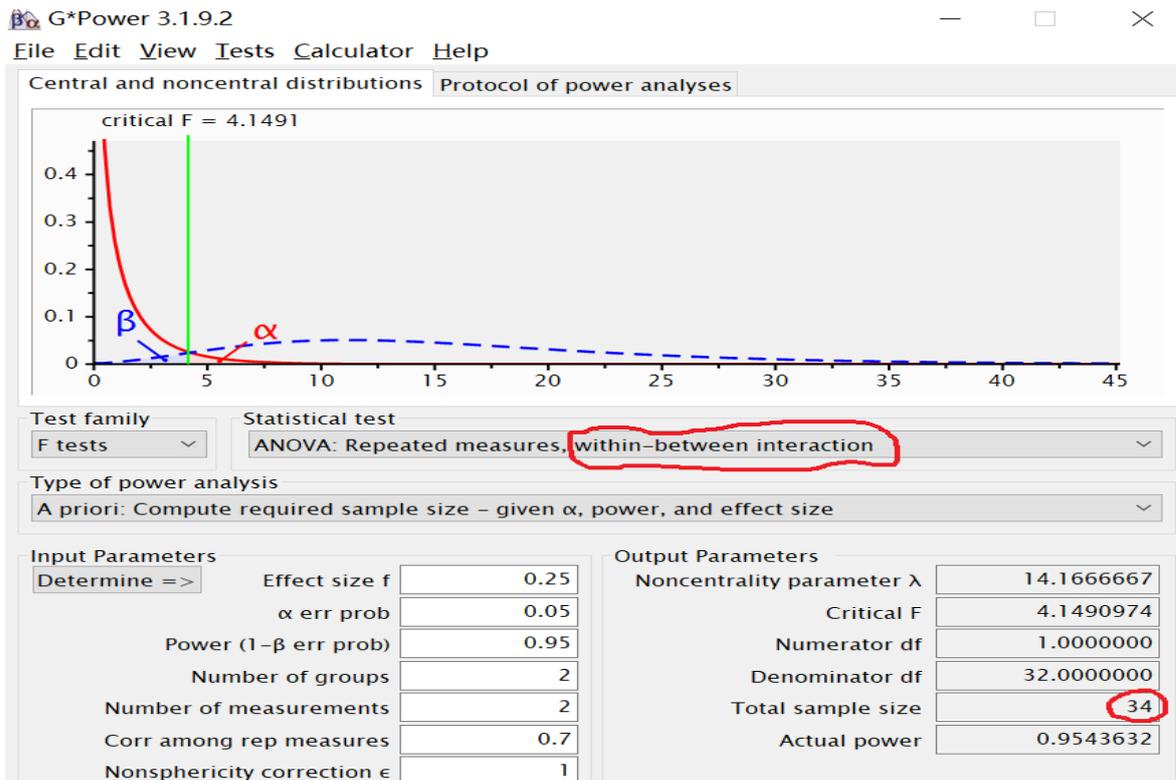


图 3

参考文献

- Arampatzis, A., Schroll, A., Catalá M. M., Laube, G., Schüler, S., & Dreinhofer, K. (2017). A random-perturbation therapy in chronic non-specific low-back pain patients: a randomised controlled trial. *European Journal of Applied Physiology*, 117(12), 2547-2560.
- Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A. G., & Buchner, A. (2007). G*Power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior Research Methods*, 39(2), 175-191.
- Gawrysiak, M., Nicholas, C., & Hopko, D. R. (2009). Behavioral activation for moderately depressed university students: Randomized controlled trial. *Journal of Counseling Psychology*, 56(3), 468.
- Hogue, J. V., & Mills, J. S. (2019). The effects of active social media engagement with peers on body image in young women. *Body Image*, 28, 1-5.
- Lenhard, W. & Lenhard, A. (2016). Calculation of Effect Sizes. Retrieved from: https://www.psychometrica.de/effect_size.html. Dettelbach (Germany): *Psychometrica*. DOI: 10.13140/RG.2.2.17823.92329
- Morgan, J. I., & Harris, P. R. (2015). Evidence that brief self-affirming implementation intentions can reduce work-related anxiety in downsize survivors. *Anxiety, Stress, & Coping*, 28(5), 563-575.

意见 2: 被试招募采用方便取样的方法，由主试学生基于方便招募自己的家人和同学参与，这个程序建议在文中清晰陈述，并且作为主要局限加以讨论。

回应: 谢谢您的这一重要建议，我们在讨论部分增加了关于方便取样局限性的讨论。具体为：“在本研究中，由于当前大隔离的情境，在被试的招募中我们采取了方便取样的方法，即 22 名学生主试基于自己方便招募自己家人和同学参与研究。虽然本研究的样本涉及了全国 16 个省市自治区的范围，年龄也涉及到 17-50 岁的范围，但从年龄分布上来看主要还是以大学生为主（18-25 岁占总样本 72%）。这种方便采样的手段会限制我们研究结论的普遍性和推广性，未来研究应在更广泛的人群中验证本研究的结果。”

.....

审稿人 3 意见:

很欣赏作者对于疫情科研的快速反应能力，本研究不只是一般的流调，更加入了干预的变量，使得本研究对于疫情下民众的心态的改善，具有实际的指导意义。同时，研究结合应激领域的研究背景，使得本研究也不乏其科学意义。有如下改进建议:

意见 1: 题目可以修改的更为简练一些，比如“自我肯定缓冲新冠疫情引发的焦虑反应”，是否没有牺牲关键信息？

回应: 非常感谢您的建议，基于您的建议，我们把题目改为了“自我肯定缓冲新冠疫情引发的焦虑反应，一项随机对照研究”。

意见 2: HPA 轴应该是下丘脑-垂体-肾上腺皮质轴，作者可能遗漏了皮质两个字。

回应: 非常感谢，我们在修改稿中做了修改，并对全文的表述进行了检查。

意见 3: 统计结果不宜采用.000 这样的表达方式。

回应: 非常感谢，我们在修改稿中对相应的表述进行了修改。

意见 4: 表达的流畅性方面需要增强，比如前言中关于“威胁自我完整性的事件或信息会引起压力和自我保护的防御.....”这一句。

回应: 非常感谢，我们在修改稿中把这句话的表述修改为：“威胁自我完整性的事件或信息引发的应激会启动个体的自我防御机制，使个体将更多的认知资源分配到引起心理威胁的事件或信息上。由于每个人的认知资源是有限的，个体将在表现和解决问题方面获得更少的认知资源，从而阻碍其客观公正的认知和应对威胁(Cohen & Sherman, 2014)”，并对全文的表述进行了仔细的检查。

意见 5: 采用 2 月 2 日和 9 号的焦虑差异作为考察变量，最好在文献背景提出随着疫情的延续，民众的应激反应可能会加重，这本身也可以作为一个研究发现和干预的基础。

回应: 非常感谢您的这一重要建议，我们在引言部分补充了 2 月 2 日至 9 日疫情的发展和变化可能对个体应激的影响。具体为：“当前，疫情爆发和持续使个体产生一种不可预测感和不可控感。不知病毒隐藏在哪里，自己是否会被传染，一旦被感染，没有行之有效的治疗方式等。这种不可预测感和不可控感使个体处于一种持续的应激状态，表现出对疫情的高度关注并产生焦虑和恐慌(李思嘉等, 2020; “公众对新型冠状病毒的认知和个体防疫行为”调研组, 2020)。而且，自 1 月 27 日单日确诊人数破千后(1771 人)，随后每日都有大量病例被确诊。截止本研究开始实施的 2 月 2 日，全国累计已有确诊人数 17205 例，疑似病例 21558 例(图 1, 国家卫健委, 2020b)。随着疫情的发展和持续，不断上升的确诊病例和疑似病例将引发人们更高的焦虑和恐慌等不良情绪反应。因此在本研究中，我们将考察自我价值肯定是否可以缓冲或降低新型冠状病毒(COVID-19)疫情引发的焦虑和抑郁情绪反应。基于已有的研究和当下疫情的发展，我们预期自我肯定将会缓冲或降低持续的疫情导致的人们持续升高的负性情绪反应；而对照组被试将随着疫情的持续表现出升高的焦虑和抑郁反应”。

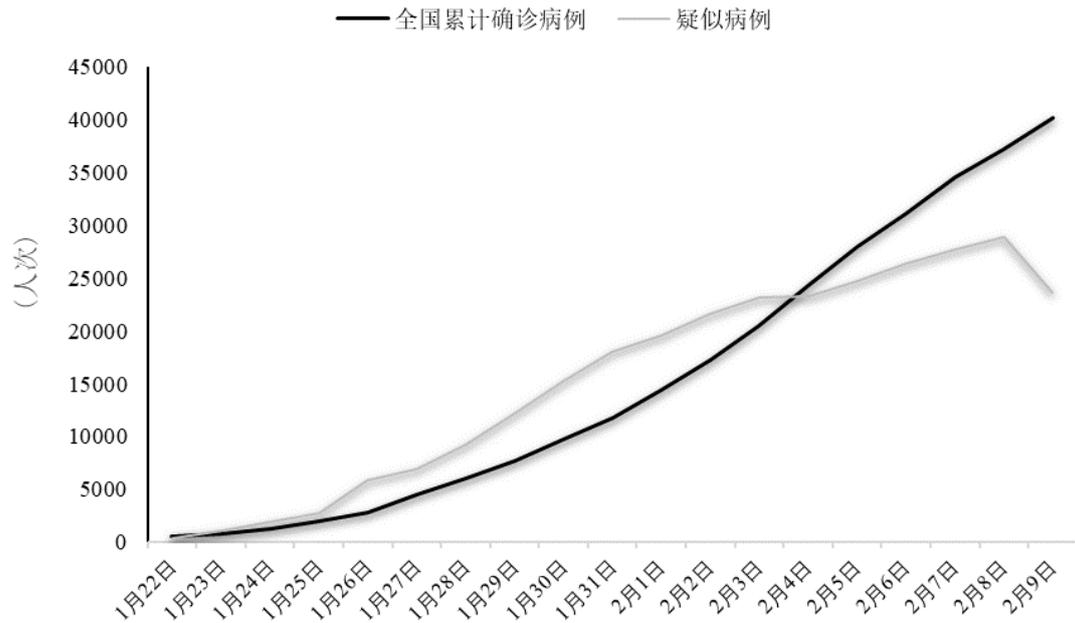


图 1 2020 年 1 月 22 日至 2 月 9 日疫情发展情况。数据来源于国家卫健委官方网站。

参考文献:

国家卫健委. (2020b). 新型冠状病毒肺炎疫情防控：疫情通报. 2020-02-09 取自 http://www.nhc.gov.cn/xcs/yqtb/list_gzbd.shtml

意见 6: 学术上需要讨论一下，为何自我价值干预只对焦虑产生了效果，但对抑郁没有效果。包括必要的文献和理论支持。

回应: 感谢您的建议。我们在讨论部分增加了为何自我价值干预只对焦虑产生了效果，但对抑郁没有效果的分析。具体为：“在本研究中，我们只在焦虑情绪反应上发现了自我肯定的效应，但在抑郁情绪上并没有发现任何的效应。与此相一致，Morgan 和 Harris (2015) 的研究对大裁员背景下企业员工的研究发现，自我肯定只对不可控的裁员情境引发的焦虑情绪有缓冲效应，在抑郁上也没有发现自我肯定的效应。进一步对数据的观察可以发现两组被试在前测和一周后的评估时在抑郁得分上都普遍较低（见表 1），且没有显示出任何显著的变化。这可能意味着在当前情境下，抑郁可能并不能很好的反映随着疫情的发展个体情绪的变化。虽然焦虑和抑郁是高度相关的两种情绪（在本研究中，T1: $r = .56$; T2: $r = .66$ ），但焦虑主要反映的是个体对特定事件或情境的不可控和不可预测性的一种担忧和恐慌，而抑郁主要反映的是一个人自尊和活性的下降，以及个人生存意义知觉的降低（Lovibond & Lovibond, 1995）。在当前情境下，疫情的爆发和持续主要引发的是人们不知道病毒藏匿在何如，担心自己是否会被传染，以及在大隔离背景下如何应对生活的担忧和恐慌。因此焦虑测量可能对

当前被试的情绪状态更敏感。

第四轮

审稿人 3 意见：作者已经回答了我全部的问题，就一个小建议：题目不宜加入逗号，可以把逗号改成横杠或者冒号。

回应：感谢您的宝贵意见，在修改稿中我们用冒号替换了逗号。

.....
编委意见：修改满意，同意发表。

.....
主编意见：同意发表。