社交网站的使用对大学生创新行为影响：一个有调节的中介

**摘 要：** 为探讨社交网站使用与大学生创新行为的关系，以及创新自我效能在二者之间的中介作用和自尊对这一中介模型的调节作用，采用社交网站使用强度量表、Rosenberg自尊量表、创新自我效能量表和创新行为量表，对1014名大学生进行调查。结果发现：（1）社交网站使用强度、创新自我效能感、自尊与创新行为两两之间均呈现显著正相关；（2）社交网站使用不仅能直接正向预测大学生的创新行为，还能通过创新自我效能感的中介作用对创新行为产生作用；（3）自尊水平调节社交网站使用经由创新自我效能影响大学生创新行为的中介作用的前半路径。研究揭示了大学生社交网站使用与创新行为的作用机制，有助于引导大学生通过正确使用社交网站促进积极心理品质的发展。

**关键词：** 社交网站 创新行为 大学生 自尊 创新自我效能感

# 1 问题提出

随着互联网的广泛使用的，基于其发展的社交网站也成为人与人之间即时交流的平台。截至2021年2月，我国及时通信用户达9.81亿，且近五年来持续增长（中国互联网络信息中心，2021）。由于社交网站拥有极高使用率和强大的拓展功能，社交网站的使用对社会和个体心理的发展成为许多研究者关注的热点。

社交网站是一种基于网络的服务，它允许用户创建自己的个人资料、照片等并通过互联网连接其他个体，并且个体可以通过社交网站的使用发展与维护与他人的感情并且展示自己*(Brailovskaia & Bierhoff, 2020)*，如微信、微博、QQ、Facebook等。研究表明，社交网站的使用会提高个体生活满意度和幸福感，降低个体孤独感(*周宗奎, 连帅磊, 田媛等,2017)*。因此研究者有必要对于社交网站使用的积极方面进入深入研究。此外，大量实证研究表明，社交网站给人们提供了一个开放自由的环境，人们通过社交网站可以交换、传递、分享自己的想法，并获取他人的文化知识、经验，还可以在他人的指导和支持下产生新想法、新观念*(Hu et al., 2017;Budge ,2013)*，进而给个体创造力的发展提供机会。基于此，本研究拟在探讨大学生社交网站的使用与创新行为关系的基础上，引入创新自我效能感和自尊两个变量探讨大学生社交网站的使用影响创新行为的具体机制，进一步揭示社交网站的使用如何影响大学生的创新行为。

1.1社交网站使用与创新行为

创新行为是指个体在生活或工作中有意识地产生、推广和实现新想法的行为*(Wang ,Fang et al., 2015)，*高校学生的创新能力和行为是衡量高校教育水平的重要因素，也是判断大学生是否具备建设现代化所要求的基本素质的准则(*辛雅丽*, 2003)。一些研究发现，在当今互联网+的时代，社交网站的使用在促进知识共享和个体创新行为中起到了关键作用*(Chan et al., 2013)*。社交网站拥有相当多的在线开放资源，不仅改变了新一代年轻人的沟通交流方式，还为使用者打开了许多探索世界的新大门和可能性*(Hogan, M., & Strasburger, V. C,2018*)，且有助于个体与有共同兴趣的但却在其他遥远地方的个体进行更多的信息交流、合作，从而导致信息共享*(Rasheed et al., 2020)，*由此促进了个体创新行为的产生。此外，有研究表明,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)*。因此，提出研究假设1，社交网站的使用强度会显著正向影响大学生的创新行为。

1.2创新自我效能感的中介作用

创新自我效能是指个体对自身创新行为产生的能力和信心的评估(*Tierney & Farmer, 2002*)。作为个体对自身创新表现、取得创造性成果的内心信念，其对个体的创新行为发展有着关键作用。根据学习的社会文化理论(*Social-cultural theory*)的解释，当人们创造社会互动时，他们会互相表达自己的观点，并与他人分享信息和知识，互相学习*(Woods & Scott, 2016)*，在互动中对自己产生认同和自信，从而提高其自我创新效能感。同时，社会交换理论(*Social exchange theory* )认为，个体在使用社交网站时通常会为他人提供信息支持（如点赞、评论等），也会收到他人信息或情感的支持，从而使个体体会到归属感以及认同感，并为现实中的社会支持提供了重要的补充*(方臻等, 2019)*，同时个体获得在线社会支持越多，其对自身创新能力和创新性成果的信念越坚定*(陈斯允, 2017)*，且创新自我效能感能够正向预测个体创新行为*(王楠, 张立艳等,2016)*。基于此，研究提出假设2：创新自我效能感在大学生社交媒体使用对创新行为的影响中起到中介作用

1.3自尊的调节作用

自尊是个人受到集体和社会尊重的情感体验，对个体的心理健康有着显著的影响(*林崇德*, *2003*)。作为人格的核心因素之一，自尊对个体的心理健康有着显著影响；且自尊是产生个体差异的因素之一，如高自尊者更为自信，能较好地挖掘和探索自身价值，降低负性生活事件对情绪的影响，最大限度地保持乐观的态度；而低自尊者往往对生活缺乏积极评价，且对自身缺乏自信*(董会芹,2015)*，从而导致其自我效能感低。相关研究表明，在一般人群中，与高自尊个体相比，低自尊个体社交网站使用强度较低，且在使用过程中低自尊个体更有可能采取保守的自我呈现方法，导致其从社交网站中获取的社会资本较少*(王水珍,马红宇, 2018)*。此外，自尊作为自我概念的核心成分*(田录梅,李双, 2005)*，对个体认知起着关键作用。因此，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。基于以上理论和研究，研究提出假设3：自尊可以调节社交网站的使用与创新自我效能感之间的关系。

综上所述，为了解大学生社交网站的使用对其创新行为的影响，本研究拟探讨创新自我效能感在其中的中介作用以及自尊在社交网站的使用与创新自我效能感关系之间的调节作用（如图1）。

创新自我效能感

自尊

社交网站使用强度

0.97\*\*\*

2.11\*\*\*

0.38\*

EIB\*\*\*

-0.07\*

图 1 有调节的中介模型

# 2对象与方法

## 2.1对象

基于方便抽样法，由大学班级的班长，通过社交网站平台（微信朋友圈，微博和QQ空间等）向大学生发放问卷，回收整理后，得到有效问卷1014份，学生就读高校所在地分布在全国28个省区。其中男生478人（47.14%），女生536人（52.86%）；城镇学生486名（47.93%），农村学生528名（52.07%）；公办高校415人（40.93%），民办高校599人（59.07%）；大一学生370人（36.49%），大二学生370人（36.49%），大三学生150人（14.79%），大四学生124人（12.23%）。

## 2.2研究工具

### 2.2.1社交网站使用强度

该问卷由Ellison等人编制，牛更枫等人修订为中文版本(*牛更枫等., 2016*)。问卷共有6个项目，使用5点计分（1表示“很不符合”，5表示“非常符合”）。问卷计算平均值前，先将各题目得分转化为标准分数，得分越高代表个体社交网站使用的强度越大。先前的研究表明该问卷具有良好的信效度(*安容瑾, 姜永志, 白晓*丽, 2020; *张钰, 刘海燕, 2021*)。在本研究中，该问卷实测内部一致性系数为0.88。

### 2.2.2自尊量表

采用Rosenberg自尊量表，该量表由汪向东等人整理修订。量表共有10题，使用4点计分，（1为“很不符合”，4为“非常符合”）。因考虑中西方文化差异，将量表中第八题改为正向计分(*韩向前等., 2005*)。在本研究中，该量表实测的内部一致性系数为0.75。

### 2.2.3创新自我效能量表

该量表由Tierney等人编制，刘智强等人修订的中文版《创新自我效能量表(刘 et al., 2014)。量表包含4个项目，采用7点计分，从1（“非常不同意”）到7（“完全同意”），得分越高代表个体对自己的创新自我效能和创新能力的评价越高。在本研究中，该量表的内部一致性系数为0.92。

### 2.2.4创新行为量表

修订自张振刚等人编制的《创新行为量表》(*张振刚等, 2016*)，使其更适合在大学生群体中施测。该量表包含8个项目，采用5点计分法（1分代表“非常不同意”，5分代表“非常同意”），得分越高代表个体的创新行为出现程度越高。验证性因子分析的拟合指数如下：*χ2/df*=22.30, *RMSEA*=0.145,*CFI*=0.921*,SRMR*=0.050,表明该量表具有良好的结构效度。本研究中，量表实测内部一致性系数为0.92。

## 2.3数据处理

采用R 4.0.3以及*Wickham*等人开发的*tidyverse*包(*Wickham et al., 2019*)对数据进行整理、描述性统计、相关性分析和回归分析。之后，使用*Rosseel*开发的*lavaan*包对整理后的数据进行有调节的中介效应分析(*Rosseel, 2012*)。

# 3结果

## 3.1共同方法偏差检验

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*)，首先按照问卷设计建立验证性因子分析模型，之后，引入方法因子作为全局因子建立双因子模型。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*=-4.651，*ΔCFI*=0.086，*ΔTLI*=0.092，ΔRMSEA=-0.026, *ΔSRMR*=-0.011，表明问卷在测量过程中共同方法偏差不严重(*温忠麟, 黄彬彬, 汤丹丹, 2018*)。

## 3.2描述性统计以及各变量之间的相关分析

差异检验结果表明，创新行为在大学生户口性质分类上不具有统计意义上的显著差异；大学生创新行为存在性别差异，t (994.38)=-3.769， p<0.001，d=-0.24；办学性质为公办高校的学生的创新行为的分要显著高于民办高校的学生，t (863.81)=-2.793， p=0.005，d=-0.18；不同年级的大学生在创新行为上存在着显著差异，F(3,1010)=4.12，p=0.006，η2=0.01。皮尔逊积差相关分析结果表明，社交网站使用强度与自尊、创新自我效能感、创新行为均呈显著正相关；自尊与创新自我效能、创新行为两两之间也呈现显著正相关(见表1)。

表1 描述性统计结果和变量间的相关分析

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | M | SD | 1 | 2 | 3 | 4 |
| 1社交网站使用强度（Z分数） | 0 | 0.79 | 1 |  |  |  |
| 2自尊 | 28.56 | 4.46 | 0.16\*\*\* | 1 |  |  |
| 3创新自我效能 | 19.37 | 4.68 | 0.36\*\*\* | 0.49\*\*\* | 1 |  |
| 4创新行为 | 28.49 | 5.90 | 0.33\*\*\* | 0.49\*\*\* | 0.79\*\*\* | 1 |

注：\*P<0.05，\*\*P<0.01，\*\*P<0.001

## 3.3创新自我效能的中介作用

首先通过R语言的lavaan包检验创新自我效能在模型中的中介作用。社交网站使用强度能正向预测创新行为(*β*=0.325,*SE*=0.030,*p*<0.001)，由表2可知，当社交网站使用强度、创新自我效能同时进入回归方程时，社交网站使用强度能显著正向预测创新自我效能（*β*=0.358,*SE*=0.215,*p*<0.001），显著正向预测创新行为(*β*=0.050,*SE*=0.171,*p*<0.05);创新自我效能可以显著正向预测创新行为(*β*=0.767,*SE*=0.029,*p*<0.001)。创新自我效能在社交网站使用强度与创新行为之间的*bootstrap*95%置信区间为[1.601,2.503]，不包含0，中介效应占总效应的84.49%，表明创新自我效能在社交网站使用强度对创新行为的影响中起到部分中介的作用。

表2 社交网站使用强度与创新行为中介模型检验

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 表1-1CSES的中介效应检验 | |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
|  | 回归方程 |  | 拟合指标 | | | 回归系数显著性 | | | | |
| 结果变量 | 预测变量 |  | R | R2 | F | β | SE | Bootstrap下限 | Bootstrap上限 | t |
| 创新自我效能感 |  |  | 0.39 | 0.15 | 30.39\*\*\* |  |  |  |  |  |
|  | 男性 |  |  |  |  | 0.148 | 0.275 | 0.846 | 1.937 | 5.05\*\*\* |
|  | 一年级 |  |  |  |  | -0.081 | 0.504 | -1.766 | 0.186 | 0.186 |
|  | 二年级 |  |  |  |  | -0.078 | 0.496 | -1.703 | 0.235 | -1.66 |
|  | 三年级 |  |  |  |  | 0.03 | 0.556 | -1.120 | 1.043 | -0.05 |
|  | 公立学校 |  |  |  |  | -0.002 | 0.301 | -0.523 | 0.655 | 0.24 |
|  | 社交网站使用强度 |  |  |  |  | 0.358 | 0.215 | 1.674 | 2.521 | 12.05\*\*\* |
| 创新行为 |  |  | 0.80 | 0.63 | 247.53\*\*\* |  |  |  |  |  |
|  | 男性 |  |  |  |  | 0.042 | 0.23 | 0.049 | 0.924 | 2.12\* |
|  | 一年级 |  |  |  |  | -0.010 | 0.387 | -0.862 | 0.645 | -0.32 |
|  | 二年级 |  |  |  |  | -0.033 | 0.375 | -1.124 | 0.350 | -1.05 |
|  | 三年级 |  |  |  |  | -0.005 | 0.375 | -0.940 | 0.802 | -0.19 |
|  | 公立学校 |  |  |  |  | 0.022 | 0.255 | -0.249 | 0.752 | 1.05 |
|  | 社交网站使用强度 |  |  |  |  | 0.050 | 0.171 | 0.045 | 0.709 | 2.40\* |
|  | 创新自我效能感 |  |  |  |  | 0.767 | 0.029 | 0.908 | 1.022 | 36.94\*\*\* |
| 注：\*p<.05,\*\*p<.01,\*\*\*p<.001。 | |  |  |  |  |  |  |  |  |  |

## 3.4自尊的调节作用

通过通过R语言的lavaan检验自尊在模型中的调节作用，进入方程前先将自尊变量做中心化处理。结果表明，社交网站使用强度能显著正向预测创新自我效能（*β*=0.289，*p*<0.001）,自尊能显著正向预测创新自我效能（*β*=0.445，*p*<0.001），社交网站使用强度与中心化后自尊变量的交互项能显著负向预测创新自我效能（*β*=-0.062，*p*<0.05）;社交网站使用强度能显著正向预测创新行为（*β*=0.050，*p*<0.05），创新自我效能显著预测创新行为（*β*=0.767，*p*<0.001）。以上结果验证了社交网站使用强度对创新行为的影响为有调节的中介。

表3 有调节的中介模型检验

|  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 表1-2有调节的中介模型检验 | |  |  |  |  |  |  |  |  |  |
|  | 回归方程 |  | 拟合指标 | | | 回归系数显著性 | | | | |
| 结果变量 | 预测变量 |  | R | R2 | F | β | SE | Bootstrap下限 | Bootstrap上限 | t |
| CSES |  |  | 0.59 | 0.34 | 66.02\*\*\* |  |  |  |  |  |
|  | 男性 |  |  |  |  | 0.118 | 0.245 | 0.637 | 1.584 | 4.55\*\*\* |
|  | 一年级 |  |  |  |  | -0.062 | 0.432 | -1.444 | 0.246 | -1.43 |
|  | 二年级 |  |  |  |  | -0.019 | 0.424 | -1.010 | 0.645 | -0.45 |
|  | 三年级 |  |  |  |  | -0.008 | 0.477 | -1.021 | 0.857 | -0.23 |
|  | 公立学校 |  |  |  |  | -0.002 | 0.260 | -0.517 | 0.497 | 0.24 |
|  | 社交网站使用强度 |  |  |  |  | 0.289 | 0.178 | 1.360 | 2.050 | 4.34\*\*\* |
|  | 自尊 |  |  |  |  | 0.445 | 0.030 | 0.410 | 0.526 | 17.03\*\*\* |
|  | 社交网站使用强度×自尊 |  |  |  |  | -0.062 | 0.035 | -0.142 | -0.007 | -2.40\* |
| 注：\*p<.05,\*\*p<.01,\*\*\*p<.001。 |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |

为了更清晰地揭示自尊如何调节社交网站使用强度对创新自我效能的影响，根据自尊平均分和平均分上下一个标准差将被试分为低自尊组、中自尊组和高自尊组，进行简单斜率分析。结果表明，对于低自尊组，社交网站使用强度对创新自我效能的正向预测作用显著（*Bsimple*=1.960,*SE*=0.259,*p*<0.001）；对于中自尊组，社交网站使用强度能显著正向预测创新自我效能（*Bsimple*=1.647,*SE*=0.187,*p*<0.001）；对于高自尊组，社交网站使用强度对创新自我效能的预测斜率为1.334（*SE*=0.221,*p*<0.001）。随着自尊水平增高，社交网站使用强度对创新自我效能的预测作用减弱（见图2）。

总之，社交网站使用强度通过创新自我效能这一中介影响创新行为的传导过程受到自尊的调节。而且，社交网站使用强度对创新行为影响的间接效应和总效应随着自尊的增高，而呈现减小的趋势（见表4）。

表4 直接效应、创新自我效能的中介效应及自尊的调节效应

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 表1-3有调节的中介效应的Bootstrap检验 | |  |  |  |  |
|  | 指标 | Effect | BootstrapSE | Bootstrap下限 | Bootstrap上限 |
| 有调节的中介效应 | Eff1（M-1SD） | 1.960 | 0.259 | 1.457 | 2.477 |
|  | Eff2（M） | 1.647 | 0.187 | 1.285 | 2.012 |
|  | Eff3（M+1SD） | 1.334 | 0.221 | 0.904 | 1.767 |
| 有调节的中介效应对比 | Eff2-Eff1 | -0.313 | 0.151 | -0.622 | -0.030 |
|  | Eff3-Eff1 | -0.625 | 0.302 | -1.244 | -0.061 |
|  | Eff3-Eff2 | -0.313 | 00.151 | -0.622 | -0.030 |

图片包含 图表

描述已自动生成

图2 自尊调节社交网站使用强度对创新行为的影响

# 4讨论

鉴于创新行为在大学生群体中的重要性，以及社交网站使用对大学生心理社会适应的重要意义，本研究以大学生为被试，探讨了社交网站的使用对大学生创新行为的影响，以及创新自我效能和自尊在二者之间的关系。与研究假设1相一致，大学生社交网站的使用强度显著正向预测创新行为，这与以往的研究结果一致(*Hu et al., 2017; Rasheed et al., 2020*)。这可能是由于社交网站为大学生之间提供了非常好的交流平台，学生之间可以通过社交网站进行讨论、交流和共享知识(*Eid & Al-Jabri, 2016*)，从而提高学生的创造力和激发创新行为。此外，创新自我效能在社交网站使用强度和创新行为之间起到部分中介作用；自尊在社交网站使用强度正向影响创新自我效能的过程中起到调节作用，对于低自尊水平的大学生来说，社交网站使用强度对创新自我效能有显著预测作用。

## 4.1创新自我效能的中介作用

本研究发现，社交网站的使用强度除会直接影响大学生群体的创新行为的产生外，还可以通过创新自我效能的中介作用对创新行为产生间接影响，支持了假设2。即社交网站的使用强度对大学生的创新行为具有直接的促进作用，也可以通过提高个体的创新自我效能这一过程来提高其创新行为的产生。该研究结果在一定程度上支持了社会交换理论，个体在社交网站的使用的过程中进行社会互动时，不仅获取到新的知识和经验(*García-García et al., 2017)*还会收到来自他人的支持，从而对自己产生认同和自信，促进了其创新自我效能的产生。而根据自我效能理论，个体的自我效能影响其内在动机和从事某一行为的能力，因此，创新自我效能感作为个体对自身创造和创新能力的评估和信念，对创新行为有着重要的预测作用(*Tierney & Farmer, 2002*)。此外，创新自我效能感的提高会进一步促进创新行为的产生(*Chang et al., 2016*)，具体原因可能是具有较高创新自我效能水平的大学生往往采用较为开放的学习生活方式(*He et al., 2020*)，这有利于积极促成大学生创新行为的产生。

## 4.2 自尊的调节作用

本研究还发现，对于低自尊者而言，创新自我效能在社交网站的使用和创新行为之间中介效应较高，而在高自尊者中则较低，这验证了假设3。简单效应分析的结果表明，创新自我效能感的中介效应在自尊水平较低的群体中更高，即随着自尊水平的提高，个体通过社交网站获得到的有益方面的程度反而降低，这与以往的一些实证研究结果不同(Brailovskaia & Bierhoff, 2020; Burke et al., 2011; Kraut et al., 2002)。之所以出现这样的结果，首先，相关研究表明，个体的自尊水平与其进行上行社会比较之间存在显著负相关(Vogel et al., 2014)，这意味着自尊水平较低的个体更有可能进行更多的上行社会比较，这会为提高个体创新自我效能感提供必要来源。相反，当自尊水平较高时，个体接收到相对较多他人的积极评价，在社交网站使用的过程中，可能会较少的进行线上上行社会比较，从而降低了获取创新自我效能感信息的可能。其次从认知行为的视角来看，是因为低自尊水平的个体更有可能通过在社交网站中积极呈现自我来获得较高的自我评价水平(Gonzales & Hancock, 2011; Veldhuis et al., 2020)。因此，对于在社交网站的使用中积极呈现自我，低自尊者为与他人之间的互动和知识共享创造了机会，从而可以进一步提高创新自我效能感(Rasheed et al., 2020)。

## 4.3 研究的意义与局限

本研究在综合考虑社交网站使用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，以及开展网络教育提供了重要启示。第一，为了消除社交网站的使用对于大学生发展的不利影响，家长及教育工作者应重点关注低自尊者网络使用方式；第二，重视创新自我效能的中介作用，可以通过提升个体的创新自我效能水平来增加大学生的创新行为的产生。

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，无法充分揭示变量间的因果关系，因此以后的研究中可以通过纵向研究来弥补这一缺陷。其次，在被试的选取中仅选择了来自一地的高校学生，使得研究结果在推广在其他地区和群体时需要进一步检验。

# 参考文献

安容瑾, 姜永志, 白晓丽. (2020). 青少年社交网络使用与孤独感的关系：在线积极反馈与积极情绪的多重中介. *中国临床心理学杂志*, *28*(04), 824-833.

陈建文, 王滔. (2007). 自尊与自我效能关系的辨析. *心理科学进展*, *04*, 624–630.

陈斯允, 骆紫薇. (2017). 在线社会支持对顾客创新行为的影响——基于自我效能的中介作用. *企业经济*, *36*(05), 64–71.

董会芹. (2015). 同伴侵害与儿童问题行为:自尊的调节作用*. 中国临床心理学杂志, 23(2), 281-284.*

方臻, 高雯, 黄静静, 陈雅岩. (2019). 不同社交网站使用动机对大学生网络利他行为的影响:多重中介模型. *心理技术与应用*, *7*(07), 385–395.

韩向前, 江波, 汤家彦, 王益荣. (2005). 自尊量表使用过程中的问题及建议. *中国行为医学科学*, *08*, 763.

黄飞, 张建新. (2010). 2247名中学生的自我效能、自尊与积极/消极情感. *中国心理卫生杂志*, *24*(02), 149–152.

刘艳, 陈建文. (2020). 大学生自尊与社会适应的关系:积极核心图式与同伴依恋的链式中介效应分析. *心理发展与教育*, *36*(06), 694–699.

牛更枫, 鲍娜, 范翠英, 周宗奎, 孔繁昌, 孙晓军. (2015). 社交网站中的自我呈现对自尊的影响:社会支持的中介作用. *心理科学*, *38*(04), 939–945.

汤丹丹, 温忠麟. (2020). 共同方法偏差检验：问题与建议. 心理科学, 43(01), 215–223.

田录梅, 李双. (2005). 自尊概念辨析. *心理学探新*, *02*, 26–29.

王晨羽, 徐骞, 陈紫薇, 林育芳. (2015). 大学生使用社交网络对情绪、抑郁、自尊的影响. *中国健康心理学杂志*, *23*(02), 238–242.

王楠, 张立艳, 王洋. (2016). 创新自我效能感对创新行为的影响:多重中介效应分析. *心理与行为研究*, *14*(06), 811–816.

温忠麟, 黄彬彬, 汤丹丹. (2018). 问卷数据建模前传. *心理科学*, *41*(01), 204–210.

辛雅丽. (2003). 大学生创新能力影响因素的调查研究. *心理科学*, *05*, 926-927+950.

张钰, 刘海燕. (2021). 大、中学生社交网站使用强度、自尊和抑郁的关系：好友数量的中介作用和性别的调节作用. *中国健康心理学杂志*, 1–16.

张振刚, 余传鹏, & 李云健. (2016). 主动性人格、知识分享与员工创新行为关系研究. 管理评论, *28*(04), 123–133．

周宗奎, 连帅磊, 田媛, 牛更枫, 孙晓军. (2017). 社交网站使用与青少年生活满意度的关系:一个有调节的中介模型. *心理发展与教育*, *33*(03), 297–305.

*Barbot, B. (2020). Creativity and Self‐esteem in Adolescence: A Study of Their Domain‐Specific, Multivariate Relationships. The Journal of Creative Behavior, 54(2), 279–292.*

*boyd, danah m., & Ellison, N. B. (2007). Social Network Sites: Definition, History, and Scholarship. Journal of Computer-Mediated Communication, 13(1), 210–230.*

*Brailovskaia, J., & Bierhoff, H.-W. (2020). The Narcissistic Millennial Generation: A Study of Personality Traits and Online Behavior on Facebook. Journal of Adult Development, 27(1), 23–35.*

*Budge, K. (2013). Virtual studio practices: Visual artists, social media and creativity. Journal of Science and Technology of the Arts, 15-23 Páginas.*

*Burke, M., Kraut, R., & Marlow, C. (2011). Social capital on facebook: Differentiating uses and users. Proceedings of the SIGCHI Conference on Human Factors in Computing Systems, 571–580.*

*Chan, R. C. H., Chu, S. K. W., Lee, C. W. Y., Chan, B. K. T., & Leung, C. K. (2013). Knowledge management using social media: A comparative study between blogs and Facebook. Proceedings of the American Society for Information Science and Technology, 50(1), 1–9.*

*Chang, S.-H., Wang, C.-L., & Lee, J.-C. (2016). Do award-winning experiences benefit students’ creative self-efficacy and creativity? The moderated mediation effects of perceived school support for creativity. Learning and Individual Differences, 51, 291–298.*

*Eid, M. I. M., & Al-Jabri, I. M. (2016). Social networking, knowledge sharing, and student learning: The case of university students. Computers & Education, 99, 14–27.*

*García-García, C., Chulvi, V., & Royo, M. (2017). Knowledge generation for enhancing design creativity through co-creative Virtual Learning Communities. Thinking Skills and Creativity, 24, 12–19.*

*Gonzales, A. L., & Hancock, J. T. (2011). Mirror, Mirror on my Facebook Wall: Effects of Exposure to Facebook on Self-Esteem. Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking, 14(1–2), 79–83.*

*He, W., Hao, P., Huang, X., Long, L., Hiller, N. J., & Li, S. (2020). Different roles of shared and vertical leadership in promoting team creativity: Cultivating and synthesizing team members’ individual creativity. Personnel Psychology, 73(1), 199–225.*

*Hogan, M., & Strasburger, V. C. (2018). Social Media and New Technology: A Primer. Clinical Pediatrics, 57(10), 1204–1215.*

*Hu, S., Gu, J., Liu, H., & Huang, Q. (2017). The moderating role of social media usage in the relationship among multicultural experiences, cultural intelligence, and individual creativity. Information Technology & People, 30(2), 265–281.*

*Kraut, R., Kiesler, S., Boneva, B., Cummings, J., Helgeson, V., & Crawford, A. (2002). Internet Paradox Revisited. Journal of Social Issues, 58(1), 49–74.*

*Niu G., Sun X., Zhou Z., Kong F., & Tian Y. (2016). The impact of social network site (Qzone) on adolescents’ depression: The serial mediation of upward social comparison and self-esteem. Acta Psychologica Sinica, 48(10), 1282.*

*Qiu, L., Lin, H., Leung, A. K., & Tov, W. (2012). Putting Their Best Foot Forward: Emotional Disclosure on Facebook. Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking, 15(10), 569–572.*

*Rasheed M. I., Malik M. J., Pitafi A. H., Iqbal J., Anser M. K., & Abbas M. (2020). Usage of social media, student engagement, and creativity: The role of knowledge sharing behavior and cyberbullying. Computers & Education, 159, 104002.*

*Rosseel, Y. (2012). lavaan: An R Package for Structural Equation Modeling. Journal of Statistical Software, 36.*

*Teng, C., Hu, C., & Chang, J. (2020). Triggering Creative Self‐Efficacy to Increase Employee Innovation Behavior in the Hospitality Workplace. The Journal of Creative Behavior, 54(4), 912–925.*

*Veldhuis, J., Alleva, J. M., Bij de Vaate, A. J. D. (Nadia), Keijer, M., & Konijn, E. A. (2020). Me, my selfie, and I: The relations between selfie behaviors, body image, self-objectification, and self-esteem in young women. Psychology of Popular Media, 9(1), 3–13.*

*Vogel, E. A., Rose, J. P., Roberts, L. R., & Eckles, K. (2014). Social comparison, social media, and self-esteem. Psychology of Popular Media Culture, 3(4), 206–222.*

*Wang, X.-H. F., Fang, Y., Qureshi, I., & Janssen, O. (2015). Understanding employee innovative behavior: Integrating the social network and leader-member exchange perspectives: SOCIAL TIES, LMX, AND INNOVATIVE BEHAVIOR. Journal of Organizational Behavior, 36(3), 403–420.*

*Wen Z., & Ye B. (2014). Analyses of Mediating Effects: The Development of Methods and Models. Advances in Psychological Science, 22(5), 731.*

*Wickham, H., Averick, M., Bryan, J., Chang, W., McGowan, L., François, R., Grolemund, G., Hayes, A., Henry, L., Hester, J., Kuhn, M., Pedersen, T., Miller, E., Bache, S., Müller, K., Ooms, J., Robinson, D., Seidel, D., Spinu, V., … Yutani, H. (2019). Welcome to the Tidyverse. Journal of Open Source Software, 4(43), 1686.*

*Woods, H. C., & Scott, H. (2016). #Sleepyteens: Social media use in adolescence is associated with poor sleep quality, anxiety, depression and low self-esteem. Journal of Adolescence, 51, 41–49.*

*Ye B., & Wen Z. (2013). A Discussion on Testing Methods for Mediated Moderation Models:Discrimination and Integration: A Discussion on Testing Methods for Mediated Moderation Models:Discrimination and Integration. Acta Psychologica Sinica, 45(9), 1050–1060.*

刘智强, 葛靓, 潘欣, & 刘芬. (2014). 可变薪酬支付力度、地位竞争动机与员工创新行为研究. 管理学报, *11*(10), 1460–1468.