

《心理学报》审稿意见与作者回应

题目：基于 QQ 空间的社交网站使用对青少年抑郁的影响：上行社会比较和自尊的序列中介作用

作者：牛更枫，孙晓军，周宗奎，孔繁昌，田媛

第一轮

审稿人 1 意见：作者在社会比较理论和抑郁易感模型的基础上，采用序列中介分析了社交网站使用与抑郁的关系。文章具有一定的理论基础和实践价值。但仍存在一些问题望作者注意。

意见 1：中文摘要首先要交代本研究的目的而非方法。其次在摘要中作者说“社交网站使用只能通过社交网站中的上行社会比较和自尊的中介作用对抑郁产生影响”，这一说法不准确。根据(温忠麟, 叶宝娟, 2014)所指出的，区分完全中介与部分中介实际上没有意义的，并容易造成误解。因此摘要以及全文中不用突出完全中介的概念。

温忠麟, 叶宝娟. (2014). 中介效应分析：方法和模型发展. *心理科学进展*, 22(5), 731-745.

回应：在专家的建议下，对摘要进行了调整：“为探讨社交网站使用对青少年抑郁的影响及其作用机制，在社会比较和抑郁易感性模型的视角下，采用社交网站使用强度问卷、上行社会比较问卷、自尊量表和抑郁量表，对 964 名中学生进行调查。”

此外，在专家的建议下，仔细审读了温忠麟和叶宝娟 (2014)的文章，该文章指出“当总效应小且样本也小的时候，容易得到完全中介的结果，但其实完全中介的情况是很少的；且完全中介也排除了将来探索其他中介的可能性”，呼吁放弃完全中介的概念，将所有中介都看作是部分中介。因此，参照该观点和专家的建议，将该结果表述为“社交网站使用能通过社交网站中的上行社会比较和自尊的中介作用对抑郁产生影响”，并对文中相应的表述也作了修改。

意见 2：问题提出部分主题不突出。作者研究的核心问题是社交网站使用与抑郁的关系，然而在问题提出的第二、三自然段中作者对这个问题的涉及太少，更多的篇幅写在了社交网站使用与人际关系、社会支持、认知负荷等其他关系上。作者在这一部分应开门见山突出研究中心问题和研究的意义。

回应：感谢专家的建议。本研究的问题提出部分是按照这一逻辑进行组织的：首先阐述了社交网站使用与个体心理社会适应的关系，再过渡到青少年的抑郁问题；阐述社交网站使用与人际关系、社会支持、认知负荷和自尊的关系是为论述社交网站使用与抑郁的关系做铺垫。在专家的建议下，对问题提出部分的内容做出调整。为了突出本研究的核心问题，在问题提出部分直接引出社交网站使用和抑郁的关系，并对综述部分做了精简，以更直接地提出本研究的研究问题。

意见 3：1.1 部分的内容看起来更像是对社交网站中自我呈现的简单介绍而非是社会比较。作者这部分应着重介绍社交网站中社会比较尤其是上行比较对抑郁的影响，为 1.2 自尊中介的引入做铺垫。

回应：感谢专家的建议。本研究拟探讨社交网站使用对抑郁影响的作用机制，社交网站中的上行社会比较是本研究的核心变量，故 1.1 中主要阐述了社交网站使用及其与上行社会比较

的关系。个体在社交网站中接触到他人发布或呈现的信息会诱发个体进行社会比较，且接触信息的不同对个体的社会比较（方向）的影响不同，为了清晰地阐述社交网站使用与上行社会比较的关系，就需要详细阐述个体在社交网站中的信息接触，而这些信息正是由用户发布或呈现的（这决定了用户所能接触到的信息）。故该部分中首先阐述了社交网站为个体提供了更多的社会比较机会，然后进一步指出，由于在社交网站中个体呈现的信息带有积极化的偏向，社交网站使用会诱发个体进行上行社会比较的倾向。因此，为了阐述社交网站中的上行社会比较，1.1 中有一部分内容阐述了用户的信息呈现。同时，社会比较对个体的影响以及社交网站中上行社会比较对抑郁的影响是“1.2 社交网站中上行社会比较和自尊的中介作用”中的内容。但是在专家的建议下，对 1.1 中的相关的表述做出调整，避免过渡强调自我呈现，并在 1.2 中，就上行社会比较，特别是社交网站中的上行比较对个体自尊和抑郁的关系进行了补充完善。

意见 4：作者为何选择上行比较作为影响抑郁的中介因素，下行比较是否会降低抑郁呢？作者对此如何考虑？

回应：本研究选取上行社会比较是基于两点考虑：首先，社会比较对个体的影响主要取决于社会比较方向：一般而言，下行社会比较会提升个体的积极情绪体验和自尊水平，并降低个体的焦虑和抑郁水平(Amoroso & Walters, 1969; Morse & Gergen, 1970;)；相反，上行社会比较会降低个体的自我评价和自尊水平，还会增加抑郁的风险 (Marsh & Parker, 1984; Morse & Gergen, 1970)。其次，选取上行社会比较这一变量是基于社交网站使用中的具体情况和相关的研究结果。社会比较的方向取决于我们接触到的信息类型，在社交网站中个体接触到的有关他人的信息都是由他人发布或呈现的，由于社交网站的特殊性，个体在社交网站中会更多地表露积极情绪和幸福感相关的内容，呈现/表露的信息带有积极化的偏向，因此，社交网站使用会诱发个体进行上行社会比较的倾向。相关的研究结果也表明，在社交网站中人们会觉得别人过得更好，更幸福，更成功(Chou & Edge, 2012; Krasnova, Wenninger, Widjaja, & Buxmann, 2013)，且社交网站使用对社交网站中的上行社会比较有显著的正向预测作用 (Vogel et al., 2014; Kim & Chock, 2015)。基于以上论述，本研究选取社交网站中的上行社会比较这一变量。

意见 5：作者社交网站使用在测量用的是使用强度问卷，那么作者在综述中应该侧重交代社交网站的使用强度而非是泛泛的使用。

回应：感谢专家的建议。在对社交网站使用的测量中，以往的研究者会采用使用频率、时间和好友数量等指标(Elliott & Polyakova, 2014; Song, et al., 2014)。本研究中使用的社交网站使用强度问卷共包含 8 个项目，其中前 2 个项目测量个体在社交网站中的好友数量及其每天平均的使用时间；后 6 个项目采用 Likert 5 点计分（1“很不符合”– 5“非常符合”）对个体与社交网站的情感联系强度以及社交网站融入个体生活的程度进行了测量。它取代了以往研究中用社交网站使用频率和时间来测量社交网站使用强度的方法，对社交网站使用强度的测量更加全面和准确，在对社交网站使用的测量中有着广泛的使用(Steinfeld, Ellison, & Lampe, 2008; Lee, 2014; Yoon, 2014)。基于此，本研究采用该问卷来测量个体的社交网站使用情况。但本研究仅以社交网站使用强度作为衡量社交网站使用情况的测量指标（操作化定义，从使用强度视角考察社交网站使用的总体情况），因此，修改稿的综述中依然保留了“社交网站使用”的表述。

意见 6：社交网站使用是一个外延广泛的概念，在这个概念之下有许多具体的使用行为，如社交网站的自我呈现、自我暴露，还可以有交友、游戏等。且作者也说“个体在社交网站中

的具体行为和感受是影响社交网站使用与个体心理社会关系的关键因素”。那么作者为何不深入具体地研究某一种社交网站使用行为。从研究意义上看，深入细化的研究是目前网络心理学研究的一个趋势，意义更为突出。

回应：正如专家所言，社交网站有许多具体的使用行为，如自我呈现、自我表露、联系好友和获取信息以及娱乐交友等(Hollenbaugh & Ferris, 2014; Pornsakulvanich & Dumrongsiri, 2013; Seidman, 2014)，且“个体在社交网站中的具体行为和感受是影响社交网站使用与个体心理社会关系的关键因素”；深入细化的研究社交网站使用中的具体行为更有价值和意义。本研究正是在此基础上展开的，社交网站中的上行社会比较就是个体在社交网站使用过程中的一种具体的行为；虽然该行为并不是个体在社交网站中具体实施的行为（如更新状态、发表评论），但只要个体使用社交网站个体就不可避免地接触到他人发布或呈现的信息，从而诱发其进行上行社会比较的倾向；且个体在社交网站中的大部分时间是在浏览或观看他人发布的信息，而不是自己发布信息(Metzger, Wilson, Pure, & Zhao, 2012)，这会进一步增加个体在社交网站中进行社会比较的趋势。因此，在某种程度上讲，在社交网站中的社会比较也是不可避免的(Lee, 2014)，相对于自我呈现、自我暴露、联系好友和获取信息以及娱乐交友等具体的行为，社会比较是社交网站使用中一种更普遍的行为，对其的探讨也具有独特的价值和意义。

但探讨其它具体的社交网站使用行为也能从另一个视角更加深入地阐述这一问题，在文章最后针对这一点做出了说明——“虽然在社交网站的使用中，社会比较是不可避免的，但不同的使用行为与社会比较的关系不同（如社交整饰行为对社会比较的诱发作用更加直接）(Kim & Chock, 2015)，综合分析具体社交网站使用行为与社会比较的关系及其对个体适应的影响，能更清晰地探讨社交网站使用及其对个体的影响。”

意见 7：作者所有的问卷均是外文问卷，但只有社会比较问卷写了修订过程，其余问卷的修订情况呢？此外，2.2.2的“Netherlands Comparison Orientation Measure”应该翻译成汉语，且这一问卷修订信息应交代的更加详细，而非仅是翻译一遍做一个CFA。

回应：感谢专家的仔细审读。问卷介绍部分由于表述不清给专家带来了误解，在此向专家道歉。在本研究使用的四个问卷中，只有第一个问卷（社交网站使用强度问卷）为外文问卷。

自尊量表和抑郁量表都来自汪向东、王希林和马弘(1999)编制的《心理卫生评定量表手册》，在国内的应用比较普遍；上行比较量表来自白学军、刘旭和刘志军翻译的爱荷华-荷兰比较倾向量表(INCOM; Gibbons & Buunk, 1999)中的上行比较分量表，并在此基础上，为了使测量的内容具有针对性，我们将问卷中比较的范围限定为“在社交网站中”，并对修订后的问卷进行了验证性因素分析，以检验其结构效度。

社交网站使用强度问卷来自 Ellison, Steinfield 和 Lampe (2007)编制的社交网站使用强度问卷，它取代了以往研究中用社交网站使用频率和时间来测量社交网站使用强度的方法，对社交网站使用强度的测量更加全面和准确，在对社交网站使用的测量中有着广泛的使用(Steinfeld, Ellison, & Lampe, 2008; Lee, 2014; Yoon, 2014)。且 Li & Chen (2014)使用该问卷在中国留学生群体中进行了施测，信效度指标良好。本研究对该问卷进行了标准化的翻译，结果表明其在中国青少年群体中的信效度指标良好。

因此，对研究工具部分的介绍进行了修改：

“在进行本研究之前，首先将此问卷翻译成中文，并就相关语言表述进行了讨论修改，最终形成了本研究使用的正式问卷。验证性因素分析的结果良好， $\chi^2/df = 3.12$, RMSEA = 0.05, AGFI = 0.94, NFI = 0.97, GFI = 0.98, IFI = 0.98, TLI = 0.96, CFI = 0.98，项目的因子载荷在 0.43—0.77 之间，表明该问卷的结构效度良好。在本研究中，该问卷的内部一致性系数为 0.87。”

“使用白学军、刘旭和刘志军翻译 Gibbons 和 Buunk (1999)编制的爱荷华-荷兰比较倾向

量表(INCOM; Gibbons & Buunk, 1999)中的上行比较分量表。为了使测量的内容具有针对性,我们将问卷中比较的范围限定为“在社交网站中”,对修订后的问卷进行验证性因素分析,结果良好: $\chi^2/df = 1.87$, RMSEA = 0.06, AGFI = 0.96, NFI = 0.98, GFI = 0.97, IFI = 0.98, TLI = 0.97, CFI=0.98, 项目的因子载荷在 0.47—0.74 之间,表明修订后的问卷具有较好的结构效度。该问卷共有 6 个项目,采取 Likert5 点计分,得分越高表明个体在社交网站中进行上行社会比较的频率也越高。在本研究中,该问卷的内部一致性系数 α 为 0.80。”

同时也对自尊量表和抑郁量表的介绍也做了部分修改,以便更清晰地呈现测量工具的相关信息。

意见 8: 社交网站使用强度问卷基本信息交代不清,采用 Z 分数之前要交代一下原始分数的情况,即 3.1 部分补充一下该量表关于“个体与社交网站的情感联系强度以及社交网站融入个体生活的程度”的基本情况。

回应: 感谢专家的建议。社交网站使用强度问卷的总分是将个体在这些问题上的得分转化为标准分数并计算其平均数,该分数代表了个体的社交网站使用水平。然而 Z 分数不能清晰地呈现被试的原始得分情况,在专家的建议下,在 3.1 部分增加完善了该部分内容。

“在本研究中,青少年社交网站使用的平均年限为 3.71 ± 1.25 , 平均的社交网站使用频率为每周 4.07 ± 1.03 次, 47.8% 的青少年个体每天至少使用一次社交网站, 社交网站中的好友数量平均为 79.3 ± 26.95 个; 青少年在其与社交网站情感联系以及社交网站融入其生活程度上的平均得分在 1.83-3.02 之间 (2.48 ± 0.94)。”

意见 9: 控制变量的选择在引言部分应该有所交代。根据 Spector 和 Brannick(2011)的建议,人口学变量不能仅仅作为控制变量出现在研究中。研究人口学变量实质是研究人口学变量的作用关系,而非是变量本身。

Spector, P. E., & Brannick, M. T. (2011). Methodological urban legends: The misuse of statistical control variables. *Organizational Research Methods*, 14(2), 287-305.

回应: 感谢专家的指导和建议。我们仔细审读了专家推荐的这篇文献,该文献详细阐述了当前控制变量使用中的误区,并推荐了相应的控制变量的处理方法,感觉很受启发,对控制变量的使用有了更加深入的了解。Spector & Brannick (2011) 指出,研究者在统计分析中会“盲目或自动地”纳入一些控制变量(特别是人口学变量),以排除额外变量对目标变量关系的影响或干扰;这种做法是基于一个潜在的假定——纳入控制变量后,对变量关系的估计会更加准确。但是在很多情况下,研究者并没有考虑纳入的控制变量和目标变量之间的理论和实证关系,这就会对研究结果带来一定的误差。因此, Spector & Brannick (2011)提出控制变量的纳入应该有充分的依据,并考虑到变量的实际情况。此外,正如专家所言, Spector 和 Brannick(2011)的建议,人口学变量不能仅仅作为控制变量出现在研究中,研究人口学变量实质是研究人口学变量的作用关系,这对我们有很大的启发。

就本研究而言,本研究旨在探讨社交网站使用对抑郁的影响,以及上行社会比较和自尊在其中的作用;并在统计分析中将性别、年龄和社交网站使用年限作为控制变量。之所以选取这三个变量作为控制变量,首先,在网络使用的研究中,使用年限会影响到个体使用的效能感及其对个体的影响,所以在探讨网络使用行为对个体影响的研究中研究者往往将其作为控制变量加以控制(Oh, Ozkaya, & Larose, 2014; Zhang, et al., 2014)。此外,在青少年阶段性别和年龄是抑郁的重要影响因素(Deng, et al., 2013; Gladstone & Kaslow, 1995)。虽然研究人口学变量实质是研究人口学变量的作用关系 (Spector & Brannick, 2011),但性别和年龄对青少年抑郁的影响已得到大量研究的证实,因此,本研究仅仅将这两个人口学变量作为控制变量纳入统计分析,不再进一步探讨其与抑郁的关系。

在专家的建议下，补充控制变量的相关说明。考虑到行文逻辑的连贯性，在“2.5 程序及数据处理”中呈现这一内容——“此外，社交网站使用年限会影响社交网站的具体使用及其对个体的影响(Ellison, Steinfield, & Lampe, 2007; Oh, Ozkaya, & Larose, 2014)，且在青少年阶段，性别和年龄也是抑郁的重要影响因素(Deng, et al., 2013; Gladstone & Kaslow, 1995)，为了排除这些因素对研究结果的影响，在统计分析中性别、年龄以及社交网站使用年限作为控制变量加以控制。”

意见 10: 表 2 中回归系数的星号应标在回归系数上。

回应: 感谢专家的仔细审读。已经按照专家的意见进行了修改。

意见 11: 讨论 4.1 部分更多地是在写社交网站中的上行社会比较，而非是上行社会比较。

回应: 感谢专家的仔细审读。社会比较是本研究的核心变量，且限定为在社交网站使用情境中的上行社会比较，因此在专家的建议下，将该表述修改为“社交网站中的上行社会比较”。

意见 12: 4.2 中作者说目前研究结果“切合了以往的研究结果——个体在社交网站中的消极经历、消极情绪以及嫉妒在社交网站使用对抑郁的影响中起中介作用(Davila et al., 2012; Tandoc et al., 2015)”。但是从目前结果看，作者仅是涉及了上行比较和自尊，并没有涉及消极经历、情绪和嫉妒，何来切合这个研究？

回应: 本研究的重点在于探讨社交网站中的社会比较和自尊在社交网站使用对青少年抑郁影响中的作用。中介分析的结果表明，社交网站中的上行社会比较和自尊在社交网站使用强度对抑郁的影响中起中介作用，且这一中介作用包含了两条路径：社交网站中的上行社会比较的单独中介作用，以及社交网站中的上行社会比较→自尊的链式中介作用。这表明社交网站上上行社会比较是社交网站使用导致抑郁的关键因素。而以往的研究指出社交网站使用与心理社会适应的关系中存在其它有重要影响的变量(Oh et al., 2014; Fox & Moreland, 2015)，就抑郁而言，个体在社交网站中的消极经历、消极情绪以及嫉妒在社交网站使用对抑郁的影响中起中介作用(Appel, Gerlach, & Crusius, 2015; Tandoc, Ferrucci, & Duffy, 2015)。提及消极经历、情绪和嫉妒只是为了结合本研究结果进一步佐证社交网站使用与心理社会适应的关系中存在其它有重要影响的变量，而社交网站中的上行社会比较就是社交网站使用导致抑郁的关键因素。

在专家的建议下对该部分内容做出如下调整：

“这表明社交网站中的上行社会比较是社交网站使用导致消极适应后果的关键因素，也切合了以往的研究结果——社交网站中的经历和体验（如积极反馈和积极情绪体验）在社交网站使用对个体心理社会适应（如自尊和生活满意度）的影响中起中介作用(Valkenburg et al., 2006; Oh, Ozkaya, & LaRose, 2014)；且个体在社交网站中的消极经历、消极情绪以及嫉妒在社交网站使用对抑郁影响中起中介作用(Appel, Gerlach, & Crusius, 2015; Tandoc, Ferrucci, & Duffy, 2015)，进一步表明了社交网站使用与心理社会适应的关系中存在其它有重要影响的变量(Oh et al., 2014; Fox & Moreland, 2015)。”

意见 13: 4.3 研究意义应该紧密结合本研究的结果来谈，避免纲领性、报告式的语言，否则容易给人空洞、泛泛的感觉。

回应: 在专家的建议下，结合本研究结果对研究意义进行进一步的梳理：

“本研究在社会比较和抑郁易感性模型的视角下，引入上行社会比较和自尊这两个变量，结果发现，社交网站使用并不直接导致抑郁，要通过社交网站中上行社会比较的单独中介作用，以及社交网站中的上行社会比较→自尊的链式中介作用对抑郁产生影响。这表明，社交

网站中的上行社会比较是社交网站使用导致抑郁的关键，揭示了有关社交网站使用与个体心理社会适应特别是与抑郁研究结果的不一致的原因。这也提示我们，未来对社交网站的研究应该重点考察社交网站使用中具体的体验和行为；其次，要全面客观地看待社交网站使用，注意社交网站使用的潜在风险，深入细化地探讨社交网站使用对个体的影响。”

意见 14：全文语言可以进一步凝练，避免一些笔误和不合适的表述，如问题提出第二自然段中的“链接”与“连接”应校准后全文统一。4.2 第一自然段第一行末“社交”后的逗号，以及本段倒数第五行末“这一也切合”等。尽量避免用心理学研究“证实”什么结论之类的表述，可以改为“支持”或“发现”等。

回应：感谢专家的建议。已对文章进行通读修改，并请同学老师进行挑剔性阅读。

审稿人 2 意见：该研究探讨的问题较为新颖，也具有较强的现实意义和理论意义。但仍存在一些问题提请作者修改或思考。

意见 1：题目是“……基于社会比较和抑郁易感性模型的研究”，但综述中强调的是基于抑郁的社会等级理论和易感性模型进行研究（也见综述的最后一段）。虽然社会比较和社会等级理论有联系，但毕竟不是同一回事，建议作者再思考。

回应：社会比较是本研究关注的核心变量，本研究探讨了社交网站中的上行社会比较和自尊在社交网站使用对个体抑郁影响中的作用。文中引入了抑郁的社会等级理论和易感性模型来阐述上行社会比较和自尊的抑郁的影响，及其在社交网站使用对抑郁影响中潜在的中介作用。抑郁的社会等级理论指出，从属或者不如别人的感觉是诱发个体抑郁的重要机制 (Gilbert & Allan, 1998; Sloman, Gilbert, & Hasey, 2003)，而上行社会比较就会诱发这种“自己不如被人”的消极感受(Chou & Edge 2012; Feinstein et al., 2013)，并对抑郁有显著预测作用。因此社会比较和社会等级理论密切相关，都可以用来解释抑郁的发生。即便如此，但正如专家所言，“虽然社会比较和社会等级理论有联系，但毕竟不是同一回事”。且社会等级理论对抑郁发生机制的解释是建立在（上行）社会比较的基础上，因此，结合研究主题进行考虑，决定弱化抑郁的社会等级理论，突出社会比较这一因素。并对文中的相关表述进行了修改。

意见 2：作者强调自己的研究是以抑郁的社会等级理论和易感性模型为理论基础，但综述中对这两个理论的介绍不详，几乎一笔带过，而且逻辑安排也不太恰当，两个理论穿插在大量实证研究中间，使读者看不出这两个理论的重要性和基础性。

回应：结合专家所提的第一个问题，对文章的“问题提出”部分进行了梳理修改，弱化了抑郁的社会等级理论，仅仅作为上行社会比较导致抑郁的一个佐证。同时，对抑郁的易感性模型做了补充说明，突出了其作为本研究理论依据的重要作用，以更清晰地阐述自尊对抑郁的影响及其潜在的中介作用。

“此外，大量的研究结果都指出抑郁的发生与很多因素密切相关，因此抑郁症的发病机制一直颇受研究者关注。Beck(1967)指出，消极的认知因素是导致抑郁的重要因素，并提出了抑郁的易感性模型，该模型特别强调了个体对自我的消极认知和评价是抑郁发生的关键因素。在此基础上，作为个体自我评价核心的自尊对抑郁的影响也得到许多研究的关注(Deng, et al., 2013)，研究结果都表明自尊对抑郁具有显著的负向预测作用，低自尊是导致个体产生抑郁的一个危险因素(Orth, Robins, & Roberts, 2008; Orth, Robins, Trzesniewski, Maes, & Schmitt, 2009)。抑郁的易感性模型还指出，影响个体抑郁的易感性是可变的，会受到其它个体环境因素的影响，且在个体抑郁的发生中充当一种中介作用(Cole, Jacquez, & Maschman,

2001; Williams, Connolly, & Segal, 2001), 相关的研究结果也发现, 自尊能在其它变量(如压力和父母教养方式)对抑郁的影响中起中介作用(Lee, Joo, & Choi, 2013)。如前所述, 上行社会比较对自尊有显著的负向预测作用(Marsh & Parker, 1984; Morse & Gergen, 1970)。有关社交网使用与自尊关系的相关研究也指出, 社交网站使用对个体的自尊有显著的负向预测作用, 且上行社会比较在其中起中介作用(Chen & Lee, 2013; Vogel et al., 2014), 因此, 基于以上研究结果以及抑郁的易感性模型, 本研究假设, 社交网站使用和社交网站中的上行社会比较对个体的自尊有显著的负向预测作用, 且社交网站使用还能通过上行社会比较以及自尊的链式中介作用对抑郁产生影响。”

意见 3: 既然社交网站使用与抑郁的关系并不明确, 研究结果并不一致(有些研究发现了二者并没有直接关系), 在这种实证证据的基础上提出二者关系的中介变量不合逻辑。因为中介变量存在的前提是它所中介的两个变量间首先要有联系。

回应: 感谢专家的建议。虽然中介效应新近的分析方法指出自变量对结果变量影响总效应(c)不显著不是中介效应的必要条件(Fang, Zhang, & Qiu, 2012), 但正如专家所言, 在现有的论述中, 社交网站使用与抑郁的关系似乎并不明确, 在这种实证证据的基础上提出二者关系的中介变量不合逻辑。在专家的提问下, 对社交网站使用和抑郁关系的相关研究进行了进一步梳理, 并对原来的表述进行了调整——“社交网站使用与抑郁之间也存在显著正相关 (Appel, Gerlach, & Crusius, 2015; Pantic et al., 2012; Wright et al., 2012), 且个体在社交网站中的消极情绪以及嫉妒在社交网站使用对抑郁影响中起中介作用, 但在控制了这些因素后, 社交网站使用与抑郁的关系强度就会下降甚至变为不显著(Appel, Gerlach, & Crusius, 2015; Tandoc, Ferrucci, & Duffy, 2015)。”此外, 我们还将这一内容放在中介提出部分进行呈现, 这样的顺序更合乎逻辑, 也更能突出中介变量的作用。

意见 4: 方法: (1) 年级分布和性别分布的差异检验为何只有一个数据? (2) 问卷的来源介绍不详, 应当介绍其中文版来源, 尤其是社交网站使用强度问卷。(3) 就社交网站使用强度问卷的题目设置来看, 它应该不止一个维度, 还包括情感联结强度和生活融入程度, 用一个总的均分代表“使用强度”似乎不妥。(4) 正文中介绍的问卷与附录中的问卷存在较大出入。比如, 上行比较问卷正文介绍是 11 个题目, 但附录中的问卷只有 6 个题目, 再如, 社交网站使用强度问卷正文介绍是“好友数量”, 但附录中的问卷是“联系人数量”, 其问卷题目也不完全一致。

回应: 感谢专家的建议。

(1) 年级和性别差异检验的目的在于分析本研究样本被试人数的性别在不同年级中的分布是否存在差异, 因此只需要进行一个卡方检验分析, 结果表明不存在显著差异, $\chi^2_{(1)} = 1.03, p = 0.29$, 即本研究样本中在性别和年级的分布上不存在显著差异。

(2) 综合两位专家在研究工具部分的意见, 对研究工具的介绍重新进行了梳理, 注明了量表中文版的相关信息。但社交网站使用强度问卷的原始问卷为英文问卷, 在本研究中, 我们按照标准化程序对问卷进行了翻译, 并进行了信效度检验——“在进行本研究之前, 首先将此问卷翻译成中文并进行了回译, 并就相关语言表述进行了讨论修改, 最终形成了本研究使用的正式问卷。验证性因素分析的结果良好, $\chi^2/df = 3.12, RMSEA = 0.05, AGFI = 0.94, NFI = 0.97, GFI = 0.98, IFI = 0.98, TLI = 0.96, CFI = 0.98$, 项目的因子载荷在 0.43—0.77 之间, 表明该问卷的结构效度良好。在本研究中, 该问卷的内部一致性系数为 0.87。”

(3) 对社交网站的测量采用 Ellison, Steinfield 和 Lampe (2007)编制的社交网站使用强度问卷, 该问卷共包含 8 个项目, 其中前 2 个项目测量个体在社交网站中的好友数量及其每天平均的使用时间; 后 6 个项目采用 Likert 5 点计分 (1 “很不符合” – 5 “非常符合”) 对个体

与社交网站的情感联系强度以及社交网站融入个体生活的程度进行了测量(将个体在这些问题上的得分转化为标准分数并计算其平均数,该分数代表了个体的社交网站的使用水平)。它取代了以往研究中用社交网站使用频率和时间来测量社交网站使用强度的方法,对社交网站使用强度的测量更加全面和准确,在对社交网站使用的测量中有着广泛的使用(Steinfeld, Ellison, & Lampe, 2008; Lee, 2014; Yoon, 2014)。该问卷是一个单维度问卷,验证性因素的结果也表明单因素结构与数据拟合良好,验证性因素分析各指标为 $\chi^2/df = 3.12$, RMSEA = 0.05, AGFI = 0.94, NFI = 0.97, GFI = 0.98, IFI = 0.98, TLI = 0.96, CFI = 0.98。

(4)再次感谢专家的仔细审读,并再次向专家道歉,这几处是由于笔误和表述不清晰造成的。正如附录中呈现的那样,上行比较问卷共6个项目;社交网站使用强度问卷共有8个项目:附录中的其中前2个项目测量个体在社交网站中的好友数量及其每天平均的使用时间;后6个项目采用Likert 5点计分(1“很不符合”–5“非常符合”)对个体与社交网站的情感联系强度以及社交网站融入个体生活的程度进行了测量。虽然“好友”和“联系人”在社交网站中的含义相同,但原始问卷中为“friends”即为“好友”,因此,对全文的表述进行了统一调整。

意见 5: 作者在前言中提到:“研究证实了不同社交网站使用方式对个体心理社会适应的影响不同(Rosen et al., 2013)”,但作者对社交网站使用强度的探讨并未区分或控制社交网站使用类型,那么结果的准确性是否会受到影响?

回应: 社交网站有许多具体的使用行为,如自我呈现、自我暴露、联系好友和获取信息以及娱乐交友等(Hollenbaugh, & Ferris, 2014; Pornsakulvanich, Dumrong Siri, 2013; Seidman, 2014),且不同社交网站使用方式对个体心理社会适应的影响不同(Rosen et al., 2013),因此,个体在社交网站中的具体体验和感受是影响社交网站使用与个体心理社会关系的关键因素。深入细化的研究社交网站使用中的具体行为更有价值和意义,本研究正是在此基础上开展研究的,从社交网站的使用中抽取上行社会比较这一变量进行考察;虽然该行为并不是个体在社交网站中具体实施的行为(如更新状态、发表评论),但只要个体使用社交网站个体就不可避免地接触到他人发布或呈现的信息,从而诱发个体进行上行社会比较的倾向;且个体在社交网站中的大部分时间是在浏览或观看他人发布的信息,而不是自己发布信息(Metzger, Wilson, Pure, & Zhao, 2012),这会进一步增加个体在社交网站中进行社会比较的趋势。因此,在某种程度上讲,在社交网站中的社会比较也是不可避免的(Lee, 2014),相对于自我呈现、自我暴露、联系好友和获取信息以及娱乐交友等具体的行为,社会比较是社交网站使用中一种更普遍的行为,对其的探讨也有独特的价值和意义。

但探讨其它具体的社交网站使用行为也能从另一个视角更加深入地阐述这一问题,在文章最后针对这一点做出了说明——“虽然在社交网站的使用中,社会比较是不可避免的,但不同的使用行为与社会比较的关系不同(如社交整饰行为对社会比较的诱发作用更加直接)(Kim & Chock, 2015),综合分析具体社交网站使用行为与社会比较的关系及其对个体适应的影响,能更清晰地探讨社交网站使用及其对个体的影响。”

主要参考文献:

- Chou, H.-T. G., & Edge, N. (2012). “They are happier and having better am”: The impact of using Facebook on perceptions of others' lives. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 15(2), 117–121.
- Elliott, L. J., & Polyakova, V. (2014). Beyond facebook: The generalization of social networking site measures. *Computers in Human Behavior*, 33(2), 163–170.
- Fox, J., & Moreland, J. J. (2015). The dark side of social networking sites: An exploration of the relational and psychological stressors associated with Facebook use and affordances. *Computers in Human*

Behavior, 45(4), 168-176.

- Gilbert, P., & Allan, S. (1998). The role of defeat and entrapment (arrested flight) in depression: An exploration of an evolutionary view. *Psychological Medicine*, 28(3), 585-598.
- Lee, S. Y. (2014). How do people compare themselves with others on social network sites?: The case of Facebook. *Computers in human behavior*, 32(2), 253-260.
- Oh, H. J., Ozkaya, E., & Larose, R. (2014). How does online social networking enhance life satisfaction? the relationships among online supportive interaction, affect, perceived social support, sense of community, and life satisfaction. *Computers in Human Behavior*, 30(1), 69-78.
- Seidman, G. (2014). Expressing the “true self” on facebook. *Computers in Human Behavior*, 31(31), 367-372.
- Sloman, L., Gilbert, P., & Hasey, G. (2003). Evolved mechanisms in depression: The role and interaction of attachment and social rank in depression. *Journal of Affective Disorders*, 74(2), 107-121.
- Song, H., Zmyslinski-Seelig, A., Kim, J., Adam Drent, Victor, A., & Omori, K., et al. (2014). Does facebook make you lonely?: a meta analysis. *Computers in Human Behavior*, 36(2), 446-452.
- Spector, P. E., & Brannick, M. T. (2011). Methodological urban legends: The misuse of statistical control variables. *Organizational Research Methods*, 14(2), 287-305.
- Steinfeld, C., Ellison, N. B., & Lampe, C. (2008). Social capital, self-esteem, and use of online social network sites: A longitudinal analysis. *Journal of Applied Developmental Psychology*, 29(6), 434-445.
- Tandoc, E. C., Ferrucci, P., & Duffy, M. (2015). Facebook use, envy, and depression among college students: Is Facebooking depressing?. *Computers in Human Behavior*, 43(2), 139-146.
- Valkenburg, P. M., Peter, J., & Schouten, A. P. (2006). Friend networking sites and their relationship to adolescents' well-being and social self-esteem. *CyberPsychology & Behavior*, 9(5), 584-590.
- Williams, S., Connolly, J., & Segal, Z. V. (2001). Intimacy in relationships and cognitive vulnerability to depression in adolescent girls. *Cognitive Therapy and Research*, 25(4), 477-496.
- 邓慧华, 陈慧, 钟萍, 梁宗保, 张光珍. (2013). 青少年早期自尊与抑郁的交叉滞后分析: 检验易感模型和创伤模型. *心理发展与教育*, 29(4), 407-414.
- 方杰, 张敏强, 邱皓政. (2012). 中介效应的检验方法和效果量测量: 回顾与展望. *心理发展与教育*, 28(1), 105-111.

第二轮

审稿人 1 意见: 作者仔细地认真地回答了两位审稿人所提出的问题, 并作出相应的修改与完善, 可以看出作者严谨、认真的态度。但是文章仍有以下几个问题需要作者思考。

意见 1: 作者在全文的第二、三自然段中其实是要说明社交网站对社会适应的影响并不一致, 以及影响路径中的复杂机制。但是作者在第三自然段结束的假设为社交网站使用对抑郁是正向影响? 感觉这种假设与前面文章叙述有些突兀, 如果真的存在不一致影响和复杂的影响机制, 是否可以考虑参考温忠麟, 叶宝娟 (2014)按遮掩效应立论, 或将自变量与结果变量关系设置成一个有点探索性的研究问题 (Research Question), 而非具体的假设 (Hypothesis)。

回应: 感谢专家的仔细审读和建议。

正如专家所言, 文中第二、三自然段的主要内容在于阐述社交网站对社会适应的影响并不一致, 以及影响路径中的复杂机制。为了突出这一观点, 在文章前言部分阐述了社交网站使用对个体心理社会适应的影响, 并以此作为立论的基础。但也正如两位专家所言, 这样的表述不能突出本研究关注核心适应变量——抑郁, 还使得研究假设的提出不够流畅。

在专家的建议下, 我们仔细阅读了温忠麟和叶宝娟(2014)发表的文章《中介效应分析: 方法和模型发展》, “如果间接效应和直接效应符号相反, 总效应就出现了被遮掩的情况, 其

绝对值比预料的要低”。在本研究中，自变量对结果变量影响中的直接效应和间接效应的符号相同，只是在引入中介变量后，自变量对结果变量的影响变得不显著了。因此，本研究中自变量和结果变量的关系不符合按照遮掩效应立论的条件，仅仅是普通的中介效应。

在专家的建议下，在保证严谨性的前提下，为了使研究问题的提出更加流畅，对问题提出部分的内容进行了修改调整，将抑郁作为问题提出中论述的核心变量。首先，阐述了抑郁在青少年阶段的突显性和危害，然后具体阐述了社交网站使用与抑郁的关系，并指出现有的研究表明，“社交网站对心理社会适应的影响中存在复杂的作用机制 (Fox & Moreland, 2015)”；最后指出，“个体在社交网站中的消极情绪以及嫉妒在社交网站使用对抑郁影响中起中介作用，且在控制了这些因素后，社交网站使用与抑郁的直接关系强度就会下降甚至变为不显著(Appel, Gerlach, & Crusius, 2015; Tandoc, Ferrucci, & Duffy, 2015)。”据此，提出本研究的目的——拟在青少年群体中探讨社交网站使用对抑郁影响的作用机制，并假设社交网站使用与抑郁呈显著正相关 (H1)。

意见 2: 请作者将假设在行文中更突出，如“.....并假设社交网站使用与抑郁呈显著正相关 (H1)”，让读者能一目了然知道你的假设是什么，此外，在讨论部分的开头要呼应所有的假设，即写明那些假设得到了验证或支持，哪些假设没有。

回应: 感谢专家的宝贵建议。在专家的建议下，对文章内容进行了修改调整。在问题提出部分更加明确地提出研究假设，并在讨论部分承接问题提出部分的研究假设。

意见 3: 请作者注意文章表述的一致性和准确性，如①“此外，大量的研究结果都指出抑郁的发生与很多因素密切相关，因此抑郁症的发病机制一直颇受研究者关注。”抑郁和抑郁症并非是一回事。②“被试的平均年龄在 12 - 18 之间 ($M = 14.23$; $SD = 1.27$)。”18 后加单位“岁”；③在 2.2 测量工具部分，作者一会说是“内部一致性系数”，一会说“内部一致性系数 α ”，由于 Cronbach α 并不完全等同与内部一致性系数 (Sijtsma, 2009; 孟庆茂, 刘红云, 2002)，因此作者行文应保持统一，以免带来误解。④“通过抽取 5000 个样本估计中介效应的 95% 置信区间进行中介效应检验。”这句中 5000 是样本容量还是抽取次数？根据方杰, 张敏强, 邱皓政(2012)的介绍，bootstrap 的样本容量仍是原始样本的容量

Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107-120.

孟庆茂, 刘红云. (2002). α 系数在使用中存在的问题. *心理学探新*, 22(3), 42-47.

方杰, 张敏强, 邱皓政. (2012). 中介效应的检验方法和效果量测量: 回顾与展望. *心理发展与教育*, 28(1), 105-111.

回应: 在专家的建议下，对文中的表述进行了修改调整，以使文章的表述更加准确：

(1) 将其修改为“此外，大量的研究结果都指出抑郁的发生与很多因素密切相关，因此抑郁的影响因素及其作用机制一直颇受研究者关注”；

(2) 将其修改为“被试的年龄在 12 - 18 岁之间 ($M = 14.23$; $SD = 1.27$)”；

(3) 正如专家所言，Cronbach α 并不完全等同于内部一致性系数(Sijtsma, 2009; 孟庆茂, 刘红云, 2002)。本研究中，测量工具的信度分析使用的是 Cronbach α 系数。在专家的建议下，将其统一修改为“Cronbach α 系数”。

(4) Bootstrap 的样本容量的确是原始样本容量(方杰, 张敏强, 邱皓政, 2012)。文中“通过抽取 5000 个样本估计中介效应的 95% 置信区间进行中介效应检验”中的“5000”是抽取次数。为了表述更加清晰，将其修改为“通过 5000 次样本抽样估计中介效应 95% 置信区间的方法进行中介效应检验”。

意见 4: 讨论部分需要再提炼。①4.1 部分用了较大篇幅讨论了社交网站中的上行比较，而本文中上行比较仅是社交网站与抑郁关系中的一个中介因素，在此用一个独立的结构段大篇幅的讨论社交网站中为什么会有上行比较，意义不大，这些放在引言中更合适。讨论应该针对结果，论述变量间的关系。②作者已经指出了社交网站使用与抑郁关系中存在两个中介路径，是否可就这两个不同中介做深入讨论，如比较一下这两个路径作用的强弱、不同路径的特点等。目前讨论部分显得有些单薄。

回应: 感谢专家的建议:

(1) 社交网站中的上行社会比较是本研究中的一个核心变量，是社交网站使用对抑郁影响中的关键中介变量。因此，在讨论中花费大篇幅讨论了社交网站中的上行比较。结合专家的建议，对该部分内容进行精简整合，将一部分内容整合进问题提出中，另一部分内容整合进变量间关系的讨论中。

(2) 在专家的建议下，对社交网站使用对抑郁影响中的中介路径进行了比较分析。下表中的数据呈现了社交网站使用影响抑郁的三条路径所对应的间接效应及其差异比较。社交网站中的上行社会比较和自尊产生的总间接效应的 Bootstrap95% 置信区间不含 0 值，说明两个中介变量在社交网站使用与抑郁之间存在显著的中介效应。这一中介效应由三个间接效应构成：第一，由社交网站使用→社交网站中的上行社会比较→抑郁产生的间接效应 1，其置信区间不含 0 值，表明上行社会比较在社交网站使用与抑郁之间具有显著的间接作用(0.041，占总效应的 34.86%)；第二，由社交网站使用→社交网站中的上行社会比较→自尊→抑郁的路径产生的间接效应 2 的置信区间也不含 0 值，表明这条路径产生的间接效应(0.034，占总效应的 28.91%)也达到了显著水平；第三，由社交网站使用→自尊→抑郁的路径产生的间接效应 3 的置信区间含有 0 值，表明该路径产生的间接效应不显著。两两比较不同路径的间接效应是否存在显著差异：比较 1 表明，间接效应 1 与间接效应 2 差异的 Bootstrap95% 置信区间包含 0 值，表明间接效应 1 和间接效应 2 不存在显著差异；采用同样的比较思路，间接效应 1 和间接效应 2 均显著高于间接效应 3。

虽然，两条显著的中介路径（社交网站中的上行社会比较的单独中介作用，以及社交网站中的上行社会比较→自尊的序列中介作用）之间不存在显著差异，但我们从中可以看出，社交网站中的上行社会比较是社交网站使用导致消极适应后果的关键因素。我们在讨论中对这一点进行了深入的分析阐述。

中介效应分析

	间接效应值	Boot 标准误	Boot CI 下限	Boot CI 上限	相对中介效应
总间接效应	0.092	0.023	0.047	0.139	77.38%
间接效应 1	0.041	0.014	0.018	0.064	34.86%
间接效应 2	0.034	0.008	0.021	0.053	28.91%
间接效应 3	0.017	0.019	-0.015	0.063	
比较 1	-0.001	0.016	-0.032	0.031	
比较 2	0.021	0.015	0.003	0.051	
比较 3	0.019	0.011	0.012	0.057	

说明：Boot 标准误、Boot CI 下限和 Boot CI 上限分别指通过偏差矫正的百分位 Bootstrap 法估计的间接效应的标准误差、95% 置信区间的下限和上限。比较 1 和比较 2 分别表示间接效应 1 与间接效应 2、3 的差异，比较 3 表示间接效应 2 与 3 的差异。

审稿人 2 意见: 作者对审稿人提出的问题进行了一些修改和解释。但有些问题依然存在。

意见 1: 关于选题意义的引入逻辑有问题。作者先介绍了社交网站使用导致不良适应, 然后又介绍了社交网站使用可以提升幸福感的有关研究, 再分析结果分歧的可能原因。这样一个逻辑显然是要引入调节变量的节奏, 比如, 不同社交网站类型就是一个调节变量。但作者却引入的是中介变量, 这种逻辑显然是有问题的。

回应: 感谢专家的宝贵建议。前言部分主要内容在于阐述社交网站对社会适应的影响路径中的复杂机制, 并引用了相关的研究结果来佐证这一观点。这旨在为“在青少年群体中探讨社交网站使用对抑郁影响的作用机制”提供依据。此外, 现有的研究指出“不同社交网站使用方式对个体心理社会适应的影响不同(Rosen et al., 2013; Verduyn et al., 2015)”, 但并未指出其在两者关系中的调节作用。这些研究结果是为了佐证“社交网站对心理社会适应的影响中存在复杂的作用机制”。且社交网站使用方式(不同的使用行为或方式)和社交网站类型(不同的社交网站)是两个不同的概念, 且不同的社交网站在主要的功能和形态上是一致的(Boyd & Ellison, 2008; Michele M Strano, 2008; 中国互联网络信息中心, 2014)。在本研究中, 针对青少年群体社交网站使用的具体情况, 我们界定的社交网站是 QQ 空间, 考察此种社交网站使用对青少年抑郁的影响及其作用机制。这一点在问题 5 的回复中有详细的解释, 并对这一点在文中作了补充说明。

在专家的建议下, 对这一部分的逻辑表述做了进一步的梳理:

“作为网络时代人际交往的重要工具和平台(Song et al., 2014; Michele M. Strano & Wattai Queen, 2012), 社交网站与抑郁的关系也得到了研究者的关注。相关的研究表明, 社交网站使用与抑郁呈显著正相关(Appel, Gerlach, & Crusius, 2015; Pantic et al., 2012; Wright et al., 2012)。同时, 研究者也指出社交网站对心理社会适应的影响中存在复杂的作用机制, 这两者的关系中还存在其它有重要影响的变量(Fox & Moreland, 2015)。如社交网站中具体的经历和体验(如积极反馈和积极情绪体验)在社交网站使用对个体心理社会适应(如自尊和生活满意度)的影响中起中介作用(Valkenburg et al., 2006; Oh, Ozkaya, & LaRose, 2014)。就抑郁而言, 个体在社交网站中的消极情绪以及嫉妒在社交网站使用对抑郁影响中起中介作用, 且在控制了这些因素后, 社交网站使用与抑郁的直接关系强度就会下降甚至变为不显著(Appel, Gerlach, & Crusius, 2015; Tandoc, Ferrucci, & Duffy, 2015)。据此, 本研究拟在青少年群体中探讨社交网站使用对抑郁影响的作用机制。”

意见 2: 社交网站使用与抑郁的关系是该文的一个核心关系, 虽然作者进行了一定修改和补充, 但还是花费了更多的笔墨在社交网站使用与其他变量的关系上, 使得本文的主旨仍旧不够明确, 有所遮掩。

回应: 感谢专家的建议。结合专家的建议, 对问题提出部分的内容进行了修改调整, 将抑郁作为问题提出中论述的核心变量。首先, 阐述了抑郁在青少年阶段的突显性和危害, 然后具体阐述了社交网站使用与抑郁的关系, 并指出现有的研究表明, “社交网站对心理社会适应的影响中存在复杂的作用机制 (Fox & Moreland, 2015)”; 最后指出, “个体在社交网站中的消极情绪以及嫉妒在社交网站使用对抑郁影响中起中介作用, 且在控制了这些因素后, 社交网站使用与抑郁的直接关系强度就会下降甚至变为不显著(Appel, Gerlach, & Crusius, 2015; Tandoc, Ferrucci, & Duffy, 2015)。” 并据此, 提出本研究的目的——拟在青少年群体中探讨社交网站使用对抑郁影响的作用机制, 并假设社交网站使用与抑郁呈显著正相关(H1)。

意见 3: “基于抑郁易感性模型的研究”, 抑郁易感性模型的作用仍然没有得到很好的体现。自尊仅仅是其中的易感性因素之一, 这个理论也仅仅是为作者的假设提供了一个依据而已, 作者就探讨了这么一个易感性因素似乎没必要扯这么一张大旗。其实作者完全可以更具体更准确地表述自己的选题和题目。

回应：正如专家所言，自尊仅仅是其中的易感性因素之一，抑郁易感性模型是本研究的理论依据。在专家的建议下，将文章题目修改为“社交网站使用对青少年抑郁的影响：上行社会比较和自尊的序列中介作用”，以更具体准确地表述研究选题。

意见 4：方法：（1）年级和性别分布的差异检验为何只有一个数据？作者对这一问题进行了解释却并没有在正文中做出相应的修改，说明作者并未意识到自己的问题出在哪里！请作者随便找一位专业内读者来读一下你的表述就知道是什么问题了。（2）作者解释了社交网站使用问卷的计分方法：将个体在这些问题上的得分转化为标准分数并计算其平均数，该分数代表了个体的社交网站的使用水平。但问卷中有 6 个题目的测量是李克特 5 点计分，另 2 个题目则是计数，请问这样统一标准化的依据是什么？

回应：再次感谢专家的仔细审读和建议。

（1）卡方检验的目的在于分析本研究样本被试人数的性别在不同年级中的分布是否存在差异。在此就我们的疏忽向专家真挚的道歉。将文中的表述修改为“卡方检验表明，被试的性别分布不存在年级差异($\chi^2_{(1)} = 1.03, p = 0.29$)”。

（2）社交网站使用强度的计分方法是将个体在问卷项目上的得分转化为标准分数并计算其平均数，该分数代表了个体社交网站的使用水平。Ellison, Steinfield 和 Lampe (2007) 编制该问卷时，为了更加全面客观地测量个体的社交网站使用情况，将客观使用指标（好友数量和使用时间）以及与社交网站的情感联系强度以及社交网站融入个体生活的程度，综合起来考察个体社交网站的使用情况。它取代了以往研究中用社交网站使用频率和时间来测量社交网站使用强度的方法，对社交网站使用强度的测量更加全面和准确；该测量方式也得到了相关研究者的认可，并在对社交网站使用的测量中有着广泛的使用(Steinfeld, Ellison, & Lampe, 2008; Lee, 2014; Yoon, 2014)。

标准分数（Z 分数）是以标准差为单位表示一个原始分数在团体中所处位置的量数，即表示原分数在以平均数为中心的相对位置，它比使用平均数和原分数表达了更多的信息，且具有可比性、可加性、明确性和稳定性等特点，在教育心理科学中有着广泛的应用(张厚粲, 徐建平, 2004)。社交网站使用强度包含两部分内容：社交网站使用的客观指标（好友数量和使用时间）以及与社交网站的情感联系强度以及社交网站融入个体生活的程度，这使得对社交网站使用强度的测量更加全面和准确。但这两部分内容的测量方式不同。因此，需要将个体在问卷项目上的得分转化为标准分数，再加以计算。该计分方法在心理学研究中有着较为广泛的应用。如主观幸福感(subjective well-being, SWB)是个体根据自定的标准对其生活质量的整体性评估，包括认知评价和情感体验两个成分。前者是个人对其生活质量所作的总体认知评价，即生活满意度；后者是指生活中的情感体验，包括积极情绪和消极情绪(Diener, 2000; Diener, Scollon, & Lucas, 2003)。主观幸福感通过测量生活满意度量表(Likert 7 点计分)与积极消极情绪量表(Likert 5 点计分)得到；计算主观幸福感时，使用生活满意度 Z 分数加积极情绪 Z 分数，减去消极情绪 Z 分数(Diener et al., 2010; Thrash, Elliot, Maruskin, & Cassidy, 2010; 张西超等人, 2014)。

因此，社交网站使用问卷的计分方式是规范合理的。单维度验证性因素的结果也表明单因素结构与数据拟合良好，验证性因素分析各指标为 $\chi^2/df = 3.12$, RMSEA = 0.05, AGFI = 0.94, NFI = 0.97, GFI = 0.98, IFI = 0.98, TLI = 0.96, CFI=0.98。

意见 5：作者在前言中提到：“研究证实了不同社交网站使用方式对个体心理社会适应的影响不同(Rosen et al., 2013)”，但作者对社交网站使用强度的探讨并未区分或控制社交网站使用方式，那么结果的准确性是否会受到影响？显然作者对这一问题并未理解。作者解释了社交网站中的一些具体行为和感受的影响，这 and 不同社交网站使用完全是两码事。社交网站有

多种，比如脸书、QQ空间、微博、论坛等等，作者到底是研究的哪一种社交网站呢？如果不加区分，作者的研究结果准确性如何保证呢？

回应：感谢专家的建议。研究者指出“不同社交网站使用方式对个体心理社会适应的影响不同(Rosen et al., 2013)”，因此，深入细化的研究社交网站使用中的具体行为更有价值和意义，本研究正是在这一基础上进行的，从社交网站的使用中抽取上行社会比较这一变量进行考察。但探讨其它具体的社交网站使用行为也能从另一个视角更加深入地阐述这一问题，在文章不足中针对这一点做了说明——“虽然在社交网站的使用中，社会比较是不可避免的，但不同的使用行为与社会比较的关系不同（如社交整饰行为对社会比较的诱发作用更加直接）(Kim & Chock, 2015)，综合分析具体社交网站使用行为与社会比较的关系及其对个体适应的影响，能更清晰地探讨社交网站使用及其对个体的影响。”

此外，社交网站使用方式和不同的社交网站是两个不同的概念，且本研究不存在区分不同的社交网站这一问题。社交网站使用方式主要包括两种：主动使用（active use，如发布动态、留言或评论）和被动使用（passive use，如浏览信息或他人的状态更新）(Frison & Eggermont, 2015; Verduyn et al., 2015)。社交网站有多种，如 Facebook 是国外最为流行和使用人数最多的社交网站，许多研究者也直接以 Facebook 作为研究对象。但国内并无该网站，但却存在与 Facebook 形态和功能类似的网站，如 QQ 空间、朋友网、人人网、开心网和微信朋友圈等，这些网站和 Facebook 一样，都是基于用户真实社交关系从而为用户提供一个沟通、交流的平台，旨在维系和建立人际关系(中国互联网络信息中心, 2014)，并具有社交网站的普遍特点——允许个体在一定的网络系统内建立一个公开或半公开的个人页面；并展示一个与其存在联系的其他用户的列表（即好友列表）；提供了上传照片、发布/更新状态、发布日志/日记/评论、分享/转发信息等功能 (Boyd & 2008; Michele M Strano, 2008)。这些社交网站之间不存在明显的功能差异，并且本研究中也存在区分不同社交网站的问题。在本研究中，针对青少年群体社交网站使用的具体情况，我们界定的社交网站是 QQ 空间，考察此种社交网站使用对青少年抑郁的影响及其作用机制。并对这一点在文中作了补充说明。

意见 6：还存在一些低级错误。如 1.2 第三段“有关社交网使用……”；“表 2 模型中变量关系的回归分析”表头与表格的衔接；表 3 的说明“所有数值通过四舍五入保留两位小数”、参考文献格式等。

回应：感谢专家的仔细审读，并就我们的疏忽向专家诚挚道歉。已对文中的错误进行了修改。

主要参考文献：

- Diener, E. (2000). Subjective well-being: The science of happiness and a proposal for a national index. *American Psychologist*, 55(1), 34-43.
- Diener, E., Scollon, C. N., & Lucas, R. E. (2003). The evolving concept of subjective well-being: The multifaceted nature of happiness. *Advances in Cell Aging & Gerontology*, 15, 187-219.
- Diener, E., Wirtz, D., Tov, W., Chu, K. P., Choi, D. W., & Oishi, S., et al. (2010). New well-being measures: short scales to assess flourishing and positive and negative feelings. *Social Indicators Research*, 97(2), 143-156.
- Frison, E., & Eggermont, S. (2015). The impact of daily stress on adolescents' depressed mood: The role of social support seeking through Facebook. *Computers in Human Behavior*, 44(9), 315-325.
- Sijtsma, K. (2009). On the use, the misuse, and the very limited usefulness of cronbach's alpha. *Psychometrika*, 74(1), 107-120.
- Thrash, T. M., Elliot, A. J., Maruskin, L. A., & Cassidy, S. E. (2010). Inspiration and the promotion of well-being: tests of causality and mediation. *Journal of Personality & Social Psychology*, 98(3), 488-506.

- Verduyn, P., Lee, D. S., Park, J., Shablack, H., Orvell, A., & Bayer, J., et al. (2015). Passive facebook usage undermines affective well-being: experimental and longitudinal evidence. *Journal of Experimental Psychology General*, 144(2), 480-488.
- 方杰, 张敏强, 邱皓政. (2012). 中介效应的检验方法和效果量测量: 回顾与展望. *心理发展与教育*, 28(1), 105-111.
- 孟庆茂, 刘红云. (2002). α 系数在使用中存在的问题. *心理学探新*, 22(3), 42-47.
- 温忠麟, 叶宝娟. (2014). 中介效应分析: 方法和模型发展. *心理科学进展*, 22(5), 731-745.
- 张厚粲, 徐建平. (2004). *现代心理与教育统计学*. 北京师范大学出版社.
- 张西超, 胡婧, 宋继东, 张红川, 张巍. (2014). 小学教师心理资本与主观幸福感的关系: 职业压力的中介作用. *心理发展与教育*, 30(2), 200-207.

第三轮

审稿人 1 意见: 作者进行了较大修改, 多数问题得到解决或回答, 但仍然有些问题需要继续深入探讨:

意见 1: 诚如作者所说, 国内社交网站有多种, 如人人网、朋友网、开心网等, 尽管各种网站的功能存在一定类似性, 但也存在差异。因此, (1) 作者应该对“社交网站”这一关键概念进行定义和解释, 尤其是在社交媒体、社交网络、社交网站等经常混用的情况下更应该予以开宗明义; (2) 既然社交网站有多种, 那作者仅选取 QQ 空间能否代表“社交网站”? 就像仅选取“抑郁”是不可能代表“心理社会适应”一样; (3) 作者的测量工具中都没有明确指出是 QQ 空间, 而是使用“社交网站”这一术语, 同理, 社交网站有多种, 如何能说明被试的回答是来自“QQ 空间”而非其他社交网站? 虽然作者在这次修改中添加了“QQ 空间”的补充说明, 但从附录的问卷来看, 这种补充说明无法让人信服。

回应: 再次感谢专家的仔细审读和宝贵建议。

(1) 在专家的建议下, 对“社交网站”这一概念进行了补充阐释。

“作为网络时代的基础应用之一, 社交网站允许个体建立一个公开或半公开的个人主页, 并列与其有关联的其他用户, 并能使个体便捷地浏览自己及其相关联用户的各种链接(Boyd & Ellison, 2008), 在当今社会拥有大量的用户群体。有数据显示, 国外最受欢迎的社交网站——Facebook 的用户规模已达 11.1 亿, 约占世界总人口的 16% (Michikyan, Dennis, & Subrahmanyam, 2014)。在国内, 也存在与 Facebook 形态和功能类似的社交网站, 如 QQ 空间、人人网和开心网等; 相关的调查数据也显示, 我国社交网站的用户规模约为 3.9 亿, 占我国网民总数的 61.7%(中国互联网络信息中心, 2014)。”

(2) 由于我国的具体国情, 我国无法使用 Facebook, 但国内也存在与 Facebook 形态和功能类似的社交网站, 如 QQ 空间、人人网和开心网等(中国互联网络信息中心, 2014)。它们都具有与 Facebook 类似的形态和功能, 都是基于用户线下社交关系而诞生、旨在为用户提供一个沟通交流的平台——用户可以创建自己的个人主页, 并进行上传照片、更新状态、发布日志/评论等操作, 并可以浏览好友的主页和动态。

就我国网民社交网站使用的具体情况而言, QQ 空间的渗透率和经常访问率最高(分别为 57.3% 和 54%), 远高于人人网(16.4% 和 2.7%) 和开心网(14.8% 和 0.9%)。国外的学者还指出, 就用户数量而言, QQ 空间是仅次于 Facebook 的全球第二大社交网站(Millward, 2013)。此外, 人人网和开心网的用户群体主要为大学生和白领, 在青少年群体中的普及率很低, 而 QQ 空间在青少年群体则有着很高的使用率。因此, QQ 空间能在一定程度上代表

我国青少年的社交网站使用情况。但在专家的建议下，为了使表述更加严谨，将文章的题目修改为“基于 QQ 空间的社交网站使用对青少年抑郁的影响：上行社会比较和自尊的序列中介作用”。

(3) 本研究中使用的问卷旨在测量个体社交网站的使用情况。在国外的社交网站中，就普及率和使用人数而言，Facebook 具有主导性地位；因此，Facebook 成为了社交网站的代名词，在一般情况下提及社交网站就自然想到 Facebook，无需特别的限定。但由于我国的具体国情，我国存在多种社交网站，为了保证问卷的适用性和针对性，在指导语中告知被试问卷项目中的社交网站即为 QQ 空间，并要求被试针对自己使用 QQ 空间的实际情况和感受做出回答。

意见 2: 自尊量表使用了较老的中文版本，其中的第 8 题存在理解上的文化差异，即效度有问题，这已经是众所周知（恕不一一列举文献），但作者并未进行特殊处理，势必影响结果可靠性。

回应: 感谢专家的建议。在国内外有关自尊的研究中，Rosenberg (1965)编制的自尊量表 (Rosenberg self-esteem scale)是使用率最高、应用最为广泛的测量工具。相对于其它的自尊测量工具，该量表具有良好的信度和效度指标；且量表项目的表述简单明了，易于施测和评分 (汪向东,王希林, 马弘, 1999; 田录梅, 2006)。

但有研究者指出该量表中的第 8 题“我希望我能为自己赢得更多尊重”所表述的内涵可能存在文化差异(王萍, 高华, 许家玉, 黄金菊, 王成江, 1998; 申继亮, 张金颖, 佟雁, 周丽清, 2003)。田录梅(2006)通过实证统计分析的结果表明，该题目若按正向题记分或直接删去能达到提升量表信效度的目的，特别是直接删除该题目后，该量表的信度会得到提高，效标效度受到的影响不大，但结构效度会有明显优化。这一分析建议也得了国内学者的认可和应用(陈陈, 燕婷, 林崇德, 2013; 李海江, 杨娟, 贾磊, 张庆林, 2011; 杨雪, 王艳辉, 李董平, 赵力燕, 鲍振宙, 周宗奎, 2013)。为了保证研究结果的科学性和可靠性，在专家的建议下，本研究也采用了这一处理方法，对数据重新进行了统计分析，结果发现，删去第 8 题后，自尊量表 Cronbach α 系数提升为 0.91，但相关统计结果并未发生显著变化，依然支持原有研究结论（已对相关内容在文中用蓝色字体做了补充修改）。

意见 3: 在 SEM 如此强大和普及的情况下，中介作用分析为何还用回归分析这种较为传统的方法？能否改用 SEM 这种更先进更科学的方法？

回应: 正如专家所言，结构方程模型(SEM)具有强大的功能，它具有同时分析所有变量的关系并允许自变量和因变量含测量误差等优势，在实践中得到了广泛的应用(侯杰泰, 2002)。

本研究中使用的中介效应检验程序采用偏差校正的百分位 Bootstrap 法进行中介效应检验，该方法直接对系数乘积 ($a*b$) 的显著性进行检验，其基本思想是在原始数据内作有放回再抽样的再抽样，抽取等样本数据计算系数乘积的置信区间，该方法对中介效应的检验更精确，有更高的检验力，得到了研究者的普遍推荐(方杰, 张敏强, 邱皓政, 2012 ; Hayes, & Scharkow, 2013)。同时，依据 Alison 和 Shrout (2011)的观点，在中介效应分析中选择显变量分析还是潜变量分析是一个权衡的过程。SEM 每个潜变量最好含三个及以上测量指标，而本研究中的变量均为包含多个项目的单维量表，且在本研究中间卷的信度指标较好，Cronbach α 系数均在 0.80 以上。此时构造潜变量的 SEM 分析并不比显变量分析具有更多的优势。因此本研究使用显变量，运用偏差校正的百分位 Bootstrap 法进行中介效应分析。

但本研究涉及两个中介变量，属于多重中介。研究者指出多重中介模型因为涉及的变量较多、路径比较复杂，即使只涉及显变量，一般也要使用结构方程模型进行分析(Lau & Cheung, 2012; Macho & Ledermann, 2011; Preacher & Hayes, 2008)。因此，结合专家的建议使

用结构方程模型重新进行分析。具体采用温忠麟和叶宝娟(2014)推荐的中介效应检验分析流程及其编制的 Mplus 程序进行中介效应分析, 该程序综合了依次检验法和 Bootstrap 法的优点, 无论是考虑第一类错误率、检验力还是结果的解释性, 与单纯的 Bootstrap 法检验系数乘积相比, 只会更好不会更差; 此外, 该程序还可以一次性得到所要的全部结果, 包括通常的依次检验结果和 Bootstrap 法置信区间。因此, 在专家的建议下, 使用该分析程序对中介效应重新进行了分析, 并报告出间接效应的 Bootstrap SE 及其 Bootstrap 下限和 Bootstrap 上限等结果信息。

主要参考文献:

- Alison, L., & Shrout, P. E. (2011). The trade-off between accuracy and precision in latent variable models of mediation processes. *Journal of Personality & Social Psychology*, 101(6), 1174-1188.
- Hayes, A. F., & Scharkow, M. (2013). The relative trustworthiness of inferential tests of the indirect effect in statistical mediation analysis: does method really matter? *Psychological Science*, 24(10), 1918-1927.
- Lau, R. S., & Cheung, G. W. (2012). Estimating and comparing specific mediation effects in complex latent variable models. *Organizational Research Methods*, 15(1), 3-16.
- Macho, S., & Ledermann, T. (2011). Estimating, testing, and comparing specific effects in structural equation models: The phantom model approach. *Psychological Methods*, 16(1), 34-43.
- Millward, S. (2013). Check out the numbers on China's top 10 social media sites (Infographic). Retrieved from <https://www.techinasia.com/2013-china-top-10-social-sites-infographic/>
- Preacher, K. J., & Hayes, A. F. (2008). Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models.. *Behavior Research Methods*, 40(3), 879-891.
- 陈陈, 燕婷, 林崇德. (2013). 大学生完美主义、自尊与学业拖延的关系. *心理发展与教育*, 29(4), 368-377.
- 方杰, 张敏强, 邱皓政. (2012). 中介效应的检验方法和效果量测量: 回顾与展望. *心理发展与教育*, 28(1), 105-111.
- 李海江, 杨娟, 贾磊, 张庆林. (2011). 不同自尊水平者的注意偏向. *心理学报*, 43(8), 907-916.
- 申继亮, 张金颖, 佟雁, 周丽清. (2003). 老年人与成年子女间社会支持与老年人自尊的关系. *中国心理卫生杂志*, 17(11), 749-749.
- 田录梅. (2006). Rosenberg (1965) 自尊量表中文版的美中不足. *心理学探新*, 26(2), 88-91.
- 王萍, 高华, 许家玉, 黄金菊, 王成江. (1998). 自尊量表信度效度研究. *精神医学杂志*, 4, 31-32.
- 温忠麟, 叶宝娟. (2014). 中介效应分析:方法和模型发展. *心理科学进展*, 22(5), 731-745.

第四轮

审稿人 1 意见: 作者较好地修改或回答了专家提出的问题, 但仍然存在一些小问题 (例如, 中介效应检验部分, 作者在修改说明中回答已经改用结构方程建模, 但文中的表达依然是回归分析)。建议作者认真校对和修改。建议修后发表。

回应: 感谢专家的肯定, 也再次感谢专家不厌其烦的仔细审读。

正如专家所言, 中介效应检验已改用结构方程模型分析, 之所以报告回归分析的结果是基于本研究中使用的分析程序的具体要求。本研究采用温忠麟和叶宝娟(2014)推荐的中介效应检验分析流程及其编制的 Mplus 程序进行中介效应分析。该程序综合了依次检验法和 Bootstrap 法的优点, 无论是考虑第一类错误率、检验力还是结果的解释性, 与单纯的 Bootstrap 法检验系数乘积相比, 只会更好不会更差; 此外, 该程序还可以一次性得到所要的全部结果, 包括通常的依次检验结果和 Bootstrap 法置信区间。因此, 在中介效应分析中,

既呈现了依次检验（回归分析）的结果，又呈现了 **Bootstrap** 法直接对中介效应（系数乘积）直接进行检验的结果，这样的结果呈现更为详细和具体。但为了结果的呈现更加精炼准确，对文中具体的表述进行了修改调整。

此外，在专家的建议下对文章进行了认真的校对和修改。