**外审专家意见1：**

“自尊的调节作用”，首先，在引言部分作者主要提及对情绪、获取社会资本的影响，那么如何过渡到“自尊水平高的个体在社交网站使用过程中更可能采取积极的自我呈现模式，与他人积极交流，努力寻求社会认可，从而提高创新自我效能感水平。”还缺乏进一步的文献或理论支撑

**回应：**感谢专家的宝贵建议！

为了进一步支持自尊的调节作用这一可能成立的间接关系，我们增加类似的实证研究作为理论和“自尊”起调节作用的依据。具体修改如下：

社交网站使用对个体身心的作用会受到一些变量的调节(Jin Liang Wang et al., 2016)。其中，自尊是个人受到集体和社会尊重的情感体验，对个体的身心有着显著的影响(林崇德，2018)。研究表明，低自尊者在使用社交网站过程中更有可能关注自己的消极方面，这导致了个体的身体健康受损(David S et al., 2021)。我国研究者也有类似的发现，董会芹(2015)认为，高自尊对个体具有保护作用，能够显著减少同伴侵害所引发的问题行为。基于自尊的社会计量理论(Sociometer Theory)，自尊可以作为一个调节器，能够调节个体受他人及外界的认知和评价过程的影响(张林，李元元，2009)，也应该能够调节自我效能感的形成。以往研究也发现，高自尊者更容易在社交媒体的使用中获得他人的积极反馈从而产生更多的幸福感(姜永志等，2022)。因此，基于以上的理论和研究，本研究提出假设3：大学生的自尊水平可以调节其社交网站使用与创新自我效能感之间的关系。

**外审专家意见2：**

其次，从数据来看，自尊的调节作用并不强，作者在讨论部分提出诸如“高自尊个体减少上行社会比较就可以保持高的创新自我效能感”、“低自尊的对评价消极更倾向于接纳间接人际关系”，以此来解释和创新行为的关系，似乎过于勉强，建议作者能进一阐述和厘清自尊在其中的作用。

**回应：**感谢专家的宝贵指导！

诚如专家所言，本研究结果表明，自尊的调节作用不强，可能意义不大（温忠麟等，2022），但也可供后续研究参考或进一步验证。具体修改如下：

从效应量的角度来看，自尊水平的这种调节效应很弱。同时以社交网站使用强度和自尊为自变量，以创新自我效能感为因变量，在同时控制了性别和年龄变量之后，回归方程的决定系数*R*2=0.341（*F*=74.27，*p*<0.001），而加入自尊对社交网站使用强度的调节项后*R*2=0.345（*F*=66.02，*p*<0.001），由调节项额外解释因变量的比例仅为0.4%，可认为实际意义不大（温忠麟等，2022）。

本研究还发现，创新自我效能感在大学生社交网站使用强度与创新行为之间的中介效应受到了自尊的负向调节，尽管自尊的这种调节效应很小，可能意义不大（温忠麟等，2022），但也可供后续研究参考或进一步验证。在本研究中，自尊的调节效应具体表现为，相对于高自尊者而言，创新自我效能在社交网站的使用和创新行为之间的中介效应在低自尊者中较高。出现这样的结果可能是由于个体的自尊水平高的个体通常与完美主义倾向正相关(Chou et al., 2019)。当个体自尊水平较低，他们在使用社交网站时，创新自我效能感增强；但当个体拥有较高的自尊水平时，其完美主义倾向也高，这可能会降低个体的思维灵活性，并进一步抑制其创新自我效能和创新能力(Egan et al., 2007; Gallucci et al., 2000; Sirois et al., 2010)。上述解释能否成立需在进一步的研究中纳入完美主义倾向这一变量来进行检验。

**外审专家意见3：**

第三，在研究意义和局限部分，作者提出“家长级教育工作者应重点关注低自尊者的网络使用方式”，从本文的结果来看，似乎引不出这个话题。

**回应：**感谢专家的宝贵建议！

我们对研究意义和局限部分内容进行了修改，删除了不合适的部分。具体修改如下：

本研究在综合考虑社交网站的属性和大学生心理特点的基础上，探讨了大学生社交网站使用强度对大学生创新行为的影响机制，为教育工作者和家长理解社交网站的使用对大学生心理社会适应的意义，以及开展网络教育的策略提供了重要启示。教育者应重视创新自我效能感的中介作用，可以通过提升大学生的创新自我效能水平来增加他们创新行为的产生频率。

最后，本研究也存在着一定的局限性。首先，尽管本研究提出的模型是基于相关理论和实证研究，但本研究采用的是横断研究设计，难以揭示变量间的因果关系，在以后的研究中可以通过纵向研究来弥补这一缺陷。其次，本研究使用问卷法测量大学生群体创新行为的产生存在一定的主观性，因此在未来研究中可以采用行为实验对个体创新行为进行测量。最后，有研究表明创造性人格会对大学生创新自我效能感产生影响(陈丹筠等，2020)，未来可以进一步探讨和纳入创新性人格变量与社交网站使用强度和创新行为的关系。

**编委专家意见1:**

研究假设H1的提出缺乏理论支撑，请补充

**回应：**感谢专家的宝贵建议！

我们对假设1补充了文献和理论支持，具体修改如下：

此外，增加受益假说认为，在没有过度使用的情况下，社交网站的使用实际上是改善了同伴之间的交流(Vasileios Stavropoulos, Emily Barber. , et al.,2021)，这种交流允许拥有相同兴趣的个体能跨时间和空间共享信息，为进一步交流与合作提供机会，进而促进了个体创新行为的产生(Rasheed et al., 2020)。根据资源交换理论，个体获得的在线支持资源越多，越有可能出于“回报或报答”的目的而做出积极的行为(Rosenbaum, Massiah, 2007)。有研究发现，社交网站的使用与个体的创新能力之间呈显著正相关(Budge, 2013)。综上，提出研究假设1：大学生的社交网站使用强度会显著正向预测其创新行为。

**编委专家意见2:**

1.1标题被试或研究对象，并请加上年龄信息。

**回应：**感谢专家的宝贵建议！

我们对1.1标题进行了修改，更改为“被试”。在设计问卷时考虑到我们大学生的年级和年龄一般存在紧密的对应关系，因此没收集具体的年龄信息。

**编委专家意见3:**

研究工具中的前3个量表为何不报告结构效度

**回应：**感谢专家的宝贵建议！

在返回稿中，我们报告了使用的四个量表的结构效度。

**编委专家意见4:**

2.1中，作者写道“加入方法因子后，模型拟合指数并无明显改善“，这里存在歧义，比如，作者的数据有共同方法偏差的话，那么加入方法学因子后，模型也不会改善。建议作者对表述重新修改完善，可以报告有共同方法偏差的模型拟合，同时报告无共同方法偏差的拟合，供读者参考

**回应：**感谢专家的宝贵建议！

我们报告了含方法因子和特质因子的双因子模型与仅含特质因子的模型的拟合指数。具体修改如下：

使用ULMC法对数据可能存在的共同方法偏差进行检验(汤丹丹，温忠麟，2020)，首先按照问卷所包含的所有量表及其结构建立验证性因子分析模型，模型的拟合指数如下：χ2/*df*=11.71，CFI=0.81，TLI=0.79，RMSEA=0.10，SRMR=0.10；之后，引入方法因子作为全局因子建立双因子模型，模型的拟合指数如下：χ2/*df*=7.07，CFI=0.89，TLI=0.88，RMSEA=0.08，SRMR=0.09。结果显示，加入方法因子后，模型拟合指数并无明显改善：Δχ2*/df*=-4.65，ΔCFI=0.09，ΔTLI=0.09，ΔRMSEA=-0.03，ΔSRMR=-0.01，表明问卷在测量过程中共同方法偏差不严重(温忠麟等，2018)。

**编委专家意见5:**

模型处理存在重大失误。2.3与2.4不能拆开，在做有中介调节或有调节中介模型检验时，应当放在同一个模型里面，作者的这种做法是不对的，请全部修改。

**回应：**感谢专家的宝贵建议！

在返回稿中我们直接检验了整个假设模型。