

# 《心理学报》审稿意见与作者回应

题目：社交媒体使用与错失焦虑的关系：一项元分析

作者：张亚利，李森，俞国良

## 第一轮

外审专家 1 意见：

本文通过对 65 篇研究的元分析，发现社交媒体使用和错失焦虑存在显著正相关 ( $r = 0.38$ )，并通过调节效应检验发现了社交媒体使用测量指标、社交媒体类型等变量显著调节二者的关系。总体来说，文章选题新颖、方法规范、写作清晰流畅，对于该领域后续的研究具有一定的启发。但是文章在问题提出、理论假设、对纳入文章的评价、结果报告等部分仍存在不足之处，有待改进。以下是具体的建议。

1、摘要 “95%CI=[0.34, 0.41]”应改为“95%CI [0.34, 0.41]”，即去掉“=”。

回应：感谢专家的建议，我们按照专家的建议进行了修改，正文首页摘要处相应位置已标红。

2、引言第二段，没有充分论证研究的必要性。文章提到“近年来，研究者认为社交媒体使用可能与错失焦虑有关”，诸多心理变量都与社交媒体使用有关，为何选取错失焦虑？错失焦虑与社交媒体使用在理论上或逻辑上究竟是怎样的关系？错失焦虑是社交媒体使用的后果？还是社交媒体使用的诱因？不能只因为这方面的研究结论差异较大，就认为这是一个值得研究的问题。作者应当充分论证研究该问题的意义所在。

回应：感谢专家的建议，我们按照专家的建议重新整合和补充了相关论述，补充论证了研究的必要性和意义。其中我们将原文引言中冗杂的叙述进行了删减，原稿前两段整合为一段，在该段中，我们结合错失焦虑在当下研究中的普遍关注性和它本身的广泛存在性及对心理健康的威胁性补充了选取错失焦虑变量的理由，并适当补充了研究的必要性。引言文末，我们单独补充了一段，集中论述了本研究的必要性以及理论和实践上的重要意义。

此外，该问题中专家还提及了社交媒体使用和错失焦虑的逻辑关系问题，专家建议补充错失焦虑影响社交媒体使用的相关理论，我们理解专家的用意，即有助于为读者展现整个领域的众多观点。其实我们也确实占有了相应资料，但此次修改暂未补充，在此与专家商榷。一、目前关于两者的逻辑关系问题或者说谁先谁后的问题从理论上讲确实都有理论支撑；从横断研究的结果来看，也是两种观点各有所持，并且探讨错失焦虑影响社交媒体使用的横断研究较多。但众所周知，横断研究难以揭示因果关系。所以从纵向研究和实验研究揭示的因果关系来看，似乎真理掌握在少数人的手中，结果恰恰证明了是社交媒体使用影响了错失

焦虑(Brown & Kuss, 2020; Buglass et al., 2017; Hunt et al., 2018)。因而我们选取了这一更为可靠的逻辑角度进行了全文的阐述。二、就元分析的目的来看，它是聚焦于相关强度在理论上或方向上的争议问题，并不在于解决变量间的作用方向的争议问题(纵向研究或实验研究中关注)，因此，原稿中统一从社交媒体使用对错失焦虑的影响这一角度出发，呈现了目前两个变量间关联强度的争议问题。此时，即便补充错失焦虑对社交媒体使用产生影响的理论，似乎并没有给原稿中展现出的相关强度争论增加新的争论。三、从文章的可读性来看，选择其中一个角度进行全文的阐述更有助于读者进行理解，否则不仅读者读起来晕头转向，我们在文章的撰写上也难以把握，因为文后还有调节效应需要进行立论等。四、从阅读经验和发表经验来看，目前相关类元分析在进行文章的撰写和立论时，倾向于统一文风，选择变量间较为可靠的一个作用方向进行论述。综上，我们暂未在引言首段双向呈现两者的逻辑关系，而是基于纵向和实验研究的证据选取了较为严谨的社交媒体使用影响错失焦虑这一视角，展开了论述。在此与专家商榷，希望专家谅解，再次感谢专家的建议。

用到的参考文献：

Brown, L., & Kuss, D. J. (2020). Fear of missing out, mental wellbeing, and social connectedness: A seven-day social media abstinence trial. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(12), Article 4566. <https://doi.org/10.3390/ijerph17124566>

Buglass, S. L., Binder, J. F., Betts, L. R., & Underwood, J. D. (2017). Motivators of online vulnerability: The impact of social network site use and FOMO. *Computers in Human Behavior*, 66, 248–255.

Hunt, M. G., Marx, R., Lipson, C., & Young, J. (2018). No more FOMO: Limiting social media decreases loneliness and depression. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 37(10), 751–768.

3、作者在引言 1.2 部分的论证方向都是社交媒体使用影响错失焦虑水平，那么是否有实证研究支持相反的方向（即错失焦虑预测社交媒体使用）？大众传播的社会认知理论或数字恰到好处假设是否能解释反向的研究结果？尽管元分析无法得出变量间作用方向的结论，但是作者应当充分引证来自两个方向的证据，帮助读者更全面、深入地了解该研究主题。

回应：感谢专家的建议。上一问题中专家也提及了社交媒体使用和错失焦虑的逻辑关系问题，我们已经回应，不再赘述。因此，我们暂未在引言首段双向呈现两者的逻辑关系，而是基于纵向和实验研究的证据（(Brown & Kuss, 2020; Buglass et al., 2017; Hunt et al., 2018)）选取了较为可靠的社交媒体使用影响错失焦虑这一视角，展开了论述。希望专家谅解，再次感谢专家的建议。

用到的参考文献：

Brown, L., & Kuss, D. J. (2020). Fear of missing out, mental wellbeing, and social

connectedness: A seven-day social media abstinence trial. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(12), Article 4566. <https://doi.org/10.3390/ijerph17124566>

Buglass, S. L., Binder, J. F., Betts, L. R., & Underwood, J. D. (2017). Motivators of online vulnerability: The impact of social network site use and FOMO. *Computers in Human Behavior*, 66, 248–255.

Hunt, M. G., Marx, R., Lipson, C., & Young, J. (2018). No more FOMO: Limiting social media decreases loneliness and depression. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 37(10), 751–768.

4、引言 1.2 部分最后一段提出假设 1 的理由不够充分，不能仅仅由于“第一种观点获得的直接证据支持较多”就认为社交媒体使用与错失焦虑存在正相关，正如作者所言，这很可能是因为尚未有研究探索二者的 U 型关系，所以数字恰到好处假说没有得到充分的验证，而这并不代表第二种观点是错的。作者不应当仅凭借证据多少作出假设，而应该从理论或实际操作的层面论证大众传播的社会认知理论的优势，进一步提出假设 1。

回应：感谢专家的建议，我们按照专家的建议并结合两个理论在本领域以及数字媒体使用和心理健康的大背景下的适用情况对比了两个理论的适切性，进一步突出大众传播的社会认知理论的普适性，进而更合理的提出假设 1。详见正文。

5、方法 2.1 第二段，未说明入选文章的类型（质性研究、量化研究、理论、综述、评论等），请在正文部分补充说明并相应修改图 1。

回应：感谢专家的建议，原文在第 5 页 2.1 处，文献筛选部分已有表述，即综述类或无法提取社交媒体使用与错失焦虑相关系数的研究不在纳入范围。我们结合专家的建议，补充了纳入文章类型的相关信息，但专家 2 建议我们将文献纳入的结果放在结果部分阐述，因此我们将这部分内容放到了正文第 9 页。

6、方法 2.5 部分，应当说明文章研究的各个调节变量是连续变量还是分类变量？如果是分类变量，如何分类？

回应：感谢专家的建议，我们按照专家的建议在 2.5 部分修改如下：

本研究中调节变量涉及：(1)连续调节变量。包括每个研究中被试的平均年龄；每个研究中男性占被试总数的比例，以及被试所在国家或地区的个体主义指数。(2)分类调节变量。包括社交媒体使用测量指标(结合测量工具的名称和内容分为使用成瘾、使用强度、使用时间和使用频率四类)。社交媒体类型(依据研究目的和原始研究特征分为 Snapchat、Facebook 和 Instagram 三种)。错失焦虑测量工具(结合原始研究使用的工具称谓分为 FoMOs-P、FoMOs-L 和 FoMOs-W 三种)。

**7、方法 2.5 部分，使用软件 Comprehensive meta-analysis version 3.3 缺少引用文献。**

回应：感谢专家的建议，我们在正文及文末增加了相应引文：

Borenstein, M., Hedges, L., Higgins, J., & Rothstein, H. R. (2014). *Comprehensive meta-analysis (version 3.3) [computer software]*. Englewood, NJ: Biostat.

**8、文章将被试群体分为“A 中学生”“B 大学生”“C 青少年及以上”，但是这三类人群并非互斥的，C 可能包含了 A 和 B，为什么要这样分类？为什么不直接用被试平均年龄作为调节变量？**

回应：感谢专家的建议，元分析探讨的调节变量很大程度上依赖于原始研究的特征，关于初稿中被试群体的分类我们也是依据原始的研究来的。比如有的研究取样是中学生，有的取样是大学生，有的取样属于网络上的调查，规定 10 岁以上的人群皆可填写，所以我们才做了上述归类，目前也存在采用这种归类的研究(韩毅初等 2020)，这样做其实还有一个优势，就是可以使原始研究利用的更充分。因为如果采用平均年龄去探讨调节的话，部分研究是没有报告平均年龄的。但如专家所言，这样虽然好分类，但对于结果的解释却似乎差强人意。因此我们结合专家的建议和内部课题组的讨论，最终按照专家的建议直接用平均年龄作为调节变量，分析了研究结果，由于部分研究未报告平均年龄，元回归的结果变得不显著。我们按照新的结果重新调整了结果部分和讨论部分的相关论述。

修改用到的引文：

韩毅初, 温恒福, 程淑华, 张淳淦, 李欣. (2020). 流动儿童歧视知觉与心理健康关系的元分析. *心理学报*, 52(11), 1313–1326.

**9、本文纳入的国内研究如何测量社交媒体使用？是否局限于特定的社交媒体平台（如微信、微博、QQ）？文章将其与国外研究一起划入“一般”类型，与 Facebook, Instagram, Snapchat 并列，这样的分类方式并没有体现国内社交媒体的特点（比如微信朋友圈、微博综合了图象和文字信息）。请解释为什么采用这种分类方式？是否考虑过将国内社交媒体单独划分为一类？**

回应：感谢专家的建议。首先，关于社交媒体使用的测量，当前主要有两种取向即一般取向和特定取向。前者不区分特定的社交媒体和平台，是对一整类社交媒体使用情况的整合测量，测量时直接问询被试使用社交媒体的情况如何；后者一般聚焦于某一种特定或常见的社交媒体进行测量，如国外的 Facebook。由于本研究关注的变量之一——错失焦虑近年来才获得众多研究的关注，并且兴起于国外。因此国内关于该主题的研究数量较少，且大多采用了一般取向，在实际调查中并未区分特定的社交媒体（如微信、微博、QQ）与错失焦虑的关系。我们纳入的文献中，国内仅有一项调查了 QQ 空间的使用与错失焦虑的关系(Chai et al., 2019)，由于其数量少，不足以构成一个亚组，我们在归类时并未将其归为一般社交媒体使用，参照既有文献经验在分析时将其排除在外。因而，我们的分类中未体现国内某些特定

平台的分组，这是受国内原始研究的特点所限，并非专家理解的实际研究中，国内区分了特定社交媒体而我们在归类时混在一般社交媒体中没能区分出来。不仅如此，其实国外的研究中也很少区分特定的社交媒体，但随着研究的推进，这种现象近年来正在慢慢扭转，逐渐向精细化的方向聚焦。

其次，我们对社交媒体的归类并非主观划分的，在很大程度上取决于原始研究的特征，因而其本质上是一个自然的分类变量，比如有的研究调查了 Facebook 使用、而另一些研究则关注了 Instagram 使用等等。我们结合专家的建议认真进行了思考和讨论，我们认为不同的社交媒体可能确实存在着差别，无论国内或是国外。但就被试对一般社交媒体使用的反应而言，国内外可能不存在实质性的区别，因为这属于是对众多社交媒体的整合反应，不会具体到一种，往往涵盖了多种，因而从这一角度来看，国内外社交媒体的集合功能往往是类似的，比如国内的微博之于国外的推特等。事实上，我们按照专家的建议也探索性的将国内和国外一般社交媒体进行了对比，看是否有差别，结果表明两者没有显著性差异。但专家的建议也启发了我们。一般社交媒体使用这一类别本质上混杂了众多社交媒体的使用情况，并且可能异质性比较大，就好比专家前文问及的问题，把被试群体分为中学生、大学生和老中青结合是不科学的一样。因此我们在新的稿件中将这一类别不再进行分析，保留了几个特定的社交媒体类别，这样既能和我们的假设更贴切，在讨论时也更加清晰。至于专家建议的分类时要体现国内的特点，我们也很认同，但原始研究国内整体上数量很少，单独关注某一社交媒体的研究更是凤毛麟角，目前难以满足分类的要求，故本研究尚难实现这一分析。但并不代表这一问题会被忽视，我们的元分析数据已经公开，随着研究的推进，相信未来研究丰富后可弥补这一不足。此外，我们在研究不足部分也将这一点向读者和未来研究者进行了阐述，再次感谢专家的建议。

结果部分在正文 3.4 处修改为：

(5)元回归分析发现，社交媒体类型对社交媒体使用与错失焦虑关系的调节效应显著。Instagram 使用与错失焦虑的相关最高，Snapchat 与错失焦虑的相关最低。配对比较发现，除 Facebook 与 Snapchat 差异不显著外，其它配对比较差异均显著。

讨论部分在正文 14 页 4.2 部分结合专家 2 的建设性意见进行了修改。

修改用到的引文：

Chai, H. Y., Niu, G. F., Lian, S. L., Chu, X. W., Liu, S., & Sun, X. J. (2019). Why social network site use fails to promote well-being? The roles of social overload and fear of missing out. *Computers in Human Behavior*, 100, 85–92.

**10、方法和结果部分应当补充对纳入研究的方法学质量评估。纳入文章的质量直接决定了元分析结论的可靠性，因而非常重要。可以参考： Higgins, J., Altman, D., & Sterne, J. (2001). Assessing risk of bias in included studies. In: Higgins, J., Green, S. (Eds.), *Cochrane Handbook for Systematic Reviews of Interventions*. The Cochrane Collaboration.**

回应：感谢专家的建议，关于原始研究质量评价的工具确实不少，但适合相关类元分析的评价工具却不多。我们基于研究实际采纳了国内研究者张亚利，李森和俞国良(2019)专门为相关类元分析制定的文献质量评价工具对纳入的研究进行质量评价。该工具在贵刊最近刊发的元分析（韩毅初等，2020）中也得到了应用。我们将文献质量评价的过程及最终分数补充至了正文及表 1 中。不仅如此，我们还将文献质量评价的结果整理到了研究结果部分，并且在主效应分析时利用评价分数做了敏感性分析，保证了元分析结果的稳健性。

修改用到的引文：

韩毅初，温恒福，程淑华，张淳淦，李欣. (2020). 流动儿童歧视知觉与心理健康关系的元分析. *心理学报*, 52(11), 1313–1326.

张亚利，李森，俞国良. (2019). 自尊与社交焦虑的关系：基于中国学生群体的元分析. *心理科学进展*, 27(6), 1005–1018.

**11、结果 3.4 部分，根据 APA 的写作规范，报告显著性结果时，除了  $p < .001$  其他情况都要报告精确 p 值。**

回应：感谢专家的建议，我们在正文 3.4 部分已修改。

**12、讨论 4.1 部分第三段，“两者存在高相关，远高于百年来社会心理学研究中的平均相关性 0.21(Richard, Bond, & Stokes-Zoota, 2003)”，这句话不够有说服力，也没有找到引用相对应的参考文献。**

回应：感谢专家的建议，该句话确实叙述不太严谨。我们撰写时为了增加讨论内容的丰富性，尽量多的增加了和相关领域元分析的对比，以加深读者的印象，故而增加了和本领域中这一超大型的元分析的对比。可能由于我们缺少引证文献，给专家造成了困惑，我们需要向专家解释的是，两者存在高相关的说法，我们是根据 Gignac 和 Szodorai(2016)的标准判断得出的。这是由于 Cohen(1988)建议的关于相关系数大小解释的参照标准( $r = 0.1$  为低相关， $r = 0.3$  为中等相关， $r = 0.5$  为强相关)是基于定性分析得出的，主观性较强。为此，Gignac 和 Szodorai(2016)对个体差异相关研究中 708 个元分析得出的相关大小进行系统的、定量的分析后建议将  $r = 0.1$ ， $r = 0.2$  和  $r = 0.3$  分别视为低相关、中等相关和高相关。根据该标准，本研究中孤独感与手机成瘾的相关系数高于 0.3，可以认为二者存在高相关。这一叙述在原稿 3.3 处有相关表述。最终我们增加了引文并调整了原先的论述，原文在修改如下：

但结果发现两者存在高相关(Gignac & Szodorai, 2016)，且高于百年来社会心理学研究中的平均相关性 0.21(Richard et al., 2003)，

修改用到的引文：

Gignac, G. E., & Szodorai, E. T. (2016). Effect size guidelines for individual differences researchers. *Personality and Individual Differences*, 102, 74–78.

Richard, F. D., Bond Jr, C. F., & Stokes-Zoota, J. J. (2003). One hundred years of social

psychology quantitatively described. *Review of General Psychology*, 7(4), 331–363.

**13、讨论 4.2 第二段**，由“当被试为青少年及以上人群时，两者的相关最强”无法直接推论出社交媒体使用与中老年群体错失焦虑的相关更密切。青少年及以上人群可能包括多个年龄段的成年人，相比于年轻人，老年人使用社交媒体的频率更低，并且也有研究发现社交媒体使用尤其会给老年人带来积极的影响，这似乎与作者的解释是矛盾的。请作者对于被试群体的调节作用做出更合理的推论，并进一步考虑，按照本文现行的方法划分被试群体是否合理？如果将年龄作为连续变量分析能否得到更有意义的结果？

回应：感谢专家的建议，其实元分析探讨的调节变量很大程度上依赖于原始研究的特征。关于原稿中被试群体的分类我们也是依据原始的研究来的。比如有的研究取样是中学生，有的取样是大学生，有的取样属于网络上的调查，规定 10 岁以上的人群皆可填写，所以我们才做了上述归类，其实目前研究领域中也有采用这种归类的研究(韩毅初等, 2020)，这样做还有一个优势，就是可以使原始研究利用的更充分。因为如果采用平均年龄去探讨调节的话，部分研究是没有报告平均年龄的，但如专家所言，这样虽然好分类，但对于结果的解释却似乎差强人意。因此我们结合专家的建议和内部课题组的讨论，最终按照专家的建议直接用平均年龄作为调节变量分析了研究结果，由于部分研究未报告平均年龄，元回归的结果变得不显著。关于专家提及的“社交媒体使用会给老年人带来积极的影响”，该观点可能被个别研究证明，但就本主题而言，我们从元分析这一更加宏观的视角来看，并未发现支持该观点的证据。最终，我们按照新的结果重新调整了结果部分和讨论部分的相关论述。

修改用到的引文：

韩毅初, 温恒福, 程淑华, 张淳淦, 李欣. (2020). 流动儿童歧视知觉与心理健康关系的元分析. *心理学报*, 52(11), 1313–1326.

**14、讨论 4.2 第 4 段**，应当加入对国内社交媒体类型的讨论。

回应：感谢专家的建议，该问题与第 9 个问题类似，我们在上文也回应了专家。由于目前国内在该领域的研究数量较少，大多采用一般社交媒体使用的取向开展研究，即在研究中没有区分不同的社交媒体，基于特定社交媒体开展的研究仅有一项(Chai et al., 2019)。出于这种现状，我们按照调查的社交媒体平台对比分析了符合亚组分析探讨条件的 Snapchat、Facebook、Instagram 三种媒体。由于我们纳入的文献中国内仅有一项调查了 QQ 空间的使用与错失焦虑的关系(Chai et al., 2019)，我们在归类时并未将其归为一般社交媒体使用，由于其数量少，不足以构成一个亚组，因而在分析时参照既有研究将其排除在外。此外，我们认为不同的社交媒体可能确实存在着差别，无论国内或是国外。但就被试对一般社交媒体使用的反应而言，国内外可能不存在实质性的区别，因为这属于是对众多社交媒体的整合反应，不会具体到一种，往往涵盖了多种，因而从这一角度来看，国内外社交媒体的集合功能（相当于把国内众多社交媒体打包与国外众多社交媒体打包进行对比）往往是类似的。比如国内

的微博之于国外的推特等。事实上，我们按照专家的建议也探索性的将国内和国外一般社交媒体进行对比，看是否有差别，结果表明两者是没有显著性差异的。但专家的建议也启发了我们。一般社交媒体使用这一类别本质上混杂了众多社交媒体的使用情况，并且可能异质性比较大，就好比专家之前问及的问题，把被试群体分为中学生、大学生和老中青结合是不严谨的。因此我们在新的稿件中将这一类别不再进行分析，保留了几个特定的社交媒体类别。这样既能和我们的假设更贴切，讨论时也更加清晰。至于专家建议的应当加入对国内社交媒体类型的讨论，我们也很认同，但原始研究国内整体上数量很少，单独关注某一社交媒体的研究更是凤毛麟角。难以满足分类的要求，目前尚难实现这一分析，故在讨论时暂未加入对国内社交媒体具体使用情况的讨论。但并不代表这一问题会被忽视，我们的元分析数据已经公开，随着研究的推进，相信未来国内研究丰富后可弥补这一不足。我们将本文的这一状况也在本研究的不足中进行了阐述，以供未来继续探讨。综上，我们在正文第 14 页 4.2 部分和正文 15 页 4.3 部分进行了补充。

修改用到的引文：

Chai, H. Y., Niu, G. F., Lian, S. L., Chu, X. W., Liu, S., & Sun, X. J. (2019). Why social network site use fails to promote well-being? The roles of social overload and fear of missing out. *Computers in Human Behavior, 100*, 85–92.

.....

外审专家 2 意见：

本研究采用元分析技术，考察了社交媒体使用与错失焦虑之间的关系，结果表明两者呈强相关，在一定程度上支持了大众传播的社会认知理论的观点。研究具有一定的理论和现实意义，但是文稿在引言和讨论的写作上以及元分析的分析过程中还存在一些不足之处，具体意见如下：

1、引言中关于本研究的创新性和价值（包括理论和现实）还需要更加明确。

回应：感谢专家的建议，我们按照专家的建议在正文第 5 页引言部分末段，重新阐述了本研究的创新性和重要价值。

2、引言中关于调节变量的假设需要更具体些，指明调节变量不同水平差异的方向性。

回应：感谢专家的建议。我们按照专家的建议并结合贵刊发表的文章完善了研究假设，但由于一些调节变量涉及多个类别，其在分析的时候类似于方差分析的原理。所以我们较难提出精准的假设，因而类似于方差分析提出的备择假设一样，我们保留了原先的综合性假设。



**3、文献检索与筛选过程不够清晰透明，比如仅笼统地报告了「排除无法下载、全文中数据报告缺失、工具描述不清」，没有报告具体的数量以及原因。此外，关于文献筛选过程，文献纳入和排除标准混在一起，有些地方没有给予很明确的说明和解释。**

回应：感谢专家的建议，我们按照专家的建议，进行了补充及精细化整理，详见正文。

**4、图 1 中文献纳入流程，报告数值有误，请作者仔细核对。**

回应：感谢专家的建议，由于我们数据在进行投稿之前进行过更新和补充，导致一处出现了笔误，我们结合专家的意见，进行了更正。

**5、对文献编码的描述与表 1 不一致，漏掉了错失焦虑测量工具和社交媒体使用测量指标等。**

回应：感谢专家的建议，我们进行了补充修改，使之与表 1 表述一致。

**6、作者如何处理同一个研究有多个效应量的情况，需要在论文中进行详细的说明。**

回应：感谢专家的建议，我们在原文 2.2 处补充了编码说明。

**7、表 1 的注释，需要对表中的缩写进行解释（表 3 也一样），表格中的数据有些不够明确，如一般、其他，读者无法理解其指代的意义。**

回应：感谢专家的建议，我们在正文第 7 页表 1 注释中补充了说明。由于表 3 在新稿件中进行了调整，没有令读者疑惑的内容，因而我们未补充注解。

**8、漏斗图和 Egger's 回归法检验的原理解释，需要增加相应的参考文献。此外，最好也采用剪补法检验发表偏差对元分析结果造成的影响。**

回应：感谢专家的建议，我们在正文中补充了关于漏斗图和 Egger's 回归法检验的原理解释的参考文献，且补充了剪补法的结果。正文 2.3 处进行了修改。关于剪补法的结果，我们在正文 3.5 部分进行了补充。

**9、文献纳入的结果，更适合在结果部分报告。**

回应：感谢专家的建议，我们将文献纳入的结果调整到了结果 3.1 部分进行了报告。

**10、关于被试群体的划分让人困惑，作者是根据什么标准进行划分的，比如青少年及以上应该与中学生或大学生群体有重叠的。**

回应：感谢专家的建议。元分析探讨的调节变量很大程度上依赖于原始研究的特征，关于初稿中被试群体的分类我们也是依据原始的研究来的。比如有的研究取样是中学生，有的取样是大学生，有的取样属于网络上的调查，规定 10 岁以上的人群皆可填写，所以我们才

做了上述归类，目前也存在采用这种归类研究(韩毅初等，2020)，这样做其实还有一个优势，就是可以使原始研究利用的更充分。因为如果采用平均年龄去探讨调节的话，部分研究是没有报告平均年龄的。但如专家所言，这样虽然好分类，但可能不具有互斥性。对于结果的解释却似乎差强人意。因此我们也结合专家 1 的建议和内部课题组的讨论，最终用平均年龄作为调节变量分析了研究结果，由于部分研究未报告平均年龄，元回归的结果变得不显著。我们按照新的结果重新调整了结果部分和讨论部分的相关论述。

修改用到的引文：

韩毅初，温恒福，程淑华，张淳淦，李欣. (2020). 流动儿童歧视知觉与心理健康关系的元分析. *心理学报*, 52(11), 1313–1326.

### **11、在进行调节效应分析时，当水平数目多于 2 个时，作者是如何比较各水平之间的具体差异的？**

回应：感谢专家的建议，CMA 3.3 软件中的元回归分析程序适用于分类变量时，会选定一个参照组进行回归模型的拟合，结果不仅可以输出分类变量的整体预测指标，也会直接输出两个水平之间的比较结果。初稿我们未详细阐述该问题，给专家造成了困惑。

### **12、亚组分析时，调节变量的个水平的 k 值差异很大，会对亚组分析的结果产生影响，作者是如何应对这一问题的？**

回应：感谢专家的建议，我们在撰写时为了保证每个水平下的效应值均能对该亚组具有代表性，遵循以往的做法，每个水平下的效应值个数不低于 3 个(Song et al., 2014)，这样就在一定程度上降低了某一组有一两个研究进而和研究众多的亚组比较而导致的偏差问题。当然专家提及的问题也值得深思。目前关于亚组间数量的差异多少算大，以及这种差距对结果有多大影响，我们目前从目前占有的资料中不得而知。但从既有的元分析研究来看，由于分类调节变量某种程度上是自然分类变量，由原始的研究特征决定，受研究者影响的可能性小，因而这种亚组间差异较大现象可能比较常见(MacCann et al., 2020; Montoya et al., 2018; 韩毅初等, 2020; 黄崇蓉, 胡瑜, 2020; 谢和平等, 2016; 张亚利等, 2020)。但专家的意见也给了我们启示，为使叙述更加严谨，我们在正文 14 页 4.3 部分的研究不足中将这一情况向读者进行了说明，提醒读者注意和未来研究者关注。再次感谢专家的建议。

4.3 部分补充内容如下：

其次，由于亚组分析时个别亚组之间效应值个数差异较大，这可能会对结果产生一定的影响，未来待资料丰富后可进一步确认本研究的亚组分析结果是否稳健。

修改用到的引文：

MacCann, C., Jiang, Y., Brown, L. E., Double, K. S., Bucich, M., & Minbashian, A. (2020). Emotional intelligence predicts academic performance: A meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 146(2), 150–186.

Montoya, R. M., Kershaw, C., & Prosser, J. L. (2018). A meta-analytic investigation of the relation between interpersonal attraction and enacted behavior. *Psychological bulletin*, 144(7), 673–709.

Song, H., Zmyslinski-Seelig, A., Kim, J., Drent, A., Victor, A., Omori, K., & Allen, M. (2014). Does Facebook make you lonely? A meta-analysis. *Computers in Human Behavior*, 36, 446–452.

韩毅初, 温恒福, 程淑华, 张淳淦, 李欣. (2020). 流动儿童歧视知觉与心理健康关系的元分析. *心理学报*, 52(11), 1313–1326.

黄崇蓉, 胡瑜. (2020). 组织内信任与创造力的关系: 元分析的证据. *心理科学进展*, 28(7), 1118–1132.

谢和平, 王福兴, 周宗奎, 吴鹏. (2016). 多媒体学习中线索效应的元分析. *心理学报*, 48(5), 540–555.

张亚利, 李森, 俞国良. (2020). 孤独感和手机成瘾的关系: 一项元分析. *心理科学进展*, 28(11), 1836–1852.

**13、由于元分析所得的结果，仍然是社交媒体使用与错失焦虑之间相关关系的结果，能否直接说明支持了大众传播的社会认知理论（因果关系）还有待商榷，至少目前还不能下明确的结论支持了该模型。**

回应：感谢专家的建议，如专家所言，相关类元分析的确不能说明两者间的因果方向，但从目前的刊发的众多元分析资料来看，一般在叙述时会根据本领域占有的数据资料选取两个变量作用的一个方向去阐述，也就是倾向于以回归分析的思路去阐释。这也可能是由于效果量本身指标的限制而导致了这一现象。也就是说即便是揭示了因果关系的两个变量，我们在分析两者的关系时也是分析两者的相关系数，因为回归系数不是效应量。本研究亦是如此，从纵向和实验研究揭示的因果关系来看，结果恰恰证明了是社交媒体使用影响了错失焦虑 (Brown & Kuss, 2020; Buglass et al., 2017; Hunt et al., 2018)，而不是相反。因而我们结合这一实际情况以及当下同类元分析的既有做法选取了这一证据更加充实的逻辑角度进行了全文的阐述，因为如果通篇不选取其中一个作用方向的视角去论述的话，就会使整篇文章的叙述陷入混乱的局面。

此外，我们需要向专家澄清的是，我们立论时呈现了大众传播的社会认知理论和数字恰到好处假说，虽然两者的提出具有方向性，但它们同样能够说明两个变量是否存在线性关系。因此，我们元分析的重点是在检验社交媒体使用和错失焦虑是否存在典型的线性关系，如果是线性关系，则支持了大众传播的社会认知理论，不是，则支持了数字媒体恰到好处假说。所以文中所述，研究结果支持了大众传播的社会认知理论不在于说支持了社交媒体使用影响错失焦虑，而在于两者之间存在线性关系。至于为何我们文中为何从社交媒体使用影响错失焦虑这一角度来阐述，是由于纵向和实验研究恰恰证明了是社交媒体使用影响了错失焦虑，

这样叙述可能比较严谨。当然，专家的建议也给了我们启发，为了更加严谨，我们调整了原文的论述。我们在 4.1 部分第二段补充说明了两者的线性相关，避免读者产生过度解读。原文调整如下：

本结果一定程度上支持了大众传播的社会认知理论(Bandura, 2001; Valkenburg et al., 2016)，表明社交媒体使用与错失焦虑存在线性关系。

此外，我们在研究不足中，也将元分析的这一局限进行了阐述，提醒读者注意。正文 4.3 最后一段补充如下：

最后，本研究在论述时，仅依据目前的纵向和实验研究结果聚焦于社交媒体使用作用于错失焦虑这一视角，但元分析得到的结果仅能表明社交媒体使用与错失焦虑存在线性相关，不能揭示两者间的因果关系，未来还需要展开更加严谨的实验研究以揭示两者的因果关系。

修改用到的引文：

Brown, L., & Kuss, D. J. (2020). Fear of missing out, mental wellbeing, and social connectedness: A seven-day social media abstinence trial. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, 17(12), Article 4566. <https://doi.org/10.3390/ijerph17124566>

Buglass, S. L., Binder, J. F., Betts, L. R., & Underwood, J. D. (2017). Motivators of online vulnerability: The impact of social network site use and FOMO. *Computers in Human Behavior*, 66, 248–255.

Hunt, M. G., Marx, R., Lipson, C., & Young, J. (2018). No more FOMO: Limiting social media decreases loneliness and depression. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 37(10), 751–768.

**14、关于被试群体的调节作用的讨论，可能存在过度推论的问题，中老年群体是否体会到更高的错失焦虑感，以及该群体中社交媒体使用与错失焦虑的相关程度更高，从本研究中结果中还无法进行如此推论。**

回应：感谢专家的建议，如专家所言，可能由于初稿分类的不严谨导致存在过度推论的问题。专家在第 10 个问题也与该问题有关。我们结合这两个问题调整了调节变量的检验策略及讨论。新的稿件中利用平均年龄与效应量做了元回归分析，由于部分研究未报告平均年龄，新的结果不再显著。我们根据这一结果调整了结果和讨论部分。

**15、社交媒体使用测量指标和错失焦虑测量工具的调节作用的讨论字数较多，可以分为两段分别论述。**

回应：感谢专家的建议，我们初稿在讨论时虽然也是按照调节变量的结果来一一进行了对应论述，但我们也想在论述时尽量变得灵活一些，避免陷入八股文的范式。所以讨论时我们按调节变量的属性，以被试特征、测量特征、媒体特征和文化特征来阐述。可能由于该段

字数偏多，给阅读带来了压力，新的稿件中我们按照专家的建议去除了一些冗杂的话，使之与前后文更为和谐。修改见 4.2 讨论部分第三段。再次感谢专家的建议。

**16、关于媒体特征，讨论中需要总结归纳不同社交媒体平台的共性和区别。**

回应：感谢专家的建议，我们在新的稿件中分析了不同平台的共性和区别，以使得讨论更加深入。

**17、研究意义、不足与展望部分需要尽可能说明本元分析结果可能适用的范围，亚组分析的可能存在的偏差，避免读者对研究结果进行过度的解读。**

回应：感谢专家的建议，我们按照专家的建议修改了该部分内容。

---

## 第二轮

**外审专家 2 意见：**

作者对审稿人的意见进行深入的思考，并给予了充分的回复，修改后的稿件较前稿有了很大的提升。请作者在思考以下建议后，在有条件的情况进行补充分析和修改。

回应：感谢专家的认可和宝贵的建议，我们按照专家的意见进行了完善，本次修改部分在正文中以蓝色进行了标记。

**1、摘要中最好增加一句来描述的本研究的理论或实践意义。**

回应：感谢专家的建议，我们按照专家的建议在摘要中简短的增加了两句话，分别描述了本研究的理论与实践意义。

**2、引言中的介绍的调节变量大多数跟测量工具有关，作者可以思考是否有可能纳入与个体的人格或者心理特征有关的变量作为调节变量，从而得出更有价值的调节效应分析结果。**

回应：感谢专家的建议。我们认同专家的观点，探讨一些人格或者心理特征有关的变量对该关系的调节确有意义，既有文献中也存在一些研究探讨了这类变量对该关系的调节作用，但是这些变量都非常分散，探讨调节变量不尽相同，如有的研究探讨了调节变量 A 在社交媒体与错失焦虑关系中的调节作用，而另外的研究则是各自探讨了 B、C、D 等调节变量在社交媒体与错失焦虑关系中的调节作用。按照元分析中调节效应探讨的标准，若采用亚组分析探讨某一调节变量的调节作用至少需要纳入 6 个效应值(Song et al., 2014)，而如果采用元回归手段探讨某一调节变量的调节作用至少需要纳入 20 个效应值(方俊燕, 张敏强, 2020)。所以本研究暂时难以开展专家建议的人格或心理变量的调节效应分析。因而，本研

究参照类似研究(韩毅初 等, 2020; 柳武妹, 马增光, 卫旭华, 2020), 在梳理社交媒体使用与错失焦虑的关系后, 尽可能的对能够支撑调节效应检验的研究特征变量(如每项研究中报告的性别、被试年龄等)进行了检验, 这可能是当下该类研究的常见做法, 也请专家谅解, 再次感谢专家的建议。

修改用到的引文:

Song, H., Zmyslinski-Seelig, A., Kim, J., Drent, A., Victor, A., Omori, K., & Allen, M. (2014). Does Facebook make you lonely? A meta-analysis. *Computers in Human Behavior*, 36, 446–452.

方俊燕, 张敏强. (2020). 元回归中效应量的最小个数需求: 基于统计功效和估计精度. *心理科学进展*, 28(4), 673–680.

韩毅初, 温恒福, 程淑华, 张淳淦, 李欣. (2020). 流动儿童歧视知觉与心理健康关系的元分析. *心理学报*, 52(11), 1313–1326.

柳武妹, 马增光, 卫旭华. (2020). 拥挤影响消费者情绪和购物反应的元分析. *心理学报*, 52(10), 1237–1252.

**3、从纳入分析的原始研究的编码表来看, 元分析中存在一个研究编码了多个效应量的现象。作者可以考虑做个 two-level 的随机效应模型, 将 study 作为一个 level, 每个效应量作为第二个 level, 对这种数据结果引起的偏差进行控制。**

回应: 感谢专家的建议。我们按照专家的建议进行了修改, CMA3.3 针对此类问题, 提供了整合策略, 基于同一研究中多个效应量平均之后作为一个独立样本进行后续分析, 以降低这种数据结果引起的偏差。基于该策略我们更新了一下研究结果。此外, 此次修改我们还检索更新了一下纳入的文献, 增加了 9 篇新发表的文献, 更新截止日期为 12 月 3 日。最终的结果与上一稿没有明显差异。再次感谢专家的建议。

**4、作者虽然提供了纳入分析的原始研究的编码表, 但最好还是提供一个元分析的 forest plot 或者包含亚组分析的 forest plot, 使读者对每个效应量和总体效应量有更加直观的感受。**

回应: 感谢专家的建议。森林图结果已添加。

**5、文章中还有一些句子表述过长且不够通顺, 还需要对一些语言的表达进行检查。**

回应: 感谢专家的建议, 我们利用课题组会的机会, 请课题组内人员进行了挑剔性阅读, 尽量减少了错字, 叙述冗长的语句, 以及逻辑不通顺的问题。

**6、讨论中有一处笔误「个体主义指数对社交媒体使用与错失焦虑关系的调节作用不显著, 未支持假设 6」, 此处应为假设 7。**

回应: 感谢专家的建议, 我们按照专家的建议进行了改正, 并通读了原文, 尽量避免类似问题的出现, 再次感谢专家的建议。

---