

《心理学报》审稿意见与作者回应

题目：社交网站中的上行社会比较与抑郁的关系：一个有调节的中介模型及性别差异
作者：连帅磊；孙晓军；牛更枫；周宗奎

第一轮

审稿人 1 意见：

该论文有如下问题：

意见 1：该文最主要的问题是作者已经意识到的，横断设计的问题。但该文摘要和内文中仍不断使用因果术语描述结果，如“旨在探讨社交网站上行社会比较、妒忌和反刍思维对青少年抑郁影响的作用机制”。再者，用横断数据检验中介作用，会得到歪曲的结果（Maxwell & Cole, 2007）。

回应：感谢专家的建议！本文采用横断设计，在以往研究及相关理论的基础上，构建了一个有调节的中介模型，探讨了社交网站上行社会比较、妒忌和反刍思维与青少年抑郁的关系，重点考察了妒忌在社交网站上行比较与青少年抑郁关系中的中介作用及反刍思维在社交网站上行社会比较与妒忌关系中的调节作用，并对有调节的中介模型的性别差异进行了探讨。

该理论模型的提出是基于以下相关理论和实证研究结果提出的。

以往研究发现，社交网站上行社会比较能够正向预测抑郁(Feinstein et al., 2013)。抑郁的社会等级理论也认为，上行社会比较能够使自己认为“个体不如他人”、并诱发挫败感、沮丧感及抑郁等消极情绪(Gilbert & Allan, 1998; Sloman, Gilbert, & Hasey, 2003)。妒忌是个体处于上行社会比较时所产生的的一种令人不快的感受，表现为自卑、敌意和怨恨的一种混合情绪(吴宝沛和张雷, 2012)，对个体的心理社会适应及情绪健康均具有负向预测作用，例如，降低个体的主观幸福感水平(Milfont & Gouveia, 2009)，提高个体产生抑郁情绪的可能性(Smith & Kim, 2007)。妒忌的社会比较理论指出上行社会比较是妒忌情绪产生的基础(杨丽娴, 张锦坤, 2009)，相关实证研究也表明上行社会比较对妒忌具有显著的正向预测作用(Appel, Gerlach, & Crusius, 2016; Krasnova, Wenninger, Widjaja, & Buxmann, 2013; Tandoc, Ferrucci, & Duffy, 2015)。且有研究指出妒忌能够在社交网站上行社会比较与抑郁的关系中起中介作用(Appel, Gerlach, & Crusius, 2016; Tandoc, Ferrucci, & Duffy, 2015)。因此，本研究拟在探讨社交网站上行社会比较与抑郁关系的基础上，进一步探讨妒忌在二者关系中的中介作用。

研究深化并拓展了社交网站使用与个体心理社会适应之间关系的研究，不仅对明确二者关系具有重要意义，而且对合理、高效地引导青少年正确使用社交网站，弱化社交网站使用所带来的消极影响具有一定的启示意义。

但诚如专家所言，本研究为横断研究设计，不能得出严格意义上的因果关系推论。未来研究中应进一步采取纵向研究或设计巧妙的实验，对社交网站上行社会比较与青少年抑郁之间的因果关系进行探讨。因此，参照专家建议，将摘要中“旨在探讨社交网站上行社会比较、妒忌和反刍思维对青少年抑郁影响的作用机制”改为“旨在探讨社交网站上行社会比较、

妒忌和反刍思维与青少年抑郁的关系”，并对正文中类似表述进行了相应地修改。此外，在“4.5 研究不足和展望”中对这一问题进行相应的说明。

在专家的建议下，仔细审读了 Maxwell 和 Cole(2007)的文章，该文章用数据模拟的方法，证明了采用横断面数据估计中介作用大部分情况下是有偏的——间接效应和中介效应的比例在大多数情况下会被歪曲。因此，作者推荐在考察变量间的中介效应时应采用纵向研究设计或操纵自变量或中介变量。国内学者甘怡群(2014)也指出，虽然用横断数据验证中介作用是过去学术界的普遍做法，国际上高影响因子的 5 个代表性杂志（*Journal of Personality and Social Psychology*, *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *Journal of Applied Psychology*, *Health Psychology* 和 *Developmental Psychology*）上涉及中介作用的文章中，有 53% 是基于横断面数据的研究。虽然这些时间、资源成本较低的横断研究不能得出严格意义上的因果关系，但大量的横断研究开拓了心理学研究的研究视野，为后来研究者采取纵向研究设计或实验研究设计探讨变量间的因果关系提供了研究视角和文献基础，对心理学的学科发展具有重要贡献。随着心理学研究设计的与时俱进，未来研究中应采用纵向研究设计或操纵自变量或中介变量来验证中介作用，以提高心理学研究的科学性和严谨性。

对此，在“4.5 研究不足和展望”中进行相应的补充说明：“其次，本研究属于横断研究，无法得出严格意义上的因果关系，也会导致中介效应比例的歪曲(Maxwell & Cole, 2007; 甘怡群, 2014)。未来研究应设计巧妙的实验研究或采用纵向研究以明确变量间的因果关系及中介作用机制。”

意见 2: 文章的主题架构似缺乏逻辑关系。反刍思维为什么能作为一个人格特质，调节上行社会比较-妒忌-抑郁的关系？作者的理论铺垫缺乏信服力。

回应: 感谢专家的仔细审读和宝贵建议！

“反刍思维的调节作用”的提出是按照这一逻辑进行组织的：

首先，阐述了反刍思维的概念，说明反刍思维是一种相对稳定的人格特质。

其次，引入反刍反应风格理论，说明高、低反刍思维个体在遇到消极生活事件后的不同应对模式及情绪后果。

然后，阐述社交网站上行社会比较作为一种消极生活事件会对个体的自我价值产生“威胁”，并结合相关的实证研究结果，进一步说明反刍思维能够调节社交网站上行社会比较与妒忌、抑郁之间的关系。

最后，提出“反刍思维的调节作用”的假设。

因此，反刍思维不仅能够调节社交网站上行社会比较对抑郁的直接效应，还能够调节社交网站上行社会比较与妒忌的关系。

由于本研究的中介变量（妒忌）和因变量（抑郁）作为两种常见的消极情绪，都可能被个体与他人的上行社会比较所诱发，且诱发过程基本一致，都是通过诱发“自己不如他人”、“他人更加优秀”的感觉，进而诱发妒忌和抑郁情绪的。因此，在阐述两种调节作用（①反刍思维在社交网站上行社会比较与妒忌关系中的调节作用；②反刍思维在社交网站上行社会比

较与抑郁关系中的调节作用)时,采取了整体阐述的方式,即同时阐述反刍思维在社交网站上行社会比较与妒忌及抑郁关系中的调节作用。这样的表述能使得文章的逻辑和表达更为流畅。

结合两位专家的建议,对正文中“1.3 反刍思维的调节作用”部分进行相应的修改与补充(如下):

“1.3 反刍思维的调节作用

社交网站上行社会比较能够通过妒忌的中介作用对个体抑郁产生间接影响,这能够回答社交网站上行社会比较“如何影响”青少年抑郁的问题。但这并不能明确社交网站上行社会比较在“何时影响”青少年抑郁以及妒忌的中介作用在何时更加显著的问题。

反刍思维是人类在经历消极生活事件后,反复思考消极生活事件及其产生的原因和潜在的不良后果,而不思考“改善或解决问题的策略”的现象,它既是一种相对稳定的人格特质,又是一种非适应性的应对模式,是消极生活事件导致个体抑郁的催化剂(Nolen-Hoeksema, 2007)——高反刍思维个体更容易在经历消极生活事件(如上行社会比较)后产生抑郁等消极情绪。根据反应风格理论(the response styles theory),高反刍思维的个体在面对消极生活事件(上行社会比较)所带来的“威胁”时,往往会反复思考“威胁”本身及其原因和潜在不良后果,而不能采取建设性的行动消除这种威胁,这会在一定程度上放大消极生活事件(上行社会比较)诱发妒忌、抑郁等消极情绪的可能性;而低反刍思维的个体能够采取认知性问题解决的思维方式,正确面对消极生活事件及其不良后果,避免个体产生妒忌、抑郁等消极情绪(Conway, Csank, Holm, & Blake, 2000)。社交网站上行社会比较会诱发个体对自我现状的不满,如“自己不如他人”、“他人更加优秀”等,使个体的自我价值感受到威胁(Chou & Edge, 2012)。因此,经历社交网站上行社会比较后,高反刍思维个体比低反刍思维个体更容易产生抑郁、妒忌等消极情绪。相关研究也表明反刍思维是其他变量(如不确定性容忍度)与个体情绪(如妒忌、抑郁等)之间关系中的重要调节变量(Liao & Wei, 2011; Vanhalst, Luyckx, Raes, & Goossens, 2012)。因此,反刍思维不仅能够调节社交网站上行社会比较对抑郁的直接效应,还能够调节社交网站上行社会比较与妒忌的关系,具体而言,反刍思维能够调节直接路径以及妒忌中介作用的前半段(H3)。”

意见 3: 正如一些研究者指出的,反刍思维的量表,与抑郁症状有相当的重叠。因此,作调节变量不太合适。

回应: 感谢专家的建议!

首先,从反刍思维和抑郁的概念上来看,反刍思维是人类在经历消极生活事件后,反复思考消极生活事件及其产生的原因和潜在的不良后果,而不思考“改善或解决问题的策略”的现象,它既是一种相对稳定的人格特质,又是一种非适应性的应对模式,是消极生活事件导致个体抑郁的催化剂(Nolen-Hoeksema, 2007)。抑郁则是一种综合性的负性情绪,主要表现为抑郁心情、罪恶感和无价值感、无助与无望感、精神运动性迟滞、食欲丧失、睡眠障碍等。由反刍思维和抑郁的概念可知,反刍思维是人们在经历消极生活事件后的一种非适应性

应对思维模式或人格特质，而抑郁则是一种消极情绪状态，是个体在经历消极生活事件后可能产生的消极后果。二者在概念上是相对独立的。

从反刍思维的测量上来看，目前，至少有 6 种与反刍思维有关的量表(Smith & Alloy, 2009; 来水木, 韩秀, 杨宏飞, 2009)，其中，最具代表性的是由 Nolen-Hoeksema 于 1991 年编制的反刍反应量表(ruminative responses scale, RRS)，该变量共包含 22 个项目，主要测量个体的反刍反应风格。分为三个维度：对自我的关注 (“我在想为什么我以这种方式反应”)、对当下行为表现的关注(“我在想集中注意有多么困难”)和对可能的原因、结果的关注(“我想如果不能解决这个问题，就不能继续手头的工作了”)。RRS 采用 Likert 4 点计分，从“从不”到“总是”，得分越高表明反刍思维倾向越严重。研究表明，RRS 有良好的信效度，即具有良好的稳定性(R., Neil, Jason, & Carolina, 2004)。目前该量表在国外已广泛应用于各年龄层的临床及正常群体中。然而，随着国内外研究者对该问卷的使用增多，一些研究者认为反刍思维反应方式测量中有些项目和抑郁测量中的项目类似，如“我反复体会自己悲伤的感受”与“我感到悲伤”，这可能是导致反刍思维和抑郁情绪之间存在相关的主要原因(Treynor, Gonzalez, & Nolen-Hoeksema, 2003; 郭素然, 伍新春, 2011)。对此，国内研究者杨娟, 凌宇, 肖晶和姚树桥, 2009 和韩秀和杨宏飞(2009)以 Treynor 等人的研究为基础，分别在中国高中生和大学生群体中检验了量表的适应性，结果显示，该问卷结构效度、内部一致性信度和效标关联效度较好。其中抑郁相关维度与抑郁的相关系数为 0.65，可见抑郁相关维度与抑郁情绪并不完全相同。

此外，为了解决上述疑惑，Treynor, Gonzalez, & Nolen-Hoeksema(2003)采用 Nolen-Hoeksema (1999)年的研究数据，将抑郁相关(depression-related, 症状反刍思维)的 12 个项目剔除后，重新检验了剩余 10 个项目的维度，将反刍思维重新分为反省(reflection)、沉思(brooding)两个维度，其中反省维度包含诸如“我会写下自己正在思维的内容，并加以分析”的项目，沉思维度含有自我批判的涵义，包含诸如“我反复思维为什么我有如此遭遇，而其他他人没有”的项目。两维度的内部一致性信度和重测信度较好，与抑郁情绪呈现中等程度相关。国内研究者陈功兴(2011)对 Treynor, Gonzalez 和 Nolen-Hoeksema(2003)修订的 10 个项目的反刍思维量表进行了修订，结果表明，该问卷具有良好的结构效度。本研究中采用陈功兴(2011)修订的反刍思维量表，共包含 10 道题，主要测量个体的反应风格，本研究中该问卷的结构效度良好 ($\chi^2/df_{(34)}= 3.87$, RMSEA = 0.06, AGFI = 0.95, NFI = 0.97, GFI = 0.97, IFI = 0.98, TLI = 0.96, CFI=0.98)，项目的因子载荷在 0.40~0.84 之间。所有 10 个项目得分相加即为反刍思维总分，分数越高，表明个体的反刍思维水平越高。本研究中该问卷的 Cronbach a 系数为 0.88。

本研究中反刍思维与社交网站上行社会比较、妒忌及抑郁之间的相关处于 0.170-0.256 之间，为低相关(甘怡群, 2005)。根据温忠麟, 侯杰泰和张雷(2005)的观点：“如果一个变量与自变量或因变量相关不大，它不可能成为中介变量，但有可能成为调节变量。理想的调节变量是与自变量和因变量的相关都不大”。因此，反刍思维可以在社交网站上行社会比较与妒

忌及抑郁的关系中起调节作用。以往研究中，也有研究者探讨反刍思维在其他变量与抑郁关系中的调节作用(Liao & Wei, 2011; Vanhalst, Luyckx, Raes, & Goossens, 2012)。

另外，共同方法偏差检验结果表明，本研究中不存在严重的共同方法偏差，这一结果也佐证了本研究中所采用的反刍思维问卷所测出的反刍思维特质与抑郁是相对独立的两个变量。

意见 4：共同方法偏差检验方法——Harman 单因素检验法在自检报告和内文采用的方法不同。建议采用 CFA 的方法。

回应：感谢专家的建议。根据专家的建议对自检报告及正文中采用的共同方法偏差的检验方法进行了相应的修改，以保证前后统一。具体修改如下：

“本研究中各变量数据均通过问卷法收取，虽然在问卷施测过程中，所有问卷均采用匿名方式填写，并对部分条目进行反向表述处理，在实测程序上对可能存在的共同偏差进行了控制。但是，为了进一步提高研究的科学性和严谨性，在数据分析前，根据周浩和龙立荣(2004)所推荐共同方法偏差检验方法之一——Harman 单因子检验法，采用 Amos21.0，设定所有变量的公因子为 1，将所有变量的各个项目作为外显变量进行验证性因素分析，验证性因素分析结果显示：模型的拟合指数($\chi^2/df=51.632$, $CFI=0.456$, $NFI=0.453$, $RMSEA=0.217$)不理想，故不存在严重的共同方法偏差。”

意见 5：性别差异实际是探讨性别的调节作用，因此应当先做哑变量与连续变量交互项的回归，发现交互作用再分性别检验。如表 1 的相关系数分性别，就是不必要的。

回应：感谢专家的建议！根据专家的建议在“3.4 有调节的中介模型检验的性别差异检验”中做出相应的修改。首先，对社交网站上行社会比较和性别在对妒忌的预测中可能存在交互作用进行检验；其次，在交互作用显著的基础上，进一步对有调节的中介模型的性别差异进行检验。并对“表 1 描述统计、相关分析结果”进行了相应的修改。

“在控制年龄、年级、社交网站好友数量以及平均每天使用社交网站频率、时间条件下，以妒忌为结果变量，以中心化后的社交网站上行比较、性别（哑变量）以及二者的交互项为预测变量进行层级回归，结果显示社交网站上行社会比较与性别的交互项对妒忌的预测作用显著($\beta= 0.15$, $t= 3.23$, $p<0.01$)，即社交网站上行社会比较和性别在对妒忌的预测中存在交互作用。”

表 1 描述统计、相关分析结果

	<i>M</i>	<i>SD</i>	1	2	3	4
1 社交网站上行社会比较	2.972	0.892	1			
2 妒忌	2.879	0.707	0.340**	1		
3 抑郁	1.962	0.500	0.245**	0.562**	1	
4 反刍思维	2.391	0.612	0.256**	0.170**	0.213**	1

注：** $p<0.01$ ”

意见 6: 表 5, 表 7 不规范。没有清楚说明每行数据的意义。

回应: 感谢专家的仔细审读!“表 5”呈现的是在反刍思维的不同水平上, 妒忌的间接效应值; “表 7”呈现的是男、女被试群体中, 在反刍思维的不同水平上, 妒忌的中介效应值。其中, Boot 标准误、Boot CI 下限和 Boot CI 上限分别指通过偏差校正的百分位 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, Boot CI 下限和 Boot CI 上限之间不包含 0, 表示间接效应显著。根据专家的建议对表 5 和表 7 的名称进行了相应的修改, 以便于读者理解。

审稿人 2 意见:

虽然研究具有一定的理论价值和实践意义, 但是行文逻辑尤其是引言部分, 仍存在不少问题, 请认真修改和完善!

意见 1: 前言第二段的逻辑存在问题, 体验和人格特质因素的提出很突兀。“研究者分别从不同的视角对社交网站使用与青少年抑郁的关系进行了探讨, 如社交网站使用的具体行为(如社会比较)、体验(如妒忌)以及人格特质(反刍思维)等”, 那么, 人格特质是社交网站使用的内容吗? 紧接着提到这些因素在社交网站使用与心理适应关系中的作用不是独立的, 那么这些因素中的“网络使用具体行为”也在其中起中介作用吗? 为什么突然探讨“性别”的作用机制?

回应: 感谢专家的仔细审读和宝贵建议! 根据专家的建议对前言部分第二段的逻辑进行了重新梳理与组织:

首先, 引入本研究的因变量(抑郁), 并说明抑郁在国内外青少年群体中具有较高的检出率及其危害, 以此引出本研究的目的是和意义。

其次, 通过阐述“社交网站使用与青少年抑郁的密切关系得到了相关研究的证实, 但相关研究结果(导致抑郁 VS 缓解抑郁)并不一致”, 并分析产生不一致结果的原因——“社交网站使用行为及情绪体验是影响社交网站使用与青少年抑郁之间关系的关键因素”, 引入本研究的自变量(具体的社交网站使用行为: 上行社会比较)和中介变量(社交网站使用的情绪体验: 妒忌)。

然后, 通过阐述人格特质(反刍思维)和性别也是社交网站使用与青少年抑郁之间关系重要影响因素, 引入本研究的调节变量(人格特质: 反刍思维)和性别在社交网站上行社会比较与妒忌、抑郁之间关系中的作用。

具体修改如下:

“抑郁在国内外青少年群体中具有较高的检出率(20%-44%), 且呈逐年增长的趋势(Frison & Eggermont, 2015a; 孙晓军等, 2016), 它不仅是青少年心理健康的重要风险因素之一, 也是导致青少年药物滥用、自杀的主要原因(Frison & Eggermont, 2015; Vander Stoep et al., 2011)。因此, 青少年抑郁产生和发展的心理机制及影响因素一直是相关领域研究者关注的焦点。随着社交网站的普及, 社交网站使用与青少年抑郁的关系日益为研究者所重视, 并取

得了一系列成果(Frison & Eggermont, 2015b; Kross et al., 2013)。值得注意的是, 虽然社交网站使用与青少年抑郁之间的密切关系得到了相关研究的证实(Frison & Eggermont, 2015a; Simoncic, Kuhlman, Vargas, Houchins, & Lopez-Duran, 2014), 但相关研究结果(导致抑郁 VS 缓解抑郁)并不一致(姚琦, 马华维, 阎欢, 陈琦, 2014)。针对这一争议, 研究者分别以社交网站使用的行为因素、情绪体验因素为视角, 对社交网站使用与青少年抑郁的关系进行了探讨, 如社交网站社会比较(行为因素)、妒忌(情绪体验因素), 结果发现社交网站使用行为及情绪体验是影响社交网站使用与青少年抑郁之间关系的关键因素(Feinstein et al., 2013; Frison & Eggermont, 2015b; Tandoc, Ferrucci, & Duffy, 2015)。此外, 还有研究者指出社交网站使用与抑郁的关系还会受到个体的人格特质(反刍思维)和性别等因素的影响(Nesi & Prinstein, 2015; Shaw, Timpano, Tran, & Joormann, 2015)。因此, 随着研究的深入, 研究者认为未来研究中应综合考察上述因素在社交网站使用与青少年心理社会适应之间关系中的具体作用(姚琦, 马华维, 阎欢, 陈琦, 2014)。因此, 有必要同时考察妒忌(体验因素)和反刍思维(人格特质)以及性别在社交网站上行社会比较(具体行为)与青少年抑郁之间关系中的作用机制。”

意见 2: 从文中陈述来看, 妒忌的社会比较理论说明的是在平行比较中产生妒忌情绪, 并未介绍在上行比较中的情况, 如何解释? 在讨论中, 在解释妒忌的中介作用时, 作者也只考虑了平行比较的内容, 根本没有涉及上行比较, 与研究主题不符。

回应: 感谢专家的建议! 这是由于表述问题给专家带来了误解, 根据专家的建议对文中容易引起歧义的描述进行了相应的修改:

妒忌的社会比较理论认为人们总是愿意和自己处境相似的人进行比较, 相似程度越高, 社会比较的驱动力就越强。妒忌的体验出现在相似他人的特征威胁到个体自尊或个体在社会比较中发现自己占有的资源和能力不如他人时(即上行社会比较)。换言之, 个体与相似他人进行上行社会比较是妒忌产生的基础(杨丽娴, 张锦坤, 2009)。因此, “妒忌的社会比较理论认为人们倾向于同与自身处境或等级相似的他人进行比较, 当他人某一方面优于自己, 或自认为不如他人时, 就会产生妒忌情绪(杨丽娴, 张锦坤, 2009)”。这一观点中“人们倾向于同与自身处境或等级相似的他人进行比较”是指社会比较对象的身份与个体身份相似, 如中学生与中学生比较, 这是妒忌发生的前提条件之一, 即比较对象身份的相似性; “当他人某一方面优于自己, 或自认为不如他人”是妒忌发生的另一个前提条件, 即上行社会比较。文中表述的确容易引起歧义, 因此, 根据专家的建议将“妒忌的社会比较理论认为人们倾向于同与自身处境或等级相似的他人进行比较, 当他人某一方面优于自己, 或自认为不如他人时, 就会产生妒忌情绪(杨丽娴, 张锦坤, 2009)”改为“妒忌的社会比较理论也指出人们倾向于同与自身身份、地位、处境、等级相似的他人进行比较, 相似程度越高, 社会比较的驱动力就越强。当比较对象在某一方面优于自己, 或自认为不如他人时(即上行社会比较时), 就会产生妒忌情绪(杨丽娴, 张锦坤, 2009)。”。

意见 3: 在 1.3 中提出该研究的目的是明确社交网站上行社会比较在“何时影响”青少年抑郁问题,因此考察社交网站上行社会比较对抑郁的直接作用以及妒忌的中介作用是否会受到个体反刍思维的调节作用的影响。要是这一目的的话,只考察直接作用的调节作用就行了,而妒忌中介作用是否受到调节并不是为了这一目的,而是考察中介作用“何时”起作用。因此,在 1.3 反刍思维的调节作用中考察的是两个方面的内容,请分别陈述。另外,在这一部分中反刍思维在社交网站上行比较与妒忌关系中的调节作用也是一笔带过,并未专门针对这些变量进行分析,请补充相关材料。

回应: 感谢专家的建议!

(1) 根据审稿专家的建议,对“1.3 反刍思维的调节作用”的第一段进行了相应的修改,具体修改如下:

“社交网站上行社会比较能够通过妒忌的中介作用间接预测个体抑郁,这能够回答社交网站上行社会比较“如何影响”青少年抑郁的问题。但这并不能明确社交网站上行社会比较在“何时影响”青少年抑郁以及妒忌的中介作用在何时更加显著的问题。”

(2) 根据专家的建议,对“反刍思维的调节作用”的逻辑进行了重新梳理与组织:

首先,阐述了反刍思维的概念,说明反刍思维是一种相对稳定的人格特质;

其次,引入反刍反应风格理论,说明高、低反刍思维个体在遇到消极生活事件后的不同应对模式及情绪后果,即高反刍思维个体更容易在经历消极生活事件后,采取消极应对模式,并产生消极情绪。

然后,阐述社交网站上行社会比较作为一种消极生活事件会对个体的自我价值产生“威胁”,并进一步说明反刍思维能够调节社交网站上行社会比较与妒忌、抑郁之间的关系。

最后,提出“反刍思维的调节作用”的假设。

需要说明的是:由于本研究的中介变量(妒忌)和因变量(抑郁)作为两种常见的消极情绪,都可能被个体与他人的上行社会比较所诱发,且诱发过程基本一致,都是通过诱发“自己不如他人”、“他人更加优秀”的感觉,进而诱发妒忌和抑郁情绪的。因此,在阐述两种调节作用(①反刍思维在社交网站上行社会比较与妒忌关系中的调节作用;②反刍思维在社交网站上行社会比较与抑郁关系中的调节作用)时,采取了整体阐述的方式,即同时阐述反刍思维在社交网站上行社会比较与妒忌及抑郁关系中的调节作用。这样的表述能使得文章的逻辑和表达更为流畅。具体修改:

“1.3 反刍思维的调节作用

反刍思维是人类在经历消极生活事件后,反复思考消极生活事件及其产生的原因和潜在的不良后果,而不思考“改善或解决问题的策略”的现象,它既是一种相对稳定的人格特质,又是一种非适应性的应对模式,是消极生活事件导致个体抑郁的催化剂(Nolen-Hoeksema, 2007)——高反刍思维个体更容易在经历消极生活事件(如上行社会比较)后产生抑郁等消极情绪。根据反应风格理论(the response styles theory),高反刍思维的个体在面对消极生活事件(上行社会比较)所带来的“威胁”时,往往会反复思考“威胁”本身及其原因和潜在不良后果,而不能采取建设性的行动消除这种威胁,这会一定程度上放大消极生活事件(上行社会比较)诱发妒忌、抑郁等消极情绪的可能性;而低反刍思维的个体能够采取认知性问

题解决的思维方式,正确面对消极生活事件及其不良后果,避免个体产生妒忌、抑郁等消极情绪(Conway, Csank, Holm, & Blake, 2000)。社交网站上行社会比较会诱发个体对自我现状的不满,如“自己不如他人”、“他人更加优秀”等,使个体的自我价值感受到威胁(Chou & Edge, 2012)。因此,经历社交网站上行社会比较后,高反刍思维个体比低反刍思维个体更容易产生抑郁、妒忌等消极情绪。相关研究也表明反刍思维是其他变量(如不确定性容忍度)与个体情绪(如妒忌、抑郁等)之间关系中的重要调节变量(Liao & Wei, 2011; Vanhalst, Luyckx, Raes, & Goossens, 2012)。因此,反刍思维不仅能够调节社交网站上行社会比较对抑郁的直接效应,还能够调节社交网站上行社会比较与妒忌的关系,具体而言,反刍思维能够调节直接路径以及妒忌中介作用的前半段(H3)。”

意见 4: 需对研究假设 4 进行细化,哪些关系存在性别差异?方向是什么?

回应: 感谢专家的建议!结合审稿专家的建议 4 和 5,在“1.4 有调节的中介模型的性别差异”部分,对假设 4 进行了细化,并对哪些关系中可能存在性别差异进行了详细说明。

“1.4 有调节的中介模型的性别差异”是按照这一逻辑进行组织的:

首先,阐述了社交网站上行社会比较对抑郁的直接效应及妒忌在二者关系中的中介效应存在性别差异;其次,阐述了反刍思维在社交网站上行社会比较与妒忌、抑郁的关系中的两种调节作用可能存在性别差异。虽然,以往研究证实反刍思维特质存在性别差异,即与男生相比,女生更容易形成高反刍思维的人格特质,并从理论上表明反刍思维在其他变量中的调节作用可能存在性别差异,但是这一观点并没有得到实证研究的详细探讨,因此,本研究拟对反刍思维调节作用的性别差异进行开放性探讨,不对其进行明确假设。

具体修改如下:

“以往研究发现社交网站上行社会比较、妒忌和抑郁及其关系均存在性别差异。有关社交网站社会比较的研究发现,女生在社交网站使用过程中更容易进行上行社会比较(Haferkamp, 2011; Nesi & Prinstein, 2015)。就抑郁而言,由于女性比男性更容易形成消极的认知模式及认知功能失调,因此女性的抑郁水平更高(崔丽霞,史光远,张玉静,于园,2012;曹衍淼,王美萍,曹丛,陈光辉,张文新,2013)。涉及社交网站社会比较与抑郁之间关系的研究也发现,社交网站社会比较更容易诱发女性的抑郁症状(Nesi & Prinstein, 2015)。妒忌相关研究也发现,当发现社会比较对象比自己拥有更多的物质及社会资源时,女性更容易产生妒忌情绪(Hill, Buss, 2006; 杨丽娴,张锦坤,2008),且有研究者指出上行社会比较诱发女性妒忌情绪的过程具有一定的自发性,不易受个体人格特质(如反刍思维)的影响(Krasnova, Wenninger, Widjaja, & Buxmann, 2013; Tandoc, Ferrucci, & Duffy, 2015; 吴宝沛,张雷,2012)。因此,在探讨社交网站上行社会比较对抑郁的直接效应及妒忌在二者关系中的中介效应时有必要同时考察直接效应及中介效应的性别差异(Appel, 2015)。此外,反刍思维相关研究发现,与男生相比,女生的反刍思维水平较高(Johnson & Whisman, 2013),也有研究指出,在探讨反刍思维在其他变量与个体情绪之间关系中的作用机制(中介或调节)时应考虑性别的作用(Nolen-Hoeksema & Jackson, 2001; Nolen-Hoeksema & Harrell, 2002)。但是,以往研究尚未对

反刍思维在其他变量关系中的调节作用的性别差异进行详细探讨。因此,本研究拟对反刍思维调节作用的性别差异进行开放性探讨,不对其进行明确假设。综上,由于上述性别差异的存在,社交网站上行社会比较对青少年抑郁的直接效应、妒忌在二者关系中的中介效应以及反刍思维的调节效应可能存在性别差异,且社交网站上行社会比较对青少年抑郁的直接效应及妒忌在二者关系中的中介效应对女生更显著(H4)。”

意见 5: 需重新组织变量间关系的陈述顺序。如 1.2 妒忌中介作用中先陈述社交网站使用与妒忌的关系,再陈述妒忌与抑郁的关系; 1.4 中先陈述反刍思维在社交网站与抑郁关系中的调节作用的性别差异,再陈述反刍思维在社交网站与妒忌关系中的调节作用的性别差异。

回应: 感谢专家的建议!

(1) 根据两位审稿专家的建议,对“1.2 妒忌的中介作用”中变量间关系的陈述顺序进行了相应的修改,首先,介绍了妒忌的概念;其次,陈述了上行社会比较与妒忌的关系;然后,陈述了妒忌和抑郁的关系。最后,陈述了妒忌在社交网站上行社会比较与抑郁关系中的中介作用。

具体修改如下:

“1.2 妒忌的中介作用

妒忌是个体在社会比较过程中,因意识到别人拥有自己试图拥有但却缺乏的东西时所体验到的一种令人不快的感受,表现为自卑、敌意和怨恨的一种混合情绪(Parrott & Smith, 1993; 吴宝沛, 张雷, 2012; 杨丽娟, 张锦坤, 2009)。以往研究对影响妒忌情绪产生和发展的因素进行了深入探讨,表明上行社会比较是妒忌情绪产生的基础(Dunn, Ruedy, & Schweitzer, 2012);妒忌的社会比较理论也指出人们倾向于同与自身身份、地位、处境、等级相似的他人进行比较,相似程度越高,社会比较的驱动力就越强。当比较对象在某一方面优于自己,或自认为不如他人时(即上行社会比较时),就会产生妒忌情绪(杨丽娟, 张锦坤, 2009)。以往研究认为社交网中其他用户的幸福笑容、旅行相关动态以及个人成就等信息会诱发个体的妒忌情绪(Lin & Utz, 2015),且有研究发现社交网站上行社会比较对妒忌具有显著的正向预测作用(Krasnova, Wenninger, Widjaja, & Buxmann, 2013)。妒忌与个体心理社会适应的关系也是相关领域研究者关注的核心问题。研究发现妒忌会对个体的心理社会适应产生消极影响,如妒忌能够降低个体的主观幸福感水平,并对抑郁具有显著的正向预测作用(Milfont & Gouveia, 2009; Smith & Kim, 2007)。此外,研究还表明社交网站使用所诱发的妒忌情绪能够在社交网站使用(上行社会比较)与个体抑郁之间的关系中起中介作用(Appel, 2015; Tandoc, Ferrucci, & Duffy, 2015)。因此,社交网站上行社会比较能够通过妒忌的中介作用对青少年抑郁产生影响(H2)。”

(2) 本文构建模型为“有调节的中介模型”,根据温忠麟和叶宝娟(2014)的观点,“有调节的中介模型”的核心是中介作用,因此,在模型建构及数据分析时,首先,应对自变量和因变量的关系进行综述和分析,其次,应对中介效应进行综述和分析,第三,应对调节效应进行综述和分析。根据这一观点,在本研究中对“有调节的中介模型的性别差异”进行综述分

析时,首先,应探讨社交网站上行社会比较与抑郁关系的性别差异,即直接效应的性别差异;其次,应探讨妒忌在社交网站上行社会比较与抑郁关系中的中介作用的性别差异,即中介效应的性别差异;第三,应探讨反刍思维在社交网站上行社会比较、妒忌与抑郁关系中的调节作用的性别差异即,调节作用的性别差异。

此外,虽然反刍思维相关研究中指出,与男生相比,女生更容易形成高反刍思维的人格特质(Johnson & Whisman, 2013),且有研究认为在探讨反刍思维在其他变量与个体情绪之间关系中的作用机制时应考虑性别的作用(Nolen Hoeksema & Jackson, 2001; Nolen-Hoeksema & Harrell, 2002)。但并没有研究对反刍思维在其他变量关系中的调节作用的性别差异进行详细探讨。因此,本研究拟对反刍思维的调节作用的性别差异进行开放性探索,不对其做明确的假设。

因此,结合审稿专家的建议 4 和 5,将“**1.4 有调节的中介模型的性别差异**”进行如下修改:

“1.4 有调节的中介模型的性别差异

以往研究发现社交网站上行社会比较、妒忌和抑郁及其关系均存在性别差异。有关社交网站社会比较的研究发现,女生在社交网站使用过程中更容易进行上行社会比较(Haferkamp, 2011; Nesi & Prinstein, 2015)。就抑郁而言,由于女性比男性更容易形成消极的认知模式及认知功能失调,因此女性的抑郁水平更高(崔丽霞,史光远,张玉静,于园,2012;曹衍淼,王美萍,曹丛,陈光辉,张文新,2013)。涉及社交网站社会比较与抑郁之间关系的研究也发现,社交网站社会比较更容易诱发女性的抑郁症状(Nesi & Prinstein, 2015)。妒忌相关研究也发现,当发现社会比较对象比自己拥有更多的物质及社会资源时,女性更容易产生妒忌情绪(Hill, Buss, 2006; 杨丽娟,张锦坤,2008),且有研究者指出上行社会比较诱发女性妒忌情绪的过程具有一定的自发性,不易受个体人格特质(如反刍思维)的影响(Krasnova, Wenninger, Widjaja, & Buxmann, 2013; Tandoc, Ferrucci, & Duffy, 2015; 吴宝沛,张雷,2012)。因此,在探讨社交网站上行社会比较对抑郁的直接效应及妒忌在二者关系中的中介效应时有必要同时考察直接效应及中介效应的性别差异(Appel, 2015)。此外,反刍思维相关研究发现,与男生相比,女生的反刍思维水平较高(Johnson & Whisman, 2013),也有研究指出,在探讨反刍思维在其他变量与个体情绪之间关系中的作用机制(中介或调节)时应考虑性别的作用(Nolen-Hoeksema & Jackson, 2001; Nolen-Hoeksema & Harrell, 2002)。但是,以往研究尚未对反刍思维在其他变量关系中的调节作用的性别差异进行详细探讨。因此,本研究拟对反刍思维调节作用的性别差异进行开放性探讨,不对其进行明确假设。综上,由于上述性别差异的存在,社交网站上行社会比较对青少年抑郁的直接效应、妒忌在二者关系中的中介效应以及反刍思维的调节效应可能存在性别差异,且社交网站上行社会比较对青少年抑郁的直接效应及妒忌在二者关系中的中介效应对女生更显著(H4)。”

意见 6: 1.5 中反刍反应风格理论的具体内涵是什么?怎么在问题提出中没有提及和介绍?

回应: 感谢专家的建议!

反应风格理论 (the response styles theory) 最早是 Nolen-Hoeksema 在解释抑郁情绪的性别差异时提出来的(Nolenhoeksema, 1987; Smith & Alloy, 2009), 后来被广泛应用于解释抑郁产生和发展的心理机制。该理论认为个体遭遇消极生活事件后, 存在两种反应方式, 即反刍反应风格和转移反应风格, 反刍反应风格是指个体在遭遇消极生活事件后, 反复关注消极事件本身及其原因和潜在的不良后果, 典型表现是强迫思考糟糕的感觉和原因, 如“我为什么不如别人? 我到底什么地方做的不够好? 我不认为我能摆脱”。这种反应是消极的, 妨碍解决问题, 不利于心理健康。转移反应风格是指个体在遇到消极生活事件后, 能够主动采取认知性解决问题的思维方式, 正确面对消极生活事件, 使个体从不利的情景中转移出来, 避免个体产生消极情绪, 对促进个体心理健康具有重要意义。根据这一理论, Nolen-Hoeksema 于 1991 年编制了反刍反应量表(ruminative responses scale, RRS), 共包含三个维度 (对自我的关注、对当下行为表现的关注和对可能的原因、结果的关注), 22 个项目。此后, Nolen-Hoeksema 与同事一起对该问卷进行了修订, 修订后的问卷去掉了原问卷中与抑郁症状相关维度, 共包含 10 个项目, 所有项目得分相加即为问卷总分。分数越高, 表明个体反刍思维水平越高, 即个体在遇到消极生活事件时, 越容易采取反刍反应风格, 相反, 分数越低, 表明个体反刍思维水平越低, 即个体在遇到消极生活事件时, 越容易采取转移反应风格 (Treyner, Gonzalez, & Nolen-Hoeksema, 2003)。

根据专家的建议, 已经在“1.3 反刍思维的调节作用”中对反应风格理论进行了相应的介绍。

“根据反应风格理论 (the response styles theory), 高反刍思维的个体在面对消极生活事件 (上行社会比较) 所带来的“威胁”时, 往往会反复思考“威胁”本身及其原因和潜在不良后果, 而不能采取建设性的行动消除这种威胁, 这会在一定程度上放大消极生活事件 (上行社会比较) 诱发妒忌、抑郁等消极情绪的可能性; 而低反刍思维的个体能够采取认知性解决问题的思维方式, 正确面对消极生活事件及其不良后果, 避免个体产生妒忌、抑郁等消极情绪 (Conway, Csank, Holm, & Blake, 2000)。”

意见 7: 在问题提出中一直说的是本研究考察的妒忌是社交网站使用中的情绪体验因素, 但是在妒忌测量工具中为何没有体现社交网站的情境? 更像是一个人的特质, 比如题项中有“我通常感到不如别人”, “很多朋友比我幸福”, “生活很不公平”。

回应: 感谢专家的仔细审读与指正!

社交网站情境是在指导语中界定的——请你对自己在日常生活中使用社交网站的情绪体验进行评估。

该问卷是 Tandoc Jr., Ferrucci, & Duffy(2015)在探讨社交网站使用、妒忌与抑郁的关系时采用的妒忌问卷, 该问卷共包含 8 个项目, 主要测量的是个体在社交网站使用中的情绪体验。例如: “看到别人总是玩得很开心, 我感到沮丧”、“我希望能像一些朋友们那样尽可能多地去旅行”等, 所有项目均采用 1-5 五级评分, 所有项目得分相加即为妒忌问卷总分, 分数越高, 表明个体的妒忌情绪越强。在 Tandoc Jr., Ferrucci, & Duffy(2015)一文中, 妒忌问卷的介

绍部分并未对该问卷的范围（即在社交网站使用过程中）进行限定，并在行文过程中仍采用了“Facebook envy”一词。虽然，以往研究者采用此问卷测量“Facebook envy”，但正如专家所言，采用此问卷考察社交网站使用中的情绪体验因素（妒忌）时，应在测量工具中体现“社交网站情境”的相关信息。因此，本研究在发放问卷时，在问卷的卷首指导语中对问卷的实测范围进行了限定，即“同学们好，我们是 XX 大学的研究人员，正在进行一项关于社交网络使用情况的调查研究，需要你们帮助完成”，并在妒忌问卷的指导语（“请你对自己在日常生活中使用社交网站的情绪体验进行评估”）中对问卷的测量情景进行了限定。问卷实测过程中，主试根据问卷施测标准手册，对每个问卷也进行了相应地讲解。在此，感谢专家仔细审读与指正，已经在上传稿件附上了完整版的妒忌问卷。

意见 8: 分析思路中所列的控制变量为何与摘要中所列的控制变量不一致？为什么控制了年龄之后还要再控制年级？在附件中并未见到 Mplus 语句。

回应: 感谢专家的仔细审读与指正！摘要中所列控制变量存在笔误，已根据正文对摘要中所列的控制变量进行修改。

年龄是衡量非正式学习和积累的经验以及成熟的尺度，而年级则是衡量正规学校教育的尺度，是两种不同的效应来源(黄飞, 李育辉, 张建新, 2008)。年龄效应标示的是生理成熟以及学校外的经验带来的发展效应，而年级效应则显示接受正规教育的经历而带来的发展效应。因此，在以学龄期个体为对象的研究中应同时对年龄效应和年级效应进行控制，以提高研究的科学性和严谨性。

就年龄而言，以往研究认为社交网站使用是一种工具使用行为，他会受到个体非正式学习和经验积累以及成熟（年龄）的影响。McAndrew & Jeong(2012)的研究发现，年龄与社交网站使用行为（例如，照片发布、使用时间）呈显著负相关；且发现年龄能够负向预测个体浏览社交网站中社会比较信息、寻求他人个人信息、印象管理、群体互动等社交网站使用行为，也能够正向预测社交网站家庭互动、个人互动以及浏览他人社交网站主页的行为。因此，在探讨社交网站使用行为与个体心理社会适应之间的关系时，应对被试的年龄进行控制，以提高研究的科学性 & 严谨性。本研究中，社交网站上行社会比较会受到个体浏览他人社交网站主页及社会比较信息的影响。因此本研究对青少年的年龄进行了相应的控制。

就年级而言，以往研究认为社交网站使用的频率会受到个体学习压力等生活压力事件的影响(Yang, 2014)。本研究中所有被试均为高中生，随着年级的升高，被试面临的学习压力越来越大，使用社交网站的时间、动机等因素均会受到一定的影响，这会影响到本研究中的核心变量社交网站上行社会比较的发生频率，因此要对年级因素进行相应的控制。年级在一定意义上代表了个体的受教育水平，个体的受教育水平会影响个体处理抑郁等消极情绪的能力(田录梅, 陈光辉, 王姝琼, 刘海娇, 张文新, 2012)。此外，有研究指出青少年正处于社会性与人格发展的重要时期，在探讨其他变量对青少年心理社会适应的影响时，应考虑对年级因素进行相应的控制，以提高研究的严谨性(田录梅, 张文新, 陈光辉, 2014)。

综上，本研究在对有调节的中介模型进行验证时，同时控制了年龄因素和年级因素，

以提高研究的科学性和严谨性。

再次感谢专家的仔细审读与指正！上传稿件时遗漏了 Mplus 语句，在这里向专家表示歉意，现已在正文后附上，请审稿专家批评指正。

妒忌中介效应的性别差异检验 Mplus 语句：

DATA: FILE IS model-bsgt.dat;

VARIABLE: NAMES =X M1 W Y G1 G2 G3 T1 F1 T2;

USEVARIABLE= X M1 W Y G1 G2 G3 T1 F1 T2 INT;

GROUPING IS G1 (1= male 2= female);

DEFINE: CENTER X M1 W(grandmean);! 此处选择总均值中心化。

DEFINE: INT=X*W; !生成交互项，假设 X,M 和 W 已中心化；

ANALYSIS: BOOTSTRAP=5000;

MODEL: M1 ON X(a1)

W(a2)

Int(a3)

G2

G3

T1

F1

T2;

Y ON X(c1)

M1(b)

W(c2)

Int(c3)

G2

G3

T1

F1

T2;

MODEL female: M1 ON X(a11)

W(a21)

Int(a31)

G2

G3

T1

F1

```

T2;
Y ON X(c11)
M1(b1)
W(c21)
Int(c31)
G2
G3
T1
F1
T2;

MODEL CONSTRAINT:
NEW(H1-H5);
NEW(K1-K6);
H1=a1*b; !当调节变量取值为 0 时, 中介效应(a1+a3U)b 的取值
H2=a3*b; !a3b 的估计
H3=H1+H2; !当调节变量取值为 1 时, 中介效应(a1+a3U)b 的取值
H4=H1-H2; !当调节变量取值为-1 时, 中介效应(a1+a3U)b 的取值
H5=H3-H1; !调节变量取值为 1 和 0 时, 中介效应(a+a3U)(c+c2U)的差值

K1=a11*b1; !当调节变量取值为 0 时, 中介效应(a1+a3U)b 的取值
K2=a31*b1; !a3b 的估计
K3=K1+K2; !当调节变量取值为 1 时, 中介效应(a1+a3U)b 的取值
K4=K1-K2; !当调节变量取值为-1 时, 中介效应(a1+a3U)b 的取值
K5=K3-K1; !调节变量取值为 1 和 0 时, 中介效应(a+a3U)(c+c2U)的差值
K6=K1-H1; !当调节变量取值为 0 时, 中介效应在女生组与男生组之间的差值
OUTPUT: Stdyx cinterval(bcbootstrap);

```

意见 9：共同方法偏差检验中应对 EFA 的因子旋转情况进行说明？另外，在数据收集过程中有没有进行共同方法偏差方面的程序控制？

回应：感谢专家的建议！

根据以往研究的做法及相关学者的观点(周浩, 龙立荣, 2004), 从问卷施测的程序方面, 本研究在问卷施测过程中采用匿名填写、对部分条目进行反向的方式尽可能降低共同方法偏差存在的可能性。这一点自检报告中“共同方法偏差”部分有所体现。现已根据专家的建议在正文中对上述内容进行了补充。

共同方法偏差检验方面, 在采用 EFA 进行共同方法偏差检验时应该对因子旋转情况进

行详细的说明。根据周浩和龙立荣(2004)的建议本研究在采用 EFA 对可能存在共同方法偏差检验进行检验时, 是把所有变量放到一个探索性因素分析中, 检验未旋转的因素分析结果, 结果显示共有 8 个因子特征值大于 1, 且第一个因子所能解释的变异量仅 22.088%, 远小于 40%的临界标准, 故不存在严重的共同方法偏差。但是, 正如第一位专家的建议, 周浩和龙立荣(2004)指出现在更普遍的是采用验证性因素分析法对共同方法偏差进行检验。因此, 为了更好地对可能存在的共同方法偏差进行检验, 提高稿件的科学性和严谨性, 现采用验证性因素分析的方法对可能存在的共同方法偏差进行检验, 具体修改如下:

“本研究中各变量数据均通过问卷法收取, 因此需要对可能存在共同方法偏差进行程序控制和检验。首先, 在问卷施测过程中, 所有问卷均采用匿名方式填写, 并对部分条目进行反向表述处理, 以降低共同方法偏差产生的可能性; 其次, 在数据分析前, 根据周浩和龙立荣(2004)所推荐的共同方法偏差检验方法之一——Harman 单因子检验法, 采用 Amos21.0, 设定所有变量的公因子为 1, 将所有变量的各个项目作为外显变量进行验证性因素分析, 验证性因素分析结果显示: 模型的拟合指数($\chi^2/df=51.632$, $CFI=0.456$, $NFI=0.453$, $RMSEA=0.217$)不理想, 故不存在严重的共同方法偏差。”

意见 10: 中介效应检验是本研究研究的基础, 所以应先对中介效应进行检验。表 3 和表 5 所列的是考虑了调节变量分组之后的中介效应 bootstrap 结果, 应先报告未分组时的检验结果的置信区间。

回应: 感谢专家的建议! 正如专家所言, 中介效应是“有调节中的中介模型”的核心, 因此对有调节的中介模型进行检验时, 首先应对“简单中介效应”进行检验, 其次, 再将调节变量纳入模型进行分析, 以获取中介效应在调节变量的不同水平 ($-1SD$ 、 M 、 $1SD$) 上的效应值(温忠麟, 叶宝娟, 2014)。因此对文中数据分析部分进行相应的补充与修改, 具体修改如下:

“3.3 社交网站上行社会比较与抑郁的关系: 有调节的中介模型检验

采用 Hayes (2012)编制的 Spss 宏对理论假设模型进行检验。首先, 对妒忌的中介效应进行检验, 结果见表 2、3。社交网站上行社会比较对抑郁的直接预测作用显著($\beta=0.24$, $t=7.30$, $p<0.01$), 且当放入中介变量妒忌后, 该直接作用就不显著了($\beta=0.03$, $t=1.91$, $p>0.05$), 而社交网站上行社会比较对妒忌的预测作用显著($\beta=0.34$, $t=9.28$, $p<0.01$), 妒忌对抑郁的预测作用也显著($\beta=0.27$, $t=15.26$, $p<0.01$)。此外, 妒忌的中介效应的 bootstrap95%置信区间的上、下限不包含 0(见表 3), 表明妒忌能够在社交网站上行社会比较对抑郁的影响中起中介作用。

表 2 妒忌的中介模型检验

回归方程 (N=836)		拟合指标			系数显著性	
结果变量	预测变量	R	R ²	F(df)	B	t
抑郁	性别	0.27	0.08	9.55(7)	0.08	2.31*
	年龄				0.02	0.29
	年级				-0.02	-0.27
	SNS 好友数量				-0.06	-1.64
	SNS 频次				0.02	0.51
	SNS 时间				0.08	2.44*
	SNS 上行社会比较				0.24	7.30**
妒忌	性别	0.36	0.13	14.88(7)	0.06	0.96
	年龄				-0.01	-0.22
	年级				0.09	1.41
	SNS 好友数量				-0.04	-2.28*
	SNS 频次				0.01	0.54
	SNS 时间				0.001	1.55
	SNS 上行社会比较				0.34	9.28**
抑郁	性别	0.57	0.33	44.12(8)	0.06	2.10*
	年龄				0.01	0.46
	年级				-0.04	-1.12
	SNS				-0.003	-0.40
	好友数量					
	SNS 频次				0.002	0.25
	SNS 时间				0.0002	1.63
	妒忌				0.27	15.26**
	SNS 上行社会比较				0.03	1.91

(注: 模型中各变量均采用平均分带入回归方程, 下同)

表 3 妒忌的中介效应

	间接效应值	Boot 标准误	Boot CI 下限	Boot CI 上限
妒忌	0.09	0.01	0.07	0.12

(注: 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; 所有数值通过四舍五入保留两位小数, 下同)

其次, 对反刍思维的调节效应进行检验, 结果见表 4、5。将调节变量反刍思维放入模型后, 社交网站上行社会比较与反刍思维的乘积项对妒忌的预测作用显著($\beta= 0.07, t= 2.54, p<0.01$), 对抑郁的预测作用不显著($\beta= 0.02, t= 1.57, p>0.05$), 说明反刍思维只能够在社交网站上行社会比较对妒忌影响中起调节作用。进一步简单斜率分析表明(见图 1), 反刍思维水平较高的被试, 社交网站上行社会比较对妒忌具有显著的正向预测作用, $simple\ slope = 0.31, t = 9.20, p < 0.001$; 而对于反刍思维水平较低的被试, 社交网站上行社会比较虽然也会对妒忌产生正向预测作用, 但其预测作用较小, $simple\ slope = 0.19, t = 5.43, p < 0.001$, 表明随着个体反刍思维水平的提高, 社交网站上行社会比较对妒忌的预测作用呈逐渐增大趋势, 且

妒忌在社交网站上行社会比较对抑郁影响中的中介效应也呈上升趋势（见表5）。

表4 有调节的中介模型检验

回归方程 (N=836)		拟合指标			系数显著性	
结果变量	预测变量	R	R ²	F(df)	B	t
妒忌	性别	0.38	0.15	12.69(9)	0.07	1.08
	年龄				-0.01	-0.19
	年级				0.10	1.50
	SNS 好友数量				-0.04	-2.35*
	SNS 频次				0.01	0.68
	SNS 时间				0.001	1.61
	SNS 上行社会比较				0.32	8.45**
	反刍思维				0.11	2.06**
	SNS 上行比较×反刍				0.07	2.54*
	抑郁				性别	0.58
年龄		0.01	0.40			
年级		-0.03	-0.93			
SNS		-0.005	-0.72			
好友数量		0.002	0.44			
SNS 频次		0.0001	1.73			
SNS 时间		0.26	14.96**			
妒忌		0.02	1.14			
SNS 上行社会比较		0.06	3.95**			
反刍思维		0.02	1.57			
SNS 上行比较×反刍						

表5 在反刍思维的不同水平上妒忌的中介效应

	反刍	间接效应值	Boot 标准误	Boot CI 下限	Boot CI 上限
	1.78 (M-1SD)	0.06	0.02	0.04	0.09
妒忌	2.39 (M)	0.08	0.01	0.06	0.11
	3 (M+1SD)	0.10	0.02	0.07	0.13

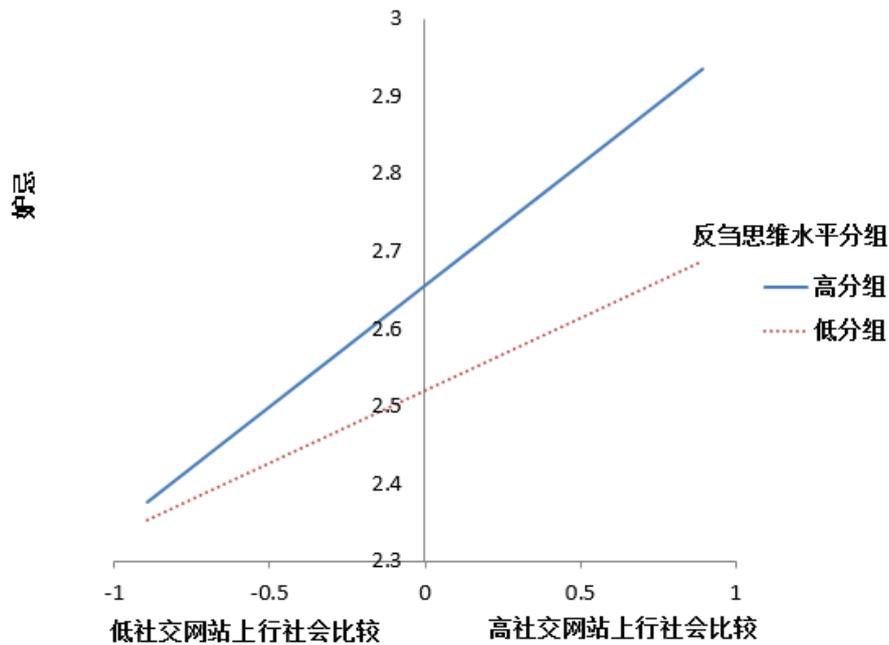


图 1 反刍思维在社交网站上行社会比较与妒忌之间关系中的调节作用”

意见 11：文中所列的表格并没有给出所有分析结果，因而对于未列在表格中的数据结果在文中提及时应将相关结果写出来，比如在“且当放入中介变量妒忌后，该直接作用就不显著了，而社交网站上行社会比较对妒忌的预测作用显著，妒忌对抑郁的预测作用也显著。”中，应将相应的标准化回归系数，t 值，p 值进行补充。

回应：感谢专家的仔细审读与指正！已经对文中相应的标准化回归系数、t 值、p 值进行了相应的补充。

审稿人 3 意见：

“社交网站中的上行社会比较与抑郁的关系”写作流畅，综述较全面，数据分析方法使用正确，分析较全面。但是，文中还有一些问题需要做出解释或完善。

意见 1：研究为何选择青少年作为被试群体？尤其为何研究青少年抑郁？在文中未作说明。

回应：本研究以青少年为被试群体，探讨青少年抑郁主要是出于以下几点考虑：

首先，青少年已成为社交网站最活跃的用户群体。中国互联网络信息中心于 2014 年 7 月发布的中国社交类应用用户行为研究报告显示，截止 2014 年 5 月，社交网站用户占整体网民的 61.7%，其中，10-19 岁青少年占社交网站用户群体的 33.8%，高中/中专/技校学生占社交网站用户群体的 30.3%。由此可知，青少年已经成为社交网站的重要用户群体之一。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(Ellison, 2007)。社交网站既能够满足青少年自我展示、获取归属感等需要(Hristova, Musolesi, & Mascolo, 2014; Seidman, 2013)，提高青少年的社会资本(Vitak, Ellison, & Steinfield, 2011)，对青少年心理社会适应产生积极影响；也能够提高青少年与他人进行上行社会比较的频率(Appel, 2015)，诱发青少年的妒忌、抑郁

等消极情绪(Tandoc Jr., Ferrucci, & Duffy, 2015; Ma, Eickhoff, & Moreno, 2013), 进而对青少年的心理健康发展产生消极影响。因此, 以青少年为被试, 探讨社交网站上行社会比较与青少年抑郁的关系及妒忌和反刍思维在二者关系中的作用, 对引导青少年正确使用社交网站并使之为其心理社会适应服务, 避免社交网站所带来的消极影响具有重要的理论及现实意义。

其次, 青少年处于个体从幼稚走向成熟的过渡时期, 其应对消极生活事件及生活压力的能力尚显不足, 个体身体和心理等方面的巨大变化及个体发展所带来的各种成长危机, 往往会使青少年的抑郁症状增多(崔丽霞, 史光远, 张玉静, 于园, 2012)。国内外研究表明抑郁在青少年群体中具有较高的发生率, 其检出率在 20%-44%之间, 且呈急速增长趋势, 是导致青少年自杀的主要原因之一(Costello, Swendsen, Rose, & Dierker, 2008; 崔丽霞, 史光远, 张玉静, 于园, 2012)。因此, 青少年抑郁产生及发展的影响因素一直是国内外相关领域研究者关注的核心问题。且随着社交网站的普及, “社交网站抑郁”成为社会各界关注的焦点(Ma, Eickhoff, & Moreno, 2013), 社交网站作为青少年抑郁产生和发展的潜在风险因素日益为研究者所重视(Frison & Eggermont, 2016)。探讨社交网站使用对青少年抑郁产生和发展的作用机制是目前国内外研究者关注的核心问题。因此, 以青少年抑郁为焦点, 探讨社交网站上行社会比较与青少年抑郁的关系及妒忌和反刍思维在二者关系中的作用, 对明晰社交网站使用诱发青少年抑郁的作用机制, 引导青少年合理使用社交网站, 降低社交网站使用诱发青少年抑郁的风险具有重要的理论及现实意义。

根据专家的建议, 在正文中对上述内容进行了相应地补充。具体内容如下:

“社交网站(Social Network Service, SNS)也称“社会性网络服务”, 它是基于网络的社交服务平台, 有助于个体维持已有的人际关系并建立新的人际关系(Ellison, 2008; Tosun, 2012), 在青少年群体中具有较高的普及率。相关数据显示, 青少年占社交网站用户群体的 33.8%, 高中/中专/技校学生占社交网站用户群体的 30.3%(中国互联网络信息中心, 2014)。”

“抑郁在国内外青少年群体中具有较高的检出率 (20%-44%), 且呈逐年增长的趋势(Frison & Eggermont, 2015a; 孙晓军等, 2016), 它不仅是青少年心理健康的重要风险因素之一, 也是导致青少年药物滥用、自杀的主要原因(Frison & Eggermont, 2015; Vander Stoep et al., 2011)。”

意见 2: 在研究所使用的工具中, 作者介绍了“上行社会比较”的测量工具并作了范围限定: “在社交网站中”(这里的社交网站指 QQ 空间), 这与文末的附件问卷对社交网站的定义不同。建议作者核查, 并在综述中说明为何选择这些网站作为青少年 SNS 的限定。

回应: 感谢专家的仔细审读与指正! 正如专家所言, 本研究正式问卷部分并未对社交网站的范围进行严格限定。因此, 在专家的建议下, 对正文问卷介绍部分进行相应的修改, 具体修改如下:

“采用白学军、刘旭和刘志军(2013)翻译 Gibbons 和 Buunk(1999)编制的爱荷华-荷兰比较倾向量表(INCOM)中的上行比较分量表。为了使测量具有针对性, 将原问卷中比较的范围限定为“在社交网站中”, 并对该问卷进行验证性因素分析, 结果显示各个拟合指标良好: χ^2/df

$\alpha_9 = 3.85$, $RMSEA = 0.06$, $AGFI = 0.97$, $NFI = 0.99$, $GFI = 0.99$, $IFI = 0.99$, $TLI = 0.98$, $CFI = 0.99$, 项目的因子载荷在 0.63—0.83 之间。该问卷共有 6 个题项, 采取 1-5 五点计分, 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。该问卷的 Cronbach α 系数为 0.89。”

社交网站允许个体建立一个公开或半公开的个人主页, 并列出具体的其他用户, 还能使个体便捷地浏览自己及其相关联用户的各种链接(Ellison, 2007), 如 MySpace, Facebook 等, 其中, Facebook 的普及率最高, 其用户规模已达 11.1 亿, 约占世界总人口的 16%(Michikyan, Dennis, & Subrahmanyam, 2014)。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、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、发布更新状态、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分别为 57.3% 和 54%, 人人网的渗透率和经常访问率分别为 (16.4% 和 2.7%)、和开心网的渗透率和经常访问率分别为 (14.8% 和 0.9%) (中国互联网络信息中心, 2014)。因此, 根据我国多个社交网站并存的具体国情, 本研究并未对社交网站的范围进行严格限定。

意见 3: 研究中使用的抑郁量表是否(CES-D)是否适合测量正常人群?

回应: 感谢专家的仔细审读与指正!

流调中心抑郁量表(CES-D)是由 Radloff(1977)编制的, 该量表是特别为评价当前抑郁症状的频度而设计的, 着重于评估抑郁情感或心境, 试图用于不同时点断面调查结果的对比(汪向东, 王希林, 马弘, 1999)。

与 Beck 抑郁量表(BDI)和 Zung 氏抑郁量表(SDS)不同, CES-D 主要用于正常群体抑郁症状发生频率的评估, 不能用于临床目的, 不能用于对治疗过程中抑郁严重程度变化的监测。CES-D 共有 20 个条目, 代表了抑郁症状的主要方面, 是作者 Radloff 通过对大量临床文献及已有量表做因子分析中提取出来的。条目反映了抑郁状态的以下六个侧面: 抑郁心情、罪恶感和无价值感、无助与无望感、精神运动性迟滞、食欲丧失、睡眠障碍。国内外研究中, 流调中心抑郁量表(CES-D)通常被用于评估正常群体抑郁症状的发生频率(Steers, Wickham, & Acitelli, 2014; Tandoc Jr., Ferrucci, & Duffy, 2015; Zhou, Liu, Niu, Sun, & Fan, 2017; 崔丽霞, 史光远, 张玉静, 于园, 2012; 陶沙, 2006; 杨娟, 章晨晨, 姚树桥, 2010)。

意见 4: 研究结果中, “表 3 妒忌的中介效应及反刍思维的调节效应”中“反刍”列下数字未标识出为何指标。“且妒忌在社交网站上行社会比较对抑郁影响中的中介效应也呈上升趋势(见表 3)”是根据表 3 中的哪项指标得出的结果?

回应: 感谢专家的仔细审读与指正! 结合三位专家的建议, 对正文中数据表格部分进行相应的补充和修改(见表 5), 表 5 中, “反刍思维”所对应的一列代表了反刍思维的三个水平:

1.78 (*M-1SD*), 2.39 (*M*), 3 (*M+1SD*), 反刍思维的每个水平 (*M-1SD*, *M*, *M+1SD*) 所对应的一行是指: 当反刍思维取值为 *M-1SD*, *M* 或 *M+1SD* 时, 妒忌的中介效应值 (间接效应值) 分别为 0.06, 0.08 及 0.10; 由此可知, 随着反刍思维取值的增大 (*M-1SD* → *M* → *M+1SD*), 妒忌在社交网站上行社会比较与抑郁的关系中的中介效应也成上升趋势 (0.06 → 0.08 → 0.10)。为了便于读者理解表中“反刍思维”一行所代表的意思, 分别在表中反刍思维的三个水平: 1.78, 2.39, 3 后注明 *M-1SD*, *M*, *M+1SD*, 以提高表格的可读性。

具体修改如下:

“表 5 在反刍思维的不同水平上妒忌的中介效应

	反刍思维	间接效应值	Boot 标准误	Boot CI 下限	Boot CI 上限
	1.78 (<i>M-1SD</i>)	0.06	0.02	0.04	0.09
妒忌	2.39 (<i>M</i>)	0.08	0.01	0.06	0.11
	3 (<i>M+1SD</i>)	0.10	0.02	0.07	0.13

意见 5: 与作者探讨一个问题: 使用社交软件是否产生上行社会比较, 是否影响妒忌和抑郁可能与 SNS 使用方式有关, 表 2 中显示 SNS 时间和性别都能显著预测抑郁, SNS 好友数量反向预测妒忌, 这可能表明男性和女性可能使用 SNS 的方式不同, 所以才出现女性更容易妒忌、抑郁得分稍高的结果。所以这些有关社交网站的使用情况调查可以作为作者区分或筛选被试的标准。

回应: 感谢专家的建议! 正如专家所言, 以往研究表明不同社交网站使用行为 (方式) 对个体心理社会适应的影响不同 (Rosen, Whaling, Rab, Carrier, & Cheever, 2013), 且有研究指出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 (姚琦, 马华维, 阎欢, 陈琦, 2014)。本研究也正是基于这一点, 拟探讨具体的社交网站使用行为 (社交网站中的上行社会比较) 与个体心理社会适应的关系。以往研究还发现, 男性和女性在社交网络使用动机和具体行为方面存在差异。与男性相比, 女性在社交网站使用过程中更多地通过发布照片等方式进行印象管理 (McAndrew & Jeong, 2012), 女性更倾向于利用社交网络开展社会互动, 以维持或促进人际关系, 如比男性用户更多地上传自己的照片、更新状态等; 而男性则更倾向于在社交网络上进行任务导向的活动, 如比女性用户更多地玩社交网络上的网络游戏、利用社交网络约会等 (Muscanell, 2013)。因此, 本研究在数据分析前, 采用独立样本 t 检验对青少年的社交网站上行社会比较、妒忌、反刍思维、以及抑郁的性别差异进行检验, 结果表明青少年社交网站上行社会比较、妒忌以及反刍思维均不存在性别差异 (上行比较: $t=-0.58, p>0.05$; 妒忌: $t=-0.95, p>0.05$; 反刍思维: $t=0.29, p>0.05$), 而抑郁的性别差异显著 ($t=-2.37, p<0.05$), 与男生相比, 女生的抑郁水平更高。因此, 为了提高研究结果的科学性和严谨性, 将性别作为本研究的控制变量在数据分析时进行相应的控制。

社交网站使用时间和社交网站朋友数量也是影响个体社交网站使用行为的重要因素。以往研究发现社交网站朋友数量不仅能够正向预测个体的社交网站使用时间, 而且能够正向预测个体的线上社会比较、印象管理、他人信息搜索等行为 (McAndrew & Jeong, 2012)。且

有研究指出社交网站使用时间是影响社交网站使用行为与个体心理社会适应之间关系的关键因素(Kross et al., 2013)。因此，本研究在探讨社交网站使用行为与个体心理社会适应之间的关系时对社交网站使用时间和社交网站朋友数量进行了控制，以提高研究结果的科学性和严谨性。

意见6: 讨论部分，“反刍思维的调节作用”中解释说服力较弱。

回应: 感谢专家的建议！根据专家的建议对讨论部分“反刍思维的调节作用”进行了相应的补充，具体内容如下：

“研究发现反刍思维在社交网站上行社会比较对青少年抑郁的直接作用的调节效应不显著，表明社交网站上行社会比较对青少年抑郁的直接预测作用不易受个体反刍思维水平的影响。这一结果与以往研究结果一致，Schwartz 和 Koenig(1996)对 14~18 岁的青少年为被试，对反刍思维在应激性生活事件与青少年抑郁关系中的调节作用进行研究发现，在遇到应激性生活事件时，高、低反刍思维个体的抑郁症状的严重程度并不存在差异。这可能是因为在社交网站中与他人相关的积极信息具有多元性，为个体与他人的上行社会比较提供了多样化的比较元素，如衣着、外貌、旅行、成就、幸福家庭以及个人才艺等(Lee, 2014)，这使得社交网站上行社会比较所带来的“威胁”渗透到了个体心理的各个方面，面对这种“全面”的威胁，低反刍思维个体虽然能够主动采取积极应对策略，以缩短个体与比较对象之间的差距，降低社交网站上行社会比较的消极影响，但是，处理这种“全面”的威胁往往需要自己投入较多的心理、社会资源，付出的身心健康代价更大。因此，低反刍思维对社交网站上行社会比较的消极影响的缓冲作用并不明显。

此外，研究发现反刍思维对妒忌的中介效应的调节作用显著，且该调节作用发生在社交网站上行社会比较与妒忌之间。即与反刍思维水平较低的个体相比，社交网站使用更容易诱发高反刍思维个体的妒忌情绪，并提高其抑郁水平。该结果表明，反刍思维作为一种稳定的人格特质，能够在其他变量对个体心理社会适应的预测作用中起调节作用。以往研究发现反刍思维能够通过激活负面联想记忆网络，干扰注意力和可行性行为等方式对个体的心理社会适应产生消极影响(Huffziger, Ebner-Priemer, Koudela, Reinhard, & Kuehner, 2012)。在经历社交网站上行社会比较后，高反刍思维个体的负面联想记忆网络更容易被激活，这不仅会诱发个体的负性自动思维和消极自我评价，并使个体自我价值受到威胁，进而提高个体产生妒忌情绪的可能性。妒忌情绪产生的妒忌评价维持模型(Self-evaluation maintenance, SEM)也指出自我评价受到威胁是妒忌情绪产生和发展的关键因素(杨丽娟, 杨治良, 2011)。另一方面，高反刍思维个体在经历消极生活事件(社交网站上行社会比较)后，更容易出现注意力涣散、执行功能下降等症状，这会阻碍个体的社会自我保护动机，降低个体对自我价值“威胁”的积极应对能力，并因此导致妒忌情绪更加持久(杨丽娟, 杨治良, 2011)。此外，高反刍思维个体对负面情绪的抑制功能缺失(马鑫等, 2013)，这也会在一定程度上提高社交网站上行社会比较诱发妒忌情绪的可能性和持久性。因此，在经历社交网站上行社会比较后，高反刍思维个体更容易产生妒忌等负面情绪，并提高其抑郁水平。”

参考文献

- Appel, H. J. A. L. (2015). Social Comparison, Envy, and Depression on Facebook: A Study Looking at the Effects of High Comparison Standards on Depressed Individuals. *Journal of Social & Clinical Psychology*, 34(4), 277-289.
- Appel, H., Gerlach, A. L., Crusius, J. (2016). The interplay between Facebook use, social comparison, envy, and depression. *Current Opinion in Psychology*, 9, 44-49.
- Chen G. X. (2011). *The Relationships among Perfectionism, Rumination and Depression of College Students*, GUANGXI NORMAL UNIVERSITY.
- [陈功兴. (2011). 大学生完美主义、沉思与抑郁的关系. 硕士, 广西师范大学.]
- China Internet Network Information Center (CNNIC) . (2014). The behavior research report on Chinese social networking application user. Retrived from <http://www.cnnic.net.cn/hlwfzyj/hlwxzbg/201408/P020140822379356612744.pdf>
- [中国互联网络信息中心. (2014). 《2014 年中国社交类应用用户行为研究报告》. 来自 <http://www.cnnic.net.cn/hlwfzyj/hlwxzbg/201408/P020140822379356612744.pdf>]
- Chou, H. G., Edge, N. (2012). “They are happier and having better lives than I am”: the impact of using Facebook on perceptions of others' lives. *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 15(2), 117-121.
- Conway, M., Csank, P. A., Holm, S. L., Blake, C. K. (2000). On assessing individual differences in rumination on sadness. *Journal of personality assessment*, 75(3), 404-425.
- Costello, D. M., Swendsen, J., Rose, J. S., Dierker, L. C. (2008). Risk and Protective Factors Associated With Trajectories of Depressed Mood From Adolescence to Early Adulthood. *Journal of Consulting & Clinical Psychology*, 76(2), 173-183.
- Cui, L. X., Shi, G. Y., Zhang, Y. J., & Yu, Y.. (2012). A Study of the Integrated Cognitive Model of Depression for Adolescents and Its Gender Difference. *ActaPsychologicaSinica*, 44(11), 1501-1514.
- [崔丽霞, 史光远, 张玉静, 于园. (2012). 青少年抑郁综合认知模型及其性别差异. *心理学报*(11), 1501-1514.]
- Ellison, N. B. (2007). Social network sites: Definition, history, and scholarship. *Journal of Computer - Mediated Communication*, 13(1), 210-230.
- Feinstein, B. A., Hershenberg, R., Bhatia, V., Latack, J. A., Meuwly, N., Davila, J. (2013). Negative social comparison on Facebook and depressive symptoms: Rumination as a mechanism. *Psychology of Popular Media Culture*, 2(3), 161-170.
- Frison, E., Eggermont, S. (2016). Exploring the Relationships Between Different Types of Facebook Use, Perceived Online Social Support, and Adolescents' Depressed Mood. *Social Science Computer Review*, 34(2), 153-171.
- Gan, Y. Q. (2005). Introduction to psychology and behavior sciences, beijing: peiking University press.
- [甘怡群. (2005). *心理与行为科学统计*: 北京大学出版社.]

- Gan, Y. Q. (2014). A new trend in the study of mediating Effects. *Chinese Mental Health Journal*, 28(08), 584-585.
- [甘怡群. (2014). 中介效应研究的新趋势——研究设计和数据统计方法. *中国心理卫生杂志*, 28(08), 584-585.]
- Gilbert, P., Allan, S. (1998). The role of defeat and entrapment (arrested flight) in depression: an exploration of an evolutionary view. *Psychological medicine*, 28(03), 585-598.
- Guo S. R., & Wu X. C. (2011). Rumination and mental health (review). *Chinese Mental Health Journal*, 25(4), 314-318.
- [郭素然, 伍新春. (2011). 反刍思维:理论解释、产生机制与测量工具. *中国特殊教育*, 25(03), 89-93.]
- Han, X., & Yang, H. F. (2009). Chinese Version of Nolen-Hoeksema Ruminative Responses Scale (RRS)
- Hang, F., Li, Y. H., & Zhang, J. X. (2008). Schooling Grade or Chronological Age? Two Different Sources of Effect-Illustrated With Cross-Sectional Comparison of Adolescents' Personality, *ActaPsychologicaSinica*, 40(12), 1287-1296.
- [黄飞, 李育辉, 张建新. (2008). 年级还是年龄? 两种不同的效应来源——以青少年人格横断比较为例. *心理学报*, 40(12), 1287-1296.]
- Hristova, D., Musolesi, M., Mascolo, C. (2014). Keep Your Friends Close and Your Facebook Friends Closer: A Multiplex Network Approach to the Analysis of Offline and Online Social Ties. *Eprint Arxiv*.
- Johnson, D. P., Whisman, M. A. (2013). Gender differences in rumination: A meta-analysis. *Personality and individual differences*, 55(4), 367-374.
- Krasnova, H., Wenninger, H., Widjaja, T., Buxmann, P. (2013). Envy on Facebook: A Hidden Threat to Users' Life Satisfaction? *Publications of Darmstadt Technical University Institute for Business Studies*.
- Kross, E., Verduyn, P., Demiralp, E., Park, J., Lee, D. S., Lin, N., et al. (2013). Facebook use predicts declines in subjective well-being in young adults. *PloS one*, 8(8), e69841.
- Lai, S. M., Han, X., & Yang, H. F. (2009). A Review of Rumination Research Abroad. *Chinese Journal of Applied psychology*. 15(01), 90-96.
- [来水木, 韩秀, 杨宏飞. (2009). 国外反刍思维研究综述. *应用心理学*, 15(01), 90-96.]
- Liao, K. Y. H., Wei, M. (2011). Intolerance of uncertainty, depression, and anxiety: The moderating and mediating roles of rumination. *Journal of clinical psychology*, 67(12), 1220-1239.
- Ma, J. L., Eickhoff, J., Moreno. (2013). "Facebook Depression?" Social Networking Site Use and Depression in Older Adolescents. *Journal of Adolescent Health*, 52(1), 128-130.
- Maxwell, S. E., Cole, D. A. (2007). Bias in cross-sectional analyses of longitudinal mediation. *Psychological Methods*, 12(1), 23-44.
- Mcandrew, F. T., Jeong, H. S. (2012). Who does what on Facebook? Age, sex, and relationship status as predictors of Facebook use. *Computers in Human Behavior*, 28(6), 2359-2365.
- Michikyan, M., Dennis, J., Subrahmanyam, K. (2014). Can You Guess Who I Am? Real, Ideal, and False Self-Presentation on Facebook Among Emerging Adults. *Emerging Adulthood*, 3(1), 55-64.

- Milfont, T. L., Gouveia, V. V. (2009). A Capital Sin: Dispositional Envy and its Relations to Wellbeing. *Revista interamericana de psicología = Interamerican journal of psychology*, 43(3), 547-551.
- Muscanell, N. L. G. R. (2013). Don't It Make My Brown Eyes Green? An Analysis of Facebook Use and Romantic Jealousy. *CyberPsychology, Behavior & Social Networking*, 16(4), 237-242.
- Nolen-Hoeksema, S., Jackson, B. (2001). Mediators of the gender difference in rumination. *Psychology of Women Quarterly*, 25(1), 37-47.
- Nolen-Hoeksema, S. (1987). Sex differences in unipolar depression: evidence and theory. *Psychological Bulletin*, 101(2), 259-282.
- Nolen-Hoeksema, S. (2007). Reciprocal relations between rumination and bulimic, substance abuse, and depressive symptoms in female adolescents. *J Abnorm Psychol*, 116(1), 198-207.
- Nolen-Hoeksema, S., Harrell, Z. A. (2002). Rumination, depression, and alcohol use: Tests of gender differences. *Journal of Cognitive Psychotherapy*, 16(4), 391-403.
- R., M. B., Neil, A. R., Jason, R. B., Carolina, M. (2004). The Stability of the Response Styles Questionnaire Rumination Scale in a Sample of Patients with Major Depression. *Cognitive Therapy & Research*, 28(4), 527-538.
- Radloff, L. S. (1977). The CES-D scale a self-report depression scale for research in the general population. *Applied psychological measurement*, 1(3), 385-401.
- Rosen, L. D., Whaling, K., Rab, S., Carrier, L. M., Cheever, N. A. (2013). Is Facebook creating "iDisorders"? The link between clinical symptoms of psychiatric disorders and technology use, attitudes and anxiety. *Computers in Human Behavior*, 29(3), 1243-1254.
- Seidman, G. (2013). Self-presentation and belonging on Facebook: How personality influences social media use and motivations. *Personality and Individual Differences*, 54(3), 402-407.
- 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.
- Smith, J. M., Alloy, L. B. (2009). A roadmap to rumination: a review of the definition, assessment, and conceptualization of this multifaceted construct. *Clinical Psychology Review*, 29(2), 116-128.
- Smith, R. H., Kim, S. H. (2007). Comprehending envy. *Psychological Bulletin*, 133(1), 46-64.
- Steers, M. N., Wickham, R. E., Acitelli, L. K. (2014). Seeing everyone else's highlight reels: How Facebook usage is linked to depressive symptoms. *Journal of Social and Clinical Psychology*, 33(8), 701-731.
- Tandoc, E. C., Ferrucci, P., Duffy, M. (2015). Facebook use, envy, and depression among college students: Is facebooking depressing? *Computers in Human Behavior*(43), 139-146.
- Tao, S. (2006). Optimism, Pessimism and Depression: The Relations and Differences by Stress Level and Gender. *Acta Psychologica Sinica*, 38(06), 886-901.
- [陶沙. (2006). 乐观、悲观倾向与抑郁的关系及压力、性别的调节作用. *心理学报*, 38(06), 886-901.]
- Tian, L. M., Chen, G. H., Wang, S. Q., Liu, H. J., & Zhang, W. X. (2012). Effects of Parental Support and Friendship Support on Loneliness and Depression During Early and Middle Adolescence.

- Acta Psychologica Sinica*, 44(7), 944-956.
- [田录梅, 陈光辉, 王姝琼, 刘海娇, 张文新. (2012). 父母支持、友谊支持对早中期青少年孤独感和抑郁的影响. *心理学报*, 44(7), 944-956.]
- Tian, L. M., Zhang, W. X., & Chen, G. H. (2014). Effects of Parental Support, Friendship Quality on Loneliness and Depression: To Test An Indirect Effect Model. *Acta Psychologica Sinica*, 46(2), 238-251.
- [田录梅, 张文新, 陈光辉. (2014). 父母支持、友谊质量对孤独感和抑郁的影响:检验一个间接效应模型. *心理学报*, 46(2), 238-251.]
- Treynor, W., Gonzalez, R., Nolen-Hoeksema, S. (2003). Rumination Reconsidered: A Psychometric Analysis. *Cognitive Therapy & Research*, 27(3), 247-259.
- Used in 912 College Students: Reliability and Validity. *Chinese Journal of Clinical Psychology*, 17(05), 550-551.
- [韩秀, 杨宏飞. (2009). Nolen-Hoeksema反刍思维量表在中国的试用. *中国临床心理学杂志*, 17(05), 550-551.]
- Vanhast, J., Luyckx, K., Raes, F., Goossens, L. (2012). Loneliness and depressive symptoms: The mediating and moderating role of uncontrollable ruminative thoughts. *The Journal of psychology*, 146(1-2), 259-276.
- Vitak, J., Ellison, N. B., Steinfield, C. (2011). *The ties that bond: Re-examining the relationship between Facebook use and bonding social capital. Revista De Antropologia*, 1-10.
- Wang, X. D., Wang, X. L., & Ma, H. (1999). Handbook of mental health rating scale. 349-351.
- [汪向东, 王希林, 马弘. (1999). 心理卫生评定量表手册(增订版). 349-351.]
- Wen, Z. L., & Ye, B. J. (2014). Different methods for testing moderated mediation models: Competitors or backups? *Acta Psychologica Sinica*, 46(05), 714-726.
- [温忠麟, 叶宝娟. (2014). 有调节的中介模型检验方法:竞争还是替补? *心理学报*, 46(05), 714-726.]
- Wen, Z. L., Hou, J. T., & Zhang, L. (2005). A Comparison of Moderator and Mediator and Their Applications. *Acta Psychologica Sinica*, 37(02), 268-274.
- [温忠麟, 侯杰泰, 张雷. (2005). 调节效应与中介效应的比较和应用. *心理学报*, 37(02), 268-274.]
- Wu B. P., & Zhang L. (2012). Envy: A Social Emotion Characterized by Hostility. *Advances in Psychological Science*, 20(9), 1467-1478.
- [吴宝沛, 张雷. (2012). 妒忌:一种带有敌意的社会情绪. *心理科学进展*, 20(09), 1467-1478.]
- Yang L. X., & Zhang J. K.. (2009). The progress and Trends of the Psychological Research on Envy. *Psychological Science*, 32(03), 655-657.
- [杨丽娴, 张锦坤. (2009). 妒忌的心理学研究进展与取向. *心理科学*, 32(03), 655-657.]
- Yang, C. C. (2014). It makes me feel good: A longitudinal, mixed-methods study on college freshmen's Facebook self-presentation and self development. *Dissertations & Theses - Gradworks*.
- Yang, J., Ling, Y., Xiao, J., & Yao, S. Q. (2009). The Chinese Version of Ruminative Responses Scale in High School Students: Its Reliability and Validity. *Chinese Journal of Clinical Psychology*, 17(01), 27-28.
- [杨娟, 凌宇, 肖晶, 姚树桥. (2009). 沉思反应量表中文版在高中生中初步运用结果分析. *中国临床心理学杂志*, 17(01), 27-28.]
- Yang, J., Zhang, C. C., & Yao, S. Q. (2010). The Impact of Rumination and Stressful Life Events on Depressive

Symptoms in High School Students: A Multi-Wave Longitudinal Study. *Acta Psychologica Sinica*, 42(09), 939-945.

[杨娟, 章晨晨, 姚树桥. (2010). 高中生沉思与应激性生活事件对抑郁症状的影响:1年追踪研究. *心理学报*, 42(09), 939-945.]

Yao, Q., Ma, H. W., Yan, H., & Chen, Q. (2014). Analysis of Social Network Users' online behavior from the perspective of psychology. *Advances in Psychological Science*, 22(10), 181-187.

[姚琦, 马华维, 阎欢, 陈琦. (2014). 心理学视角下社交网络用户个体行为分析. *心理科学进展*, 22(10), 181-187.]

Zhou, H., & Long L. R. (2004). Statistical remedies for common method biases. *Advances in Psychological Science*, 12(6), 942-950.

[周浩, 龙立荣. (2004). 共同方法偏差的统计检验与控制方法. *心理科学进展*, 12(06), 942-950.]

Zhou, Z., Liu, Q., Niu, G., Sun, X., & Fan, C. (2017). Bullying victimization and depression in Chinese children: A moderated mediation model of resilience and mindfulness. *Personality and Individual Differences*, 104, 137-142.

第二轮

审稿人 3 意见:

作者针对审稿意见进行认真的回复和细致的修改,稿件质量大有提升。但是,仍存在一些不足,需要进一步修改完善。

意见 1: 引言部分的第一段与第二段之间的论述存在断裂。既然已经在第一段末提出了社交网站使用与抑郁之间的关系,那么在第二段开头就应该展开对两者关系的具体论述,但是现在在正式论述这两者关系之前加入抑郁的相关内容,再从抑郁研究的视角说明本研究的意义似乎是多余的。

回应: 感谢专家的宝贵建议!根据专家的建议对引言的第二段进行相应的修改,主要将第二段前两句话删除,并对第二段的逻辑关系进行相应的梳理。具体修改如下:

随着社交网站的普及,社交网站使用与青少年抑郁的关系日益为研究者所重视(Frison & Eggermont, 2015b; Kross et al., 2013; Frison & Eggermont, 2015a; Simoncic, Kuhlman, Vargas, Houchins, & Lopez-Duran, 2014),但目前相关的研究结果(导致抑郁 VS 缓解抑郁)并不一致(姚琦,马华维,阎欢,陈琦,2014)。针对这一争议,研究者认为具体的社交网站使用行为及情绪体验是导致以往研究结果不一致的关键因素,并基于该视角(如上行社会比较和妒忌)对社交网站使用与青少年抑郁的关系进行了探讨(Feinstein et al., 2013; Frison & Eggermont, 2015b; Tandoc, Ferrucci, & Duffy, 2015)。此外,社交网站使用与抑郁的关系还会受到个体的人格特质(反刍思维)和性别等因素的影响(Nesi & Prinstein, 2015; Shaw, Timpano, Tran, & Joormann, 2015)。且有研究者认为以往研究的不一致也可能是上述多种因素共同作用的结果(姚琦,马华维,阎欢,陈琦,2014)。因此,为了进一步明确社交网站使用中的具体行为、社交网站使用中的情绪体验以及个体人格特质与青少年抑郁之间的关系,从多因素整合的视角

对以往研究结果的不一致予以回应,有必要同时考察社交网站使用中的情绪体验因素和用户的人格特质以及性别在具体的社交网站使用行为与青少年抑郁之间关系中的作用。而妒忌是社交网站使用过程中的重要情绪体验(Krasnova, Wenninger, Widjaja, & Buxmann, 2013),反刍思维则是影响抑郁产生和发展的重要人格特质(Nolen-Hoeksema, 2007)。因此,本研究拟在探讨社交网站上行社会比较(具体行为)与青少年抑郁之间关系的同时,进一步探讨妒忌(情绪体验因素)、反刍思维(人格特质因素)以及性别在二者关系中的作用机制。这不仅有助于我们更加深入地理解社交网站使用对青少年心理社会适应的影响机制,而且对引导青少年正确使用社交网站为其心理健康发展服务具有一定的启示意义。

意见 2: 引言部分的第二段中“值得注意的是,虽然社交网站使用与青少年抑郁之间的密切关系得到了相关研究的证实(Frison & Eggermont, 2015a; Simoncic, Kuhlman, Vargas, Houchins, & Lopez-Duran, 2014),但相关研究结果(导致抑郁 VS 缓解抑郁)并不一致(姚琦,马华维,阎欢,陈琦,2014)。”言下之意是:有的研究结果是社交网站使用正向预测抑郁,有的研究结果是负向预测抑郁吗?如果是这样的话,那么“针对这一争议,研究者分别以社交网站使用的行为因素、情绪体验因素为视角,对社交网站使用与青少年抑郁的关系进行了探讨”这一句话说的是:以往研究者关注的是社交网站使用的行为因素和情绪体验因素在两者关系中的调节作用吗?另一方面,既然本研究主要关注的就是社交网站使用的行为因素与抑郁之间的关系,为什么不开篇就论述这两者之间的关系?而要花费这么大的笔墨论述社交网站使用(更多地理解为使用频率)与抑郁之间的关系?作者需要明确社交网络使用和社交网络使用的行为因素在研究中是什么关系?

回应: 社交网站使用是一个相对宽泛的概念,包含了“社交网站使用强度”和“具体的社交网站使用行为”两层意思。对社交网站使用的研究是一个从一般性使用(主要指使用强度)到具体使用行为转变的过程。

最早的研究中,研究者将社交网站使用的频率、时间、好友数量以及个体卷入社交网站的程度(如社交网站是我日常生活的重要组成部分)作为社交网站使用的测量指标,主要突出了“社交网站使用的强度”。随着研究的增多,研究者发现诸多研究中社交网站使用强度与个体心理社会适应指标之间的关系不一致。因此,有研究者认为具体的社交网站使用行为不同是导致以往研究结果不一致的关键因素。于是,研究者逐渐将社交网站使用的测量指标具体化,即开始探讨具体的社交网站使用行为与青少年心理社会适应的关系。之所以花费一定的笔墨论述以往研究中社交网站使用强度与抑郁之间的关系的相关研究结果的不一致,而不直接论述社交网站上行社会比较与抑郁的关系,主要是为本文的研究目的做铺垫,即从多因素整合的视角,探讨社交网站上行社会比较(具体行为因素)、妒忌(情绪体验因素)以及人格特质(反刍思维)对青少年抑郁的作用机制。以期更加深入地理解社交网站使用行为、社交网站使用中的情绪体验以及个体人格特质与青少年抑郁之间的复杂关系,同时也能够从多因素整合的视角对以往研究中研究结果的不一致予以回应。

引言部分第二段主要是基于这样一种逻辑进行展开的：以往研究中社交网站使用强度与抑郁之间的关系的相关研究结果并不一致，针对这一现象，有研究者从具体的社交网站使用行为视角对这一问题进行了探讨，即不同的社交网站使用行为是影响社交网站使用效应的关键因素。另外一些研究者，则从社交网站使用的情绪体验的视角进行探讨。此外，还有研究者指出社交网站用户的个体差异（人格特质差异）也是导致研究结果不一致的原因。为了进一步明确具体的社交网站使用行为、社交网站使用中的情绪体验以及个体人格特质与青少年抑郁之间的复杂关系，从多因素整合的视角对以往研究结果的不一致予以回应，本研究同时考察妒忌（体验因素）和反刍思维（人格特质）以及性别在社交网站上行社会比较（具体行为）与青少年抑郁之间关系中的作用。这不仅有助于我们更加深入地理解社交网站使用与青少年心理社会适应之间的复杂关系，而且对引导青少年正确使用社交网站为其心理健康发展服务具有一定的启示意义。在这一逻辑的基础上，本研究着眼于社交网站上行社会比较行为与青少年抑郁之间的关系，同时探讨社交网站情绪体验（妒忌）在二者关系中的中介作用以及个体人格特质（反刍思维）在二者关系中的调节作用。

意见 3：引言第二段在提出研究问题时，研究者指出以往研究探讨了社交网络的行为因素、情绪体验因素、个人特质和性别等因素对抑郁的影响，因此在本研究中需要关注这些变量对抑郁的影响，那么还有其他很多影响抑郁的因素，为什么不纳入到本研究中？事实上，这并不是进行该研究的理由，因此需要把研究的价值和意义更好地表达清楚。

回应：感谢专家的宝贵建议！结合专家的建议 2 和建议 3，对第二段内容进行了相应的梳理，在突出研究逻辑的同时，对本研究的价值和意义也进行了相应的提炼。具体修改如下：

为了进一步明确社交网站使用中的具体行为、社交网站使用中的情绪体验以及个体人格特质与青少年抑郁之间的关系，从多因素整合的视角对以往研究结果的不一致予以回应，有必要同时考察社交网站使用中的情绪体验因素和用户的人格特质以及性别在具体的社交网站使用行为与青少年抑郁之间关系中的作用。而妒忌是社交网站使用过程中重要情绪体验 (Krasnova, Wenninger, Widjaja, & Buxmann, 2013)，反刍思维则是影响抑郁产生和发展的重要人格特质 (Nolen-Hoeksema, 2007)。因此，本研究拟在探讨社交网站上行社会比较（具体行为）与青少年抑郁之间关系的同时，进一步探讨妒忌（情绪体验因素）、反刍思维（人格特质因素）以及性别在二者关系中的作用机制。这不仅有助于我们更加深入地理解社交网站使用对青少年心理社会适应的影响机制，而且对引导青少年正确使用社交网站为其心理健康发展服务具有一定的启示意义。

意见 4：引言 1.1 中，社交网站上行比较与抑郁关系的论述还不够清晰。一方面没有从相关理论出发分析两者的关系，另一方面相关实证研究也较少，并且“研究者认为社交网站上行社会比较会使个体产生“自己不如他人”、“他人更加幸福”等消极的自我认知或感受，并产生妒忌等消极情绪 (Chou & Edge, 2012)，从而增加个体抑郁的风险”这一句话已经直接就说明了妒忌的中介作用，这样导致后面的论述似乎显得多余。请考虑！

回应:感谢专家的宝贵建议!根据专家的建议对引言 1.1 中“社交网站上行比较与抑郁关系”进行重新梳理,主要增加了支撑社交网站上行社会比较正向预测青少年抑郁的相关理论,并补充了相关实证研究。具体修改如下:

社交网站上行社会比较是现实上行社会比较在社交网站中的延伸,主要是指个体在社交网站使用过程中,通过浏览其他用户的线上积极自我呈现/表露内容,在能力、成就、外貌特征、受欢迎程度等方面与优秀他人进行比较的过程(Feinstein et al., 2013; Vogel, Rose, Roberts, & Eckles, 2014)。以往研究认为个体浏览他人社交网站动态的过程,其实质是个体接触他人信息的过程,且这些信息多具有积极化偏向,这会提高个体与他人进行上行社会比较的频率(Feinstein et al., 2013),因此,在社交网站使用过程中,上行社会比较具有较高的普遍性和自发性。社交网站上行社会比较对个体心理社会适应的预测作用得到了诸多研究的关注(Stronge et al., 2015)。研究者认为社交网站上行社会比较会使个体产生“自己不如他人”、“他人更加幸福”等消极的自我认知或感受,从而增加个体抑郁的风险(Sloman, Gilbert, & Hasey, 2003; Feinstein et al., 2013)。抑郁的社会等级理论(Social rank theory)也指出上行社会比较是诱发个体抑郁的关键因素(Sloman, Gilbert, & Hasey, 2003)。且有相关实证研究表明社交网站上行社会比较与个体自尊负相关(Vogel, Rose, Roberts, & Eckles, 2014),与抑郁正相关(Feinstein et al., 2013)。因此,社交网站上行社会比较能够正向预测青少年抑郁(H1)。

社交网站上行社会比较与抑郁的关系得到了相关研究的证实,但研究者指出社交网站上行社会比较与青少年抑郁之间关系中仍存在一些中介(如何影响)及调节机制(何时影响)有待进一步探讨,如社交网站使用情绪体验(妒忌)的中介作用以及个体人格特质(反刍思维特质)的调节作用等(Lee, 2014; 姚琦, 马华维, 阎欢, 陈琦, 2014)。

意见 5:在 1.2 中,妒忌社会比较理论的论述仍然存在问题。本研究指出,“妒忌的社会比较理论也指出人们倾向于同与自身身份、地位、处境、等级相似的他人进行比较,相似程度越高,社会比较的驱动力就越强。”这一句话说的是人们倾向于和自己相似的人进行比较,即平行比较。后面紧接着的内容“当比较对象在某一方面优于自己,或自认为不如他人时(即上行社会比较)”这一句话也不能说我在比较完后发现某一方面不如别人就是上行社会比较,只能说是在平行比较中,在某一方面我不如别人。所以,根据作者陈述的内容,用妒忌社会比较理论来解释上行社会比较对妒忌的预测作用是不够充分的!

回应:感谢专家的仔细审读和宝贵建议!根据妒忌的社会比较理论,“比较对象的相似性”是指人们会选择和自己有某些相似性特征(如都是大学生)的个体进行比较,没有相似性的我们不会或较少比较,如我们一般不会和比尔盖茨比谁更有钱一样,但是我们可能会和邻居和同事比较。避免引起读者的误解,根据专家的建议对“引言 1.2 妒忌的中介作用”中妒忌的社会比较理论的描述进行相应的修改,主要对“妒忌的社会比较理论”中的相关表述进行了修改,具体修改如下:

以往研究表明上行社会比较是妒忌情绪产生的基础(Dunn, Ruedy, & Schweitzer, 2012)。妒忌的社会比较理论也认为人类进化过程中的自然选择(优胜劣汰)使人们在进行自我评价

时更加关心自己的相对表现,即社会比较,且更倾向于与优秀他人进行社会比较(即上行社会比较),以适应人类生存和繁衍过程中的资源竞争,这在一定程度上提高了妒忌情绪产生的可能性(何幸,崔丽莹,2016;杨丽娴,张锦坤,2009)。

意见 6: 在 1.2 中,既然已有研究发现了妒忌在社交网络上行社会比较与抑郁关系中的中介作用,那么作者还花这么多的笔墨论述妒忌的中介作用的价值在哪里?为什么不开篇就交代已经有这种中介作用存在了,在此基础上再进行中介作用的调节作用分析呢?

回应: 感谢专家的宝贵建议!以往研究中只探讨了妒忌在社交网站使用对抑郁影响中的中介作用,并没有对妒忌在社交网站上行社会比较与抑郁关系中的中介作用进行探讨。因此,根据专家的建议,对此处的表述进行相应的修改,以突出本研究探讨妒忌中介作用的价值。具体修改如下:

以往研究认为社交网站中其他用户的幸福笑容、旅行相关动态以及个人成就等信息会诱发个体的妒忌情绪(Lin & Utz, 2015),且有研究发现社交网站上行社会比较对妒忌具有显著的正向预测作用(Krasnova, Wenninger, Widjaja, & Buxmann, 2013)。妒忌与个体心理社会适应的关系也是相关领域研究者关注的核心问题。研究发现妒忌会对个体的心理社会适应产生消极影响,如妒忌能够降低个体的主观幸福感水平,并对抑郁具有显著的正向预测作用(Milfont & Gouveia, 2009; Smith & Kim, 2007)。此外,研究还表明社交网站使用所诱发的妒忌情绪能够在社交网站使用与个体抑郁之间的关系中起中介作用(Tandoc, Ferrucci, & Duffy, 2015)。因此,社交网站上行社会比较能够通过妒忌的中介作用预测青少年抑郁(H2)。

意见 7: 在 1.4 中,实际探讨的是两个层面的内容,一个层面是直接路径和妒忌的中介作用是否存在性别差异,另一个层面是反刍思维在直接路径中的调节作用以及在中介效应中的调节作用是否具有性别差异。作者对第一个层面的内容已有一定程度的论述,但是对于第二个层面的内容却以相关研究较少,而在本研究中不做具体的假设,这种解释是不合理的。既然已有研究指出需要探讨反刍思维调节作用的性别差异,那么即使没有相关实证结果的支持,也应该从理论层面对其进行论述,明确提出假设。

回应: 感谢专家的宝贵建议!根据专家的建议,结合现有的研究及相关理论对反刍思维调节作用的性别差异部分进行了相应的修改,主要从社会角色理论的视角对反刍思维的调节作用的性别差异进行了理论阐释,并明确提出了反刍思维的调节作用的性别差异的假设,即:反刍思维对直接路径以及妒忌中介作用前半段的调节作用对男生更显著。具体修改如下:

反刍思维相关研究发现反刍思维存在性别差异 (Johnson & Whisman, 2013),且指出在探讨反刍思维在其他变量对个体影响中的作用(中介或调节)时应考虑性别的作用(Nolen-Hoeksema & Jackson, 2001; Nolen-Hoeksema & Harrell, 2002)。在本研究中,反刍思维的调节作用主要发生在上行社会比较诱发妒忌情绪的过程中,即反刍思维的调节作用可能会因男性和女性在经历上行社会比较后妒忌情绪表达过程的不同而存在性别差异。社会角色理论(social role theory)认为社会对两性的性别角色期望不同,社会期望女性更加敏感,更加善于表达自己的情绪感受,而期望男性更加善于控制自己的情绪感受,以理性解决问题

(Tiedens, 2001)。因此, 在经历上行社会比较后, 女性更容易表达、释放自己的妒忌、抑郁等情绪, 而不会经历反复思考的过程。因此, 反刍思维的调节作用在女生群体中可能不显著。而男性在经历上行社会比较后, 更容易压抑、控制自己的妒忌、抑郁等消极情绪, 这为反刍思维调节作用创造了机会。因此, 高反刍思维水平的男生, 容易反复思考“自己不如别人”的原因和潜在不良后果, 这会在一定程度上降低其解决复杂问题的认知能力, 并放大上行社会比较对妒忌、抑郁的诱发作用, 而反刍思维水平较低的男生则容易采取认知性解决问题的思维方式, 改善“自己不如他人”的处境, 这在一定程度上会降低个体产生妒忌、抑郁等消极情绪的可能性。

综上, 由于上述性别差异的存在, 社交网站上行社会比较对青少年抑郁的直接效应、妒忌在二者关系中的中介效应以及反刍思维的调节效应可能存在性别差异, 且社交网站上行社会比较对青少年抑郁的直接效应及妒忌在二者关系中的中介效应对女生更显著(H4), 而反刍思维对直接路径以及妒忌中介作用前半段的调节作用对男生更显著(H5)。

意见 8: 在表 1 的描述统计结果中, 数据结果保留两位小数即可。另外, 作者采用简单斜率分析检测反刍思维在社交网站上行社会比较与妒忌之间关系中的调节作用, 将反刍思维水平分为高分组和低分组, 但是内文没有清楚说明高低分组所占的比率或分组方式, 建议适当补充和说明。同时, 在表 4 中, 如果报告的是非标准化解, 同时应该报告标准误。

回应: 感谢专家的仔细审读! (1) 根据 Aiken & West(1991)所推荐的简单斜率分析方法对反刍思维在社交网站上行社会比较与妒忌之间关系中的调节作用的简单斜率进行检验, 该方法在进行简单斜率分析时, 根据调节变量(反刍思维水平) $M \pm 1SD$ 的方式, 将被试分为高分组和低分组。根据专家的建议在正文中对这一内容进行相应的补充说明, 并加入相应的参考文献, 以便读者查阅。

(2) 表 4 中所报告的各个回归方程的回归系数均为标准化的解。由于 Hayes(2012)编制的 Spss 宏只能输出非标准化解, 因此, 本研究在将变量放入 Hayes(2012)所编制的 Spss 宏之前, 已经将所有变量进行标准化处理, 以获取标准化的回归系数, 根据专家的建议在表注中对这一问题进行说明。

意见 9: 本研究发现反刍思维在社交网站上行社会比较对青少年抑郁的直接作用的调节效应不显著, 这一结果与假设不一致。但是, 在讨论中, 作者仅以“处理这种‘全面’的威胁往往需要自己投入较多的心理、社会资源, 付出的身心健康代价更大”来解释, 似乎有些牵强, 说服力不够。建议适当对此展开论述, 加强论证的力度!

回应: 感谢专家的宝贵建议! 根据专家的建议对此部分内容进行了相应的修改。首先, 通过梳理以往研究, 对社交网站上行社会比较所带来的“全面威胁”进行了具体化, 即“降低自尊及自我概念清晰性, 导致体像担忧或不满等。”其次, 从社交网站社会比较信息的可存档性视角, 阐述了“全面威胁”的可重复性和持续性, 以此对低反刍思维对社交网站上行社会比较的消极影响的缓冲作用不显著这一现象做出解释。第三, 从本研究统计结果的角度对低

反刍思维对社交网站上行社会比较的消极影响的缓冲作用不显著的原因进行了阐述。具体修改如下：

研究发现反刍思维对直接路径的调节效应不显著，表明社交网站上行社会比较对青少年抑郁的直接预测作用不易受个体反刍思维水平的影响。这一结果与以往研究结果一致，Schwartz 和 Koenig(1996)研究表明，在遇到应激性生活事件时，高、低反刍思维个体的抑郁症状的严重程度并不存在显著差异。这可能是因为社交网站中与他人相关的积极信息具有多元性，为个体与他人的上行社会比较提供了多样化的比较元素，如衣着、外貌、旅行、成就、个人才艺、幸福家庭以及“秀恩爱”等(Lee, 2014)，这使得社交网站上行社会比较所带来的“威胁”渗透到了个体心理的多个方面，如降低自尊及自我概念清晰性(Vogel, Rose, Roberts, & Eckles, 2014; 牛更枫, 孙晓军, 周宗奎, 孔繁昌, 田媛, 2016;牛更枫等, 2016)，导致体像担忧或不满(Fardouly & Vartanian, 2015; Stronge et al., 2015)等。面对这些“威胁”，虽然低反刍思维个体倾向于采取积极应对策略，消除或缓解社交网站上行社会比较的消极影响。但是，由于网络信息具有可存档性(Lapidot-Lefler & Barak, 2012)，因此，社交网站中的社会比较信息所带来的“威胁”具有重复性和持续性。这在一定程度上降低了积极应对策略消除或缓解社交网站上行社会比较消极影响的有效性，进而导致低反刍思维对社交网站上行社会比较的消极影响的缓冲作用并不明显。此外，从本研究的结果来看，社交网站上行社会比较对抑郁的直接预测作用不显著，说明社交网站上行社会比较只能通过妒忌的中介作用对抑郁产生影响，这也可能是反刍思维对直接路径的调节作用不显著的重要原因。

审稿人 2 意见：

意见 1：研究对象为“深圳市和广州市的两所全日制高级中学”的高中生被试，两地被试的数据是否同质，数据合并进行分析之前是否做过两者的同质性检验？

回应：感谢专家的仔细审读和宝贵建议！根据专家的建议，采用吴明隆(2010)编著的《结构方程模型-Amos 的操作与应用》一书中 p401 所介绍的多组验证性因素分析方法对两地被试数据在各个问卷上的测量同质性进行检验。结果显示：社交网站上行社会比较问卷 ($\chi^2/df=1.23$, $p=0.245$, RMSEA=0.017, GFI=0.993)、妒忌问卷 ($\chi^2/df=1.35$, $p=0.111$, RMSEA=0.020, GFI=0.990)、反刍思维问卷($\chi^2/df=1.10$, $p=0.303$, RMSEA=0.030, GFI=0.943) 以及流调中心用抑郁量表 ($\chi^2/df=1.74$, $p=0.360$, RMSEA=0.026, GFI=0.950) 四个问卷的 p 值均大于 0.05, RMSEA 均小于 0.05, 且 CFI 均大于 0.90, 这一结果表明本研究中所采用的四个问卷的初始模型可以接受，即四个问卷同时适配于深圳、广州两个被试群体。

意见 2：表格 2、4、6 中回归方程的拟合指标都标注在第一个预测变量那一行中会引起混淆，建议规范标注方式。

回应：感谢专家的仔细审读和宝贵建议！根据专家的建议对正文中表格 2、4、6 中回归方程的拟合指标的呈现方式进行相应的修改，以避免引起歧义或混淆。

参考文献

- 吴明隆. (2010). *结构方程模型: AMOS 的操作与应用*. 重庆大学出版社.
- Aiken, L. S., & West, S. G. (1991). *Multiple regression testing: Testing interpreting interactions*. Thousand Oaks, CA: SAGE.
- Hayes, A. F. (2012). PROCESS: A versatile computational tool for observed variable mediation, moderation, and conditional process modeling [White paper]. Retrieved from <http://www.afhayes.com/public/process2012.pdf>.

第三轮

编委意见:

文章修改后比较完善, 仍然存在下列问题, 建议作者考虑修改:

意见 1: 作者在自检报告中提出的创新点中说: 研究结果指出个体在社交网站使用过程中情绪体验(妒忌)在社交网站上行社会比较与青少年抑郁的关系中起中介作用, 表明妒忌是社交网站上行社会比较导致抑郁的近端因素, 揭示了社交网站上行社会比较是“如何”影响青少年抑郁; 研究还发现妒忌的中介作用会受到个体人格特质(反刍思维)的调节, 揭示了社交网站上行社会比较导致抑郁的中介机制“何时”发生; 其中反刍思维的作用被认为可调节妒忌的中介作用, 而以“何时”来描述似不妥。我们假设把反刍思维带入“何时”的位置: 社交网站上行社会比较导致抑郁的中介机制, 当个体具有高反刍思维时发生。

事实上, 研究表明(摘要)妒忌能够在社交网站上行社会比较与抑郁的关系中起中介作用, 且这种间接效应会受到反刍思维的调节; 不是指当个体具有(高)反刍思维时妒忌才起到中介作用。

不知道我的理解是否有误, 如果没有理解错误, 本文中多次使用“何时影响”的描述, 建议考虑修改。

回应: 感谢专家的建议! 在以往研究及相关理论的基础上, 本研究在探讨社交网站上行社会比较(具体行为)与青少年抑郁之间关系的同时, 进一步探讨了妒忌(情绪体验因素)、反刍思维(人格特质因素)以及性别在二者关系中的作用机制。为了说明社交网站上行社会比较“如何影响”青少年抑郁, 本研究在探讨社交网站上行社会比较对抑郁影响的直接效应的基础上, 探讨了妒忌在二者关系中的中介作用; 为了进一步说明社交网站上行社会比较在什么条件下对青少年抑郁的预测作用更大的问题, 本研究纳入反刍思维这一变量, 构建有调节的中介模型, 探讨了反刍思维在社交网站上行社会比较、妒忌及青少年抑郁关系中的调节作用, 并对该有调节的中介模型的性别差异进行了探讨。结果显示: (1) 在控制性别、年龄、年级、社交网站好友数量以及平均每天使用社交网站频率、时间后, 社交网站上行社会比较对抑郁具有显著的正向预测作用; (2) 妒忌能够在社交网站上行社会比较与抑郁的关系中起中介作用, 且这种间接效应会受到反刍思维的调节; (3) 有调节的中介模型存在性别差异:

与男生相比,妒忌的中介效应在女生被试群体中更显著;在男生被试群体中,妒忌的中介作用会受到反刍思维的调节作用的影响,而在女生被试群体中,该调节效应不显著。

正如专家所言,由于在反刍思维三个水平上,妒忌的中介效应均显著,只是存在效应大小的差异。因此,在行文过程中采用“何时影响”一词并不恰当。因此,根据专家的建议,将正文中“何时影响”改为“何时作用更加显著”,具体修改如下:

社交网站上行社会比较与抑郁的关系得到了相关研究的证实,但研究者指出社交网站上行社会比较与青少年抑郁之间关系中仍存在一些中介(如何影响)及调节机制(何时作用更加显著)有待进一步探讨,如社交网站使用情绪体验(妒忌)的中介作用以及个体人格特质(反刍思维特质)的调节作用等。

意见 2:“反刍思维”:作者在介绍时说明,它既是一种相对稳定的人格特质,又是一种非适应性的应对模式;在这里,反刍思维是具有特质性的变量;而文章又采用了反应风格理论;作为具有不同反刍思维反应风格者在遇到消极生活事件时的反应方式,感觉反刍思维在此处又似状态变量。

此外,人格特质、应对模式及反应风格都被用来描述反刍思维,感觉名词的用法不很一致。本文是将反刍思维作为一种人格特质考虑的,但研究又是基于反应风格理论(讨论部分:基于妒忌的社会比较理论及反刍反应风格理论及以往研究的基础,本研究构建了一个有调节的中介模型),请考虑此变量的性质到底如何。

回应:感谢专家的建议!反刍思维(rumination)现象虽在早期文献中有所涉猎,但首先对这一现象进行系统研究的是 Nolen-Hoeksema (Nolenhoeksema, 1987; Nolen-Hoeksema, 2007)。Nolen-Hoeksema 把反刍思维视为一种消极的思维方式,表现为遇到痛苦情绪时反复思考情绪本身、产生情绪的原因和各种可能的不良后果,而不进行积极的问题解决。她还指出反刍思维既是一种适应不良的应对模式,也是一种稳定的人格特质,它会引发或加重抑郁情绪(来水木,韩秀,杨宏飞,2009)。基于“反刍思维是一种人格特质”这一观点,Nolen-Hoeksema 提出了反应风格理论(the response styles theory),最早该理论被用来解释抑郁情绪的性别差异,后来被广泛应用于解释抑郁产生和发展的心理机制(Nolenhoeksema, 1987; Smith & Alloy, 2009)。该理论认为个体遭遇消极生活事件后,存在两种反应方式,即反刍反应风格和转移反应风格,反刍反应风格是高反刍思维特质个体的表现,具体表现为个体在遭遇消极生活事件后,反复关注消极事件本身及其原因和潜在的不良后果,典型表现是强迫思考糟糕的感觉和原因,如“我为什么不如别人?我到底什么地方做的不够好?我不认为我能摆脱”。它是消极的,妨碍解决问题,不利于心理健康。转移反应风格是反刍思维特质水平较低个体的表现,具体表现为个体在遇到消极生活事件后,能够主动采取认知性问题解决的思维方式,正确面对消极生活事件,使个体从不利的情景中转移出来,避免个体产生消极情绪,它对促进个体心理健康具有重要意义。根据这一理论,Nolen-Hoeksema 于 1991 年编制了反刍反应量表(ruminative responses scale, RRS),共包含三个维度(对自我的关注、对当下行为表现的关注和对可能的原因、结果的关注),22 个项目。此后,Nolen-Hoeksema

与同事一起对该问卷进行了修订，修订后的问卷去掉了原问卷中与抑郁症状相关维度，共包含 10 个项目，主要测量被试的反刍思维特质，所有项目得分相加即为问卷总分。分数越高，表明个体反刍思维特质水平越高(Treynor, Gonzalez, & Nolen-Hoeksema, 2003)。

根据 Nolen-Hoeksema “反刍思维既是一种相对稳定的人格特质，又是一种非适应性的应对模式”的观点，本研究将反刍思维视为一种相对稳定的人格特质，采用 Nolen-Hoeksema 及其同事修订后的 10 道题版本的反刍思维问卷对被试的反刍思维特质进行评估。并且，为了保持概念界定与相应理论保持一致，本研究在对反刍思维的调节作用的阐述及讨论过程中采用了 Nolen-Hoeksema 所提出的反应风格理论 (the response styles theory)。但正如专家所言，在文章中对同一概念采用不同的名词描述，这种用法会造成读者的混淆与误解，因此，根据专家的建议，将正文中反刍思维统一描述为一种相对稳定的人格特质，以提高行文的严谨性和简洁性。具体修改如下：

反刍思维是人类在经历消极生活事件后，反复思考消极生活事件及其原因和潜在不良后果，而不思考“改善或解决问题的策略”的现象。作为一种相对稳定的人格特质，它是消极生活事件导致抑郁的催化剂(Nolen-Hoeksema, 2007)——高反刍思维个体更容易在经历消极生活事件（如上行社会比较）后产生抑郁等消极情绪。

意见 3：本文 1.3 最后一句“因此，反刍思维不仅能够调节社交网站上行社会比较对抑郁的直接效应，还能够调节社交网站上行社会比较与妒忌的关系，具体而言，反刍思维能够调节直接路径以及妒忌中介作用的前半段(H3)。”；其中前半段令人不易理解，文章除此之外还有类似描述。可否做一个中介及调节变量的图，这样可以一目了然？

回应：感谢专家的建议！根据专家的建议在正文“1.3 反刍思维的调节作用”部分之后插入“妒忌的中介作用及反刍思维的调节作用假设模型图”。

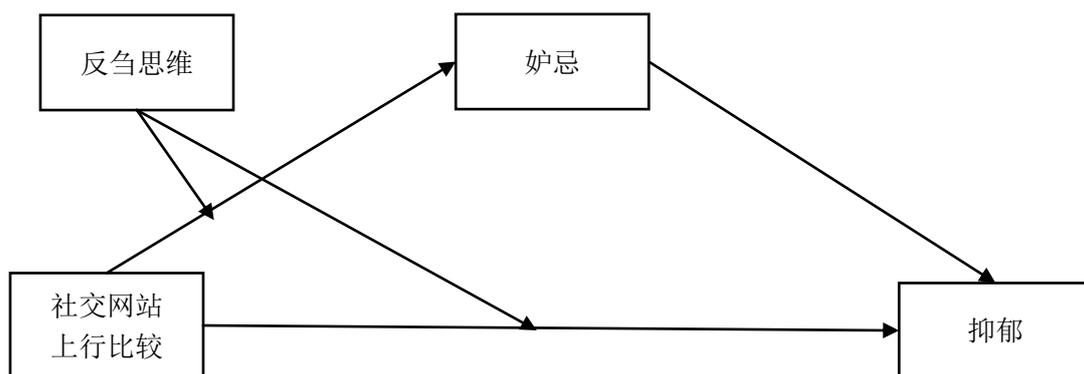


图 1 妒忌的中介作用及反刍思维的调节作用假设模型图

意见 4：本文经过修改，字数过多，超过了学报要求，请按照学报要求进行删减。

回应：感谢专家的建议！根据专家的建议，在保证研究主要内容不受影响的前提下，尽可能对文中几处内容进行删减和修改，以使文字更为简练、使全文篇幅得到适当缩减。在对文字进行精简后，已经将文章篇幅控制在杂志篇幅要求范围内。

参考文献

- 来水木, 韩秀, 杨宏飞. (2009). 国外反刍思维研究综述. *应用心理学*(01), 90-96.
- Nolenhoeksema, S. (1987). Sex differences in unipolar depression: evidence and theory. *Psychological Bulletin*, *101*(2), 259-282.
- Nolen-Hoeksema, S. (2007). Reciprocal relations between rumination and bulimic, substance abuse, and depressive symptoms in female adolescents. *J Abnorm Psychol*, *116*(1), 198-207.
- Smith, J. M., Alloy, L. B. (2009). A roadmap to rumination: a review of the definition, assessment, and conceptualization of this multifaceted construct. *Clinical Psychology Review*, *29*(2), 116-128.
- Treynor, W., Gonzalez, R., Nolen-Hoeksema, S. (2003). Rumination Reconsidered: A Psychometric Analysis. *Cognitive Therapy & Research*, *27*(3), 247-259.