

《心理学报》审稿意见与作者回应

题目：亲子依恋与初中生亲社会行为：有调节的中介效应

作者：王艳辉 李董平 孙文强 赵力燕 赖雪芬 周月月

第一轮

审稿人 1 意见：该文通过构建一个有调节的中介模型，考察了亲子依恋对青少年亲社会行为的促进作用，心理资本的中介作用以及越轨同伴交往的调节作用。从理论上明确了亲子依恋、心理资本和越轨同伴交往对青少年亲社会行为的影响及作用机制，为今后青少年亲社会行为的培养提供了理论基础。具有重要的理论和实践意义。但文章仍存在几点问题值得商榷：

意见 1：题目指代不明确，没有着重指出心理资本与越轨同伴交往在亲子依恋与亲社会行为的关系中究竟起什么具体的作用，也没有说明文章所使用的具体的结构方程模型。建议作者对文章题目进行适当的修改，使题目更切合文章的内容。

回应：感谢审稿专家提出这一问题。为了更好地确定本文的标题，我们查阅了发表在《心理学报》上的同类研究，对它们的标题进行了认真推敲。这些题目包括：“家庭功能对青少年疏离感的影响：有调节的中介效应”、“相对剥夺感与社会适应方式：中介效应和调节效应”、“青少年自尊与攻击的关系：中介变量和调节变量的作用”、“亲子依恋与青少年的问题性网络使用：一个有调节的中介模型”。此外，我们也力求使题目简洁但充分地反映研究范围和深度。综合以上两方面，我们最终将题目改为“亲子依恋与初中生亲社会行为：有调节的中介效应”。

意见 2：被试：青少年期通常指处于 11、12 岁至 17、18 岁的中学阶段的中学生，文章只选取了初中一年级和初中二年级学生作为样本是否具有足够的代表性？应修改为初中生更为贴切。

回应：本次修改已接受专家建议，将文中有关内容限定为“初中生”。

意见 3：研究工具的使用问题：论文中所使用的心理资本问卷为张阔等人（2010）编制的，既然作者对心理资本维度的论述所采用的是 Luthans 的理论观点，那么作者为何不使用 PCQ-24 问卷或此问卷对应的中译本？张阔等人编制的问卷面对的是大学生，仅靠几名博士生和教授进行内容效度认定是不科学的。第二个研究工具：关于 2.2.4 越轨同伴交往：“采用‘越轨同伴交往问卷’（Li, Li, Wang, Zhao, Bao, & Wen, 2013; 陈武等, 2015）对被试好朋友的偏差行为进行测量”，其中引用的第一篇文献在文后的参考文献中未见，建议作者补充。这两个问卷的在本研究中的信度均应该补充。

回应：研究工具的适用性确实是很重要的问题。本次修改已补充了选取相应问卷的理由以及问卷信效度方面的更多信息。具体说明如下。

（1）关于第一个研究工具，在论文中选用张阔等人（2010）年编制的问卷而没有采用 Luthans, Avolio, Avey 和 Norman（2007）的 PCQ-24 所对应的中译本，主要是出于以下考虑：

①研究对象的适用性。随着积极心理学和组织行为学的兴起，心理资本逐渐受到国内外学者的广泛关注。早期研究通常选用心理资本各个维度（如自我效能）分别对应的问卷进行测量，用各维度得分之和来表示个体的心理资本水平，但这些研究并不进行总问卷的信效度

分析(叶一舵, 方必基, 2015)。这类研究的问题主要在于: 各问卷的题项数量和计分方式各不相同, 可能造成各维度在总问卷中权重大小不一; 其次, 简单汇总的方式可能使总问卷的信效度等心理测量学指标发生新的变化, 需要对其进行检验后才能确认总问卷的稳定性和有效性(叶一舵, 方必基, 2015)。Luthans 等人(2007)改进了心理资本的测量方式, 在韧性、希望、乐观、自我效能量表的基础上, 开发了包含 24 个项目的“心理资本问卷”(PCQ-24)。在 PCQ-24 中, 各维度间的项目数更加均衡, 同时也对心理资本总问卷的信效度进行了考证, 更适合计算问卷总分(这已超越了原来将不同工具简单汇总的做法)。虽然已有对应的中译本, 但 PCQ-24 主要适用于工作人员和管理者(Luthans et al., 2007), 其题项所涉及的情境也只适合于组织情境中的员工, 而不适用于其他群体, 如“我通常对工作中的压力能泰然处之”、“我能想出很多办法来实现我目前的工作目标”、“对自己的工作, 我总是看到事情光明的一面”、“与管理层开会时, 在陈述自己工作范围之内的事情方面我很自信”。相比之下, 张阔、张赛和董颖红(2010)在文献分析和参考国内外相关测量工具的基础上, 开发了“更具一般性的、适用范围更广的‘积极心理资本问卷’(PPQ)”。在题目内容上, 他们选择了更具一般性的表述, 而不是仅局限于工作情境当中, 如“不顺心的时候, 我容易垂头丧气”、“我正在为实现自己的目标而努力”、“我总是看到事物好的一面”、“我的见解和能力超过一般人”。在其实证效度的考察方面, 不同于以往研究采用的组织行为学视角(如考察心理资本对工作绩效和周边绩效的预测作用), 张阔等人(2010)选择了心理健康水平作为效标, 验证了问卷的实证效度。考虑到本研究的测量对象为中学生, 在性质上更接近于张阔研究中的被试(大学生), 而与员工的差距相对更大, 所以 PPQ 可能比 PCQ-24 相对更适合初中生。

②目前已有研究将 PPQ 用于初中生被试。由于 PPQ 在内容方面并无特殊的情境限定, 适用范围更广, 且对认知和阅读能力要求相对较低, 因此已有部分研究将其运用于初中生群体。例如, 杨新国、徐明津、陆佩岩、黄霞妮和黄雪雯(2014)使用该问卷检验了心理资本对留守初中生生活事件与主观幸福感之间关系的调节作用; 曾昱和夏凌翔(2013)使用该问卷检验了心理资本在自立人格与主观幸福感之间的中介作用; 张效芳和杜秀芳(2014)使用该问卷检验了心理资本在父母教养行为与初中生学校适应之间的中介作用。这三项研究均报告 PPQ 在初中生群体中信效度较好。

③与其他适用于青少年的心理资本量表相比, PPQ 与其有较大程度的相似。例如, 将本研究使用的 PPQ 与后来(在本研究数据收集完成后)研究者专门针对青少年群体编制的“青少年学生心理资本问卷(PCQAS)”(叶一舵, 方必基, 2015)进行比较, 可以发现, 部分题目在两份问卷中均有使用(例如, “我觉得生活是美好的”), 部分题目在两份问卷中的表述相当接近(例如, “遇到挫折时, 我能很快恢复过来(PPQ)”与“我能较快地走出失败的阴影(PCQAS)”, “对学习和生活, 我有一定的规划(PPQ)”与“我对自己的学习有明确的计划和安排(PCQAS)”)。

④预备研究表明, PPQ 信效度较好。在前期的预备研究中, 我们选取了 119 名初中生被试, 对 PPQ 的信效度进行了检验。结果表明, 乐观、希望、自我效能、韧性四个维度的 Cronbach's α 系数分别为 0.79、0.71、0.83、0.79, 总问卷的 Cronbach's α 系数为 0.89。在效标效度方面, 心理资本与自尊($r = 0.71, p < 0.001$)和幸福感($r = 0.59, p < 0.001$)显著正相关, 与心理不安全感($r = -0.51, p < 0.001$)和抑郁($r = -0.60, p < 0.001$)显著负相关。

综上所述, 考虑到 PPQ 的适用对象更接近于中学生, 而且已有部分研究在初中生群体中使用了该问卷以及我们前期的预备研究也支持该问卷在初中生群体中的信效度, 因此, 本研究选用了 PPQ 对心理资本进行测量。本次修改补充了该问卷在初中生群体中适用性的表述(详见 2.2.3 部分的说明)。

(2) 关于第二个研究工具, 本次修改已在参考文献列表中补充了文献出处信息:

Li, D., Li, X., Wang, Y., Zhao, L., Bao, Z., & Wen, F. (2013). School connectedness and

problematic internet use in adolescents: A moderated mediation model of deviant peer affiliation and self-control. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 41(8), 1231–1242.

(3) 所报告的信度已是本次研究中的信度。

意见 4: 控制变量: 文章将年龄和性别作为控制变量, 但社会经济地位 (SES) 与亲社会行为的关系一直备受争议, 在本研究中被试的家庭社会经济地位是否会影响其亲社会行为? 建议作者补充此结果并在讨论中加以说明。

回应: 感谢审稿专家的建议。本次修改已在数据分析中加入了社会经济地位这一控制变量。结果表明, 在相关分析中, 社会经济地位与亲社会行为呈正相关; 在结构方程模型结果中, 加入社会经济地位后, 原模型的其他结果并无实质性变化 (详见 3.4 和 3.5 部分的说明)。另外, 我们在前言部分交代了控制性别、年龄和社会经济地位的理由 (详见 1.3 部分的说明), 同时也在讨论中对这些人口学变量与亲社会行为的关系进行了解释 (详见 4.1 部分的讨论)。

意见 5: 关于统计方法: 论文中摘要部分所述检验中介效应的方法为偏差校正的非参数百分位 Bootstrap 方法, 但在正文中则阐述为 Bootstrap 方法。作者对中介效应的检验究竟使用了哪个方法, 希望作者做出明确的回答。若文章中作者对中介效应的分析使用了 Bootstrap 方法, 既然使用此法那么作者为何没有选择统计检验力更高的偏差校正的非参数百分位 Bootstrap 方法? 换句话说, 作者是否认为本文的研究若使用偏差校正的非参数百分位 Bootstrap 方法会造成第一类错误率超过设定的显著性水平, 若作者这么认为, 希望作者阐述相应的依据。若作者无法明确阐述其依据, 则希望作者补充相应的交叉验证数据来说明研究结果的可靠性。

文章中作者使用潜调节结构方程法来对调节作用和潜变量交互作用进行了验证; 并且按照一般的结构方程模型验证顺序, 需要先使用依次检验法对模型进行验证, 若不显著才使用其他非参数的检验方法, 在文章中作者并未明确写出是否进行了依次检验以及检验结果是否显著, 建议作者补充相关内容。

回应: 感谢审稿专家指出这里的问题。

(1) 对于第一个问题, 我们再次比较了两种 Bootstrap 方法的结果, 两者在区间估计上存在微小的 (可以忽略不计的) 差异, 结合审稿专家的建议, 我们在修改稿中报告了检验力更高的偏差校正的非参数百分位 Bootstrap 方法的结果。

(2) 对于第二个问题, 在中介效应的检验中, 本研究采用的是温忠麟和叶宝娟 (2014) 提出的基于结构方程模型的中介效应检验程序。该程序综合了依次检验法和 Bootstrap 方法的优点。检验步骤有两步: 一是构建从自变量到因变量的结构方程模型, 二是构建纳入中介变量后的结构方程模型。这样可以得到依次检验的结果和偏差校正的非参数百分位 Bootstrap 方法的置信区间。因此, 本研究进行了依次检验, 结果中也报告了相应的内容。

的确, 按照一般的结构方程模型验证顺序, 需要先使用依次检验法对模型进行验证, 若不显著才使用其他非参数的检验方法。但需要澄清的是, 参数检验的角度和参数估计的角度是不同的 (温忠麟, 叶宝娟, 2014)。从参数检验的角度来看, 按照温忠麟和叶宝娟 (2014) 的检验程序, 应该先进行依次检验, 当 a 或者 b 不显著时才进行 Bootstrap 检验 (本研究实际遵循的也是该程序)。但是从参数估计的角度看, 一般认为, 只给出点估计是不够的, 应当给出区间估计, 而系数乘积 ab 的置信区间应当用 Bootstrap 方法得出 (方杰, 张敏强, 2012) (a 和 b 的置信区间也可以用 Bootstrap 方法求出)。这样, 为了得到区间估计, Bootstrap 方法成为了一个必须的方法 (温忠麟, 叶宝娟, 2014)。因此, 本研究使用了依次检验的程序, 也报告了相应的显著性检验结果, 同时还报告了偏差校正的非参数百分位 Bootstrap 方法所得到的置信区间。为了更清晰地表述本研究的分析思路, 我们对 2.4 分析思路和 3.4 中介效

应检验部分的相应表述进行了修改。

意见 6: 结论 (1) “亲子依恋与……越轨同伴交往互相关”，应为负相关，应为作者笔误，建议修改。类似不符合发稿格式等的错误，请作者一一检查修改，不再一一指出！英文摘要需要修改

回应: 感谢审稿专家的细心指正，本次修改一一订正了上述错误和问题。英文摘要已请专业人士进行了修订。谢谢！

审稿人 2 意见:

意见 1: 前言部分文献回顾非常详尽，结构组织也较为合理，但是总体上感觉几个变量之间的逻辑联系较弱，例如，对于亲子依恋对亲社会行为的理论解释和描述，并没有很好的引出来心理资本可能是其中的一个中介机制，而对心理资本变量的选取作者认为：“考虑到心理资本是极为重要的个体心理品质，反映了个体自身核心的积极状态，加上该变量本身独特的特征，本研究选择其作为环境（亲子依恋）与行为（亲社会行为）间可能的中介变量进行探讨。”（p. 4）这里的论述，选择心理资本作为中介变量的逻辑性较弱，上文谈到依恋影响个体内部资源的调动，而心理资本作为一种内部资源作为潜在中介机制的可能性，作者可以尝试从这个角度提出问题。

回应: 非常感谢审稿专家的建议，现已对相应的表述进行了调整。增加了相应内容：“以上探讨了心理资本这一变量本身独特的理论和实践价值，但本研究选择心理资本作为中介变量，更为重要的原因是，心理资本的增加极有可能是亲子依恋调动内部资源的“重要体现”。前人研究表明，亲子依恋能够有效地增加个体的内部资源（Shaver & Mikulincer, 2002），而心理资本作为人类积极的心理资源（Luthans, Youssef, & Avolio, 2015），很可能是亲子依恋对个体行为产生作用的近端因素。”详见前言 1.2 部分的论述。

意见 2: 尽管作者回顾了亲子依恋对亲社会行为的影响，并指出“亲子依恋与亲社会行为间的关系有可能存在一定的条件性，或者受到一些因素的调节”（p. 5），但是作者在建立研究模型的时候，并不关注亲子依恋的直接作用，以及越轨同伴交往对直接作用的调节作用，是如何考虑的。

回应: 感谢审稿专家提出该问题。

(1) 关于亲子依恋的直接作用，我们在进行数据分析时，实际上有对该问题进行关注。本研究中，中介效应检验的第一步，就是检验亲子依恋的直接作用，这是我们进行后续检验的基础，整个研究就是在确定亲子依恋有作用的基础之上，对亲子依恋的作用机制（怎样起作用）以及这种作用机制在什么情况下更强进行检验。所以，本研究其实是有关关注亲子依恋的直接作用的。当然，本研究更为关注的是使用中介和调节变量去解释和限定亲子依恋的作用。因此，在行文中更多的着力点是放在后面中介效应和调节效应的检验部分。

(2) 关于越轨同伴交往对直接作用的调节作用，在本次修改中，我们做了补充分析。结构方程模型分析表明，越轨同伴交往对亲子依恋与亲社会行为间直接作用的调节作用不显著。由于我们关注的重点是后续有调节的中介效应检验，因此为了使数据分析更为紧凑，在确定了亲子依恋的直接作用后，接下来进行了中介效应检验以及有调节的中介效应检验。虽然我们在正文中没有专门呈现对直接效应的调节作用的检验结果，但本次修改时我们采用脚注的形式对这一阴性结果进行了说明（见 3.5 部分）。

另外，考虑到中介效应可能只是部分中介，越轨同伴交往仍可能对加入中介变量后的残余直接效应进行调节，因此在构造调节项及参数检验时，我们有检验越轨同伴交往对残余直

接效应的调节作用。由于结果表明这部分调节作用不显著，所以未在行文中重点论述。最后，为了避免造成误解，我们对有关语句进行了修改。现已改为“亲子依恋与亲社会行为间的直接/间接关系有可能具有一定的条件性”，同时也调整了图 2 假设模型的呈现方式（见 1.3 部分）。

意见 3：在越轨同伴交往发挥调节作用的过程中，理论上可能存在两种具体的模式：“雪中送炭”和“杯水车薪”（p. 6）。这两个理论模型是否是参照已有模型（如有请添加引文），还是作者自己提出的？请明确，以帮助读者确定本研究的理论贡献和价值。

回应：对调节模式的检验是方法学家和应用研究者都非常关心的问题。本研究在 Cohen, Cohen, West 和 Aiken(2003)提出的调节效应模式的基础上，参考已有的实证研究(Li, Zhang, Li, Li, & Ye, 2012)及最新的元分析文章(Rueger, Malecki, Pyun, & Coyle, 2016)，区分并检验了两种调节效应模式，并使用“杯水车薪”和“雪中送炭”这类在中国文化背景下耳熟能详的表述方式对越轨同伴交往可能的调节模式进行释义和表述，以便引起研究者对不同模式的兴趣和重视，加深对该问题的理解，从而推动这方面的研究工作。

为了便于表述调节效应模式并陈述其发展情况，这里先列出回归方程来描述变量间的关系（为了行文简便，假设所有变量都已经中心化或标准化处理）：

$$Y = b_1X + b_2W + b_3XW$$

关于调节效应的模式，Cohen 等人（2003）在“Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences”一书中率先进行了介绍。他们提出了三种调节效应的模式：增强型、对抗型和削弱型。增强型指自变量的主效应(b_1)、调节变量的主效应(b_2)以及两者的交互效应(b_3)三者的方向相同，同为正或者同为负。对抗型中自变量的主效应(b_1)和调节变量的主效应方向相同(b_2)，但交互项的方向与之相反(b_3)。削弱型指自变量的主效应(b_1)和调节变量的主效应(b_2)方向相反。

本研究中的两种调节效应模式，实际上都是属于 Cohen 等人（2003）所提出的“削弱型”，自变量的主效应和调节变量的主效应方向相反（亲子依恋对心理资本的主效应为正，越轨同伴交往的主效应为负）。但是，Cohen 等人的模型中并未对“削弱型”可能存在的不同模式进行细分。本文将其进一步区分为两种模式：①“雪中送炭”模式，即调节项的方向为正，与保护因素（亲子依恋）的方向相同，此时保护因素的作用会被增强，而风险因素的作用会被削弱；②“杯水车薪”模式，即调节项的方向为负，与保护因素（亲子依恋）的方向相反，此时保护因素的作用会被削弱，而风险因素的作用会被增强。这种更为具体的划分使得 Cohen 等人对“削弱型”模式的笼统描述变得更加具体和清晰，更能反映出当保护因素和风险因素的效应同时存在时交互项对主效应的不同影响。也就是说，本研究的划分有助于确定随着调节变量得分的变化，保护/风险因素的作用是被增强还是被削弱，从而揭示保护因素作用的稳健程度。

其他研究也有检验过类似的调节效应模式。例如，Li 等人（2012）考察了压力性生活事件在感恩和自尊间的调节作用，结果发现感恩对自尊的影响在低压力性生活事件时更大，属于“杯水车薪”模式。在该文中，作者将两种模式称为 stress-buffering model（对应“雪中送炭模式”）和 stress-vulnerability model（对应“杯水车薪”模式）。

实际上，对调节效应模式的检验，已经不是简单的统计符号方面的探讨。相反，由于不同模式背后可能代表不同的理论以及对干预实践具有不同的启示，近年来受到许多研究者的关注。例如，Rueger 等人（2016）发表在“Psychological Bulletin”上的元分析论文也对社会支持与抑郁间可能存在两种不同的调节效应模式进行了描述：stress-buffering model 对应本文所讲的“雪中送炭”模式，社会支持的作用被增强；另一种 reverse stress-buffering model 则对应本文所讲的“杯水车薪”模式，社会支持的作用被减弱。作者认为，对这两种模式的考察

有利于从理论上深入认识社会支持、压力与抑郁的关系，同时也对临床上区分哪些个体需要有针对性的干预提供清晰的指导，因此作者呼吁未来应重点关注对两种模式（尤其是“reverse stress-buffering model”）的检验。而本文的研究结果，正是对应了 Rueger 等人认为的重中之重的“reverse stress-buffering model”，它反映了亲子依恋在促进个体发展中的作用和局限。

综上所述，在近年来研究者高度重视调节效应不同模式的背景下（Rueger et al., 2016），本研究在参考 Cohen 等人（2003）对调节模式划分的基础上，结合 Li 等人（2012）的研究，使用了更为精细的方式来区分 Cohen 等人描述的“削弱型”调节模式。我们使用了“杯水车薪”和“雪中送炭”这类通俗易懂的表述方式对越轨同伴交往可能的调节模式进行区分，以便引起研究者对不同模式的兴趣和重视，并为亲社会行为的培养提供更具针对性的指导。在正文中，我们加入了这三篇论文作为参考文献，以方便读者获取更多信息（见 1.3 部分）。在讨论部分，我们对调节效应模式检验的意义以及本研究在这方面的贡献进行了更多的论述（见 4.3 部分）。

意见 4：作者可以考虑将本研究的创新之处在引言部分更简要并明确的提出。

回应：感谢审稿专家的建议。本次修改已在 1.4 研究概览中更好地描述了本研究的创新性。本研究的创新之处主要体现在：依据发展系统理论和依恋理论，构建一个有调节的中介模型，检验了心理资本在亲子依恋与初中生亲社会行为间的中介作用，以及越轨同伴交往对该中介过程的调节。对来自家庭、同伴、个体等不同层面的因素进行综合考察，有助于整体了解各背景与自身发展系统的联动过程。此外，本研究首次在亲子依恋与亲社会行为间引入心理资本和越轨同伴交往，有助于深入了解亲子依恋起作用的机制以及该作用机制发挥的促进/缓冲条件，从而为亲社会行为的培养提供参考。

意见 5：请补充相关描述的引文，例如“它包括乐观、希望、自我效能和韧性四个要素，分别代表了个体对当前和未来的积极信念（乐观）、认为自己有能力锁定目标并通过恰当路径实现目标（希望）、在面对挑战性任务时相信自己有能力取得成功（自我效能）以及在面对困难和逆境时能够坚持和努力（韧性）。”，“因此，越来越多研究者倾向于将各要素进行整合研究。”（p. 4）

回应：感谢审稿专家的建议，已在相应部分加入了参考文献（Luthans, Avolio, Avey, & Norman, 2007; Luthans, Youssef, & Avolio, 2015）。

意见 6：研究报告了父母受教育程度，但在后续的统计中没有控制父母受教育水平，如果将此变量控制会否影响本研究目前的结果？

回应：父母受教育程度是家庭社会经济地位的一个指标。在本次修改当中，已将社会经济地位作为控制变量纳入统计分析中（见 1.3 部分）。结构方程模型分析表明，加入社会经济地位后对原来模型中变量间关系的方向及大小没有明显的影响。

意见 7：亲子依恋量表和心理资本量表都具有不同维度，建议报告分量表的内部一致性系数。

回应：已在方法部分补充了相应分量表的内部一致性系数（介于 0.63 ~ 0.82 之间），均在可接受的范围内。详见 2.2.1 和 2.2.3 部分。

意见 8：对于亲社会行为和越轨同伴交往的项目为何要使用打包的方法？而不是用原始条目，或者目总平均分表示该潜变量。打包的方法在测量模型验证分析的情况下并不适合使用。

回应：打包法的使用确实需要注意许多问题。为了恰当使用打包法，我们参考了吴艳和温忠麟（2011）提出的建议，这些建议确实也提到了审稿专家提示我们应当引起重视的内容。具

体而言，吴艳和温忠麟（2011）的方法学文献提到：

（1）打包法的优点：打包法具有可以提高共同度和建模效率、提高指标信度和模型的拟合度、减少随机误差和非正态现象、让模型估计更稳定更易收敛等优点（吴艳，温忠麟，2011）。

（2）打包法的使用前提：在使用打包法时，题目要单维、同质（吴艳，温忠麟，2011）。因为打包法的有效程度依赖于被打包题目的单维性，当被打包的题目不是严格的单维时，易导致参数估计偏倚和第二类错误率偏高，得到错误的因子结构，拟合指数也会有偏倚。本研究中的亲社会行为和越轨同伴交往属于单维变量，满足打包的前提条件。

（3）打包法的适用情况：在满足前提的条件下，适合进行打包的情况有：当研究者的兴趣在于理解潜变量之间的关系而非关注其测量模型时（Little, Cunningham, Shahar, & Widaman, 2002）；当已有数据的心理测量特征不理想（如非正态）时；当样本容量小、模型复杂时等（Meade & Kroustalis, 2006）。在本研究中，研究目的在于检验各变量间的关系而非检验其测量模型，结构模型较为复杂且变量亲社会行为和越轨同伴分布有一定的非正态，这些都符合打包法的适用情况。

综合以上因素，考虑到打包法的优点和本研究的实际情况，在进行结构模型分析时，我们对于亲社会行为和越轨同伴交往的项目使用了打包方法。

审稿专家提出，“打包的方法在测量模型验证分析的情况下并不适合使用”（吴艳，温忠麟，2011），这确实是在使用打包法时需要特别留意的地方。本研究也注意到该问题，所以我们在方法部分先对各变量的测量进行了验证性因素分析，以检验各个量表的结构效度是否理想，此时并没有使用打包的方法，而是在原始的项目层面进行分析。结果表明，各量表的结构效度均比较理想。在此基础上，我们遵循吴艳和温忠麟（2011）的建议，在各变量基于原始项目层面进行的验证性因素分析结果理想时才进行了后续的打包分析。

我们之所以在结果部分正式检验不同变量间的关系前，再次对整体的测量模型进行了检验，其目的是为接下来的中介和调节效应检验做准备。也就是说，在检验结构模型前，要完成测量模型的检验，如果测量模型不好，强行检验因子间的关系，将会徒劳无功（侯杰泰，温忠麟，成子娟，2004）。不过此时的数据分析是基于维度或打包后的指标来进行分析的，这种做法与吴艳和温忠麟（2011）的建议是相吻合的。同时，这种做法与以往研究的数据处理思路也是一致的。例如，Dakanalis 等人（2015）在确定了相应变量的单维性后对项目进行了打包，在后续分析中也是先检验测量模型，再检验结构模型（这时的检验用的是打包后的数据）。

意见 9：作者将心理资本作为一个整体进行分析的方式很好。尽管作者强调整体研究的优越性，但是相关分析的结果表明心理资本四个成分之间的相关系数为低度到中度相关，表明各成分之间差异的部分还是比较大，因子载荷上来看也是具有一定差异。如果将四个变量分别分析，结果会如何？亲子依恋和越轨交往是否会对不同的成分有不同的影响？对将来的干预措施是否更有针对性。

回应：就数据分析来看，如果将四个变量分别分析，的确有可能得到不同的结果，对将来干预也可能会更有针对性。但本研究中并没有这样处理，主要出于以下考虑：

（1）在实际的数据分析过程中，存在一定的难度。如果要分开分析，一次只放一个心理资本的维度（如自我效能感），则不能体现出各维度间的协同作用，也不能排除其他维度的影响。但是，如果要将四个变量同时放入，则将导致模型的复杂性进一步增加，因为这需要将心理资本维度转化为四个变量，每个变量需要一定的测量指标，同时还需要分别构造出调节变量与自变量、调节变量与四个中介变量的交互项。这意味着在模型当中要增加 3 个乘积项、12 个 GA 参数，21 个 BE 参数、33 个 PH 参数、21 个 PS 参数、176 个 TE 参数，考虑到本

研究中样本容量只有 737 名，不太适合这种过于复杂的分析。否则，分析结果的可靠性和说服力可能会大打折扣（侯杰泰等, 2004）。

(2)我们的核心目标之一是检验越轨同伴交往对亲子依恋与心理资本之间关系的调节效应。方法学家指出（Busemeyer & Jones, 1983），由于统计功效的问题，调节效应通常不容易被发现，而当量表信度更高、样本更大时则更有利于调节效应的检验（Cohen & Wills, 1985）。就本研究心理资本问卷的信度来看，总问卷的信度比分量表的信度要高（总问卷的 Cronbach's α 系数可以达到 0.86，而分量表的 Cronbach's α 系数介于 0.63 ~ 0.78 之间）。因此，考虑到本研究的重要目的之一是检验调节效应，在本研究样本量已经固定的情况下，使用总量表与使用分维度相比更有利于调节效应的检验（能够确保统计分析有足够高的功效，同时也有助于减少一类错误）。

基于以上两点原因，本文倾向于选取综合分析的思路。需要说明的是，综合分析和分开分析各有价值。综合分析符合多元资源理论的观点、有助于了解各变量的共同作用，其结果有利于研究者从整体上进行系统性干预；相比之下，分开分析有助于了解各维度所起作用的差异，从而提供更有针对性的结果。虽然本文采用了综合分析的方式，但考虑到分开分析也有其价值，我们在局限部分指出“未来应同样重视对各维度进行分别的检验，以确定其作用的差异性”（见 4.4 研究局限部分的修改）。

意见 10: “心理资本和亲社会行为的变异解释量分别为 38.1% 和 36.5%。”与图 3 中数据不相符合。

回应: 感谢审稿专家的细心，本次修改已订正了这类错误。由于加入了社会经济地位这一控制变量，因此修改稿报告的是重新处理后的数据。

意见 11: 中介效应的标准化系数为 0.35, $p < 0.001$, 应为中介效应量。

回应: 已接受专家建议，改为中介效应量（见 3.4 部分）。

意见 12: 分别取亲子依恋和越轨同伴交往为正负一个标准差时亲社会行为的值绘制简单效应分析图（见图 5），应该是心理资本为因变量而非亲社会行为。

回应: 已接受专家建议，对相应的表述进行了修改（见 3.5 部分）。

意见 13: “4.1 亲子依恋对亲社会行为的促进作用”这部分关于亲子依恋带来的情绪稳定性和关联感等描述在本研究中并未涉及。本研究的结果中亲子依恋的直接作用在考虑了心理资本之后并不显著了，也就是说亲子依恋的积极作用完全是通过提升个体的心理资本来实现的，但是此部分的论述并没有表现出这一结果并引入心理资本的中介作用。

回应: 本次修改已将该部分内容进行了调整，将直接效应和中介效应的部分内容进行了整合，直接从心理资本的角度解释了亲子依恋起作用的机制（详见 4.1 部分的修改）。

意见 14: “结构方程模型分析表明，越轨同伴交往对亲社会行为的直接负向预测作用不显著，但能通过负向预测心理资本，进而减少亲社会行为。”本研究是相关研究，虽然使用了结构方程模型，但是预测一般指因果关系，建议作者调整用词。

回应: 感谢专家的建议。本次修改已对此类用词进行了调整。

意见 15: 研究局限部分建议作者能提出一些更有针对性的局限，目前的描述较为宽泛，如（1）。

回应: 感谢专家的建议。本次修改已在局限 3 中，加入了更贴近于本研究中变量的表述，并

且结合本研究和已有的研究，提出了新的局限（见局限 4）。详见 4.4 研究局限和实践意义部分。

意见 16: 结论（1）亲子依恋与心理资本、亲社会行为正相关，与越轨同伴交往互相关，注意错别字“互相关”。

回应: 我们对此疏忽表示抱歉，本次修改已对文稿进行仔细审读，改正了此类错误。

意见 17: 建议请专业人士对英语摘要进行润色。

回应: 英文摘要已请专业人士进行润色。

参考文献

- Bandalos, D. L. (2002). The effects of item parceling on goodness-of-fit and parameter estimate bias in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 9(1), 78–102.
- Busemeyer, J. R., & Jones, L. E. (1983). Analysis of multiplicative combination rules when the causal variables are measured with error. *Psychological Bulletin*, 93(3), 549–562.
- Cohen, J., Cohen, P., West, S. G., & Aiken, L. S. (2003). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences*. New Jersey, NJ: Routledge.
- Cohen, S., & Wills, T. (1985). Stress, social support, and the buffering hypothesis. *Psychological Bulletin*, 98(2), 310–357.
- Dakanalis, A., Carrà G., Calogero, R., Fida, R., Clerici, M., Zanetti, M. A., & Riva, G. (2015). The developmental effects of media-ideal internalization and self-objectification processes on adolescents' negative body-feelings, dietary restraint, and binge eating. *European child & adolescent psychiatry*, 24(8), 997–1010.
- Fang, J., & Zhang, M. Q. (2012). Assessing point and interval estimation for the mediating effect: Distribution of the product, nonparametric Bootstrap and Markov Chain Monte Carlo methods. *Acta Psychologica Sinica*, 44(10), 1408–1420.
- [方杰, 张敏强. (2012). 中介效应的点估计和区间估计:乘积分布法、非参数 Bootstrap 和 MCMC 法. *心理学报*, 44(10), 1408–1420.]
- Hau, K. Wen, Z., & Cheng, Z. (2004). *Structural equation model and its applications*. Beijing: Educational Science Publishing House.
- [侯杰泰, 温忠麟, 成子娟. (2004). *结构方程模型及其应用*. 北京: 教育科学出版社.]
- Li, D., Li, X., Wang, Y., Zhao, L., Bao, Z., & Wen, F. (2013). School connectedness and problematic internet use in adolescents: A moderated mediation model of deviant peer affiliation and self-control. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 41(8), 1231–1242.
- Li, D., Zhang, W., Li, X., Li, N., & Ye, B. (2012). Gratitude and suicidal ideation and suicide attempts among Chinese adolescents: Direct, mediated, and moderated effects. *Journal of Adolescence*, 35(1), 55–66.
- Little, T. D., Cunningham, W. A., Shahar, G., & Widaman, K. F. (2002). To parcel or not to parcel: Exploring the question, weighing the merits. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 151–173.
- Luthans, F., Avolio, B. J., Avey, J. B., & Norman, S. M. (2007). Positive psychological capital: Measurement and relationship with performance and satisfaction. *Personnel Psychology*, 60(3), 541–572.
- Luthans, F., Youssef, C. M., & Avolio, B. J. (2015). *Psychological capital and beyond*. New York, NY: Oxford University press.
- Meade, A. W. & Kroustalis, C. M. (2006). Problems with item parceling for confirmatory factor analytic tests of measurement invariance. *Organizational Research Methods*, 9(3), 369–403.
- Wen, Z., & Ye, B. (2014). Analyses of mediating effects: The development of methods and models. *Advances in Psychological Science*, 22(5), 731–745.
- [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.]
- Rueger, S. Y., Malecki, C. K., Pyun, Y., Aycocock, C., & Coyle, S. (2016, in press). A meta-analytic review of the association between perceived social support and depression in childhood and adolescence. *Psychological Bulletin*. <http://dx.doi.org/10.1037/bul0000058>.

- Shaver, P. R., & Mikulincer, M. (2002). Attachment-related psychodynamics. *Attachment and Human Development, 4*(2), 133–161.
- Wu, Y., & Wen, Z. (2011). Item parceling strategies in structural equation modeling. *Advances in Psychological Science, 19*(12), 1859–1867.
- [吴艳, 温忠麟. (2011). 结构方程建模中的题目打包策略. *心理科学进展, 19*(12), 1859–1867.]
- Yang, X., Xu, M., Lu, P., Huang, X., & Huang, X. (2014). Left-at-home lower secondary school students' life events and subjective well-being: The mediating effect of psychological capital. *Chinese Journal of Special Education, 21*(4), 60–74.
- [杨新国, 徐明津, 陆佩岩, 黄霞妮, 黄雪雯. (2014). 心理资本在留守初中生生活事件与主观幸福感关系中的调节作用. *中国特殊教育, 21*(4), 60–64.]
- Ye, Y. D., & Fang, B. J. (2015). Compilation of psychological capital questionnaire for adolescent students. *Journal of Fujian Normal University (Philosophy and Social Sciences Edition), 22*(2), 135–141.
- [叶一舵, 方必基. (2015). 青少年学生心理资本问卷的编制. *福建师范大学学报(哲学社会科学版), 22*(2), 135–141.]
- Zeng, Y. & Xia, L. X. (2013). On self-supporting personality and subjective well-being: Mediating effects of psychological capital and gratitude. *Journal of Southwest China Normal University (Natural Science Edition), 38*(12), 145–151.
- [曾昱, 夏凌翔. (2013). 中学生自立人格与主观幸福感的关系: 心理资本与感恩的中介效应. *西南师范大学学报(自然科学版), 38*(12), 145–151.]
- Zhang, K., Zhang, S., & Dong, Y. (2010). Positive psychological capital: Measurement and relationship with mental health. *Studies of Psychology and Behavior, 8*(1), 58–64.
- [张阔, 张赛, 董颖红. (2010). 积极心理资本: 测量及其与心理健康的关系. *心理与行为研究, 8*(1), 58–64.]
- Zhang, X., & Du, X. (2014). The effect of parental rearing behavior on lower secondary school students' school adjustment: The mediating effect of psychological capital. *Chinese Journal of Special Education, 21*(1), 67–72.
- [张效芳, 杜秀芳. (2014). 父母教养行为对初中生学校适应的影响: 心理资本的中介作用. *中国特殊教育, 21*(1), 67–72.]

第二轮

审稿人 1 意见:

意见 1: 图 1 的两个图是假设的交互作用模式还是研究得到的交互作用图? 如果是前者请改为更一般化的例子呈现, 否则会容易产生误导。

回应: 感谢审稿专家指出这一问题。图 1 的两个图是假设的交互作用模式。为避免对读者产生误导, 本次修改已接受专家建议, 将其改为更一般化的表述(详见前言 1.3 部分)。

意见 2: 研究工具中使用自我报告的方法考察越轨同伴交往时的可信度如何, 需要家长和教师的印证。

回应: 感谢审稿专家的建议。本次修改补充了自我报告的越轨同伴交往与父母和教师报告的越轨同伴交往相互印证的文献信息。这些研究表明, 使用自我报告法测得的越轨同伴交往与其他来源(父母报告、教师报告)所测得的越轨同伴交往存在中等程度的相关。例如, Fergusson, Woodward 和 Horwood(1999)的研究表明, 自我报告的越轨同伴交往与父亲报告的越轨同伴交往显著正相关($r = 0.51, p < 0.001$)。又如, Li, Chen, Li 和 Deater-Deckard (2014)研究发现, 儿童报告的越轨同伴交往与父母报告的越轨同伴交往相关系数介于 0.36 到 0.40 之间($ps < 0.001$)。再如, Rudolph, Lansford, Agoston, Sugimura, Schwartz 和 Dodge (2014)的研究表明, 自我报告的越轨同伴交往与教师报告的越轨同伴交往也呈显著正相关($r = 0.33, p < 0.001$)。

对于初中生而言,采用自我报告法测量越轨同伴交往仍具有一定的优势。具体而言,相对于家长和教师,青少年对自己的越轨同伴交往情况更加了解。造成这种现象的原因主要有:(1)个体进入青春期之后,对独立的要求性增高(田菲菲,田录梅,2014),逐渐远离父母和教师的控制,对父母和教师的开放程度也有所降低。(2)出于形象管理方面的原因,像问题行为和越轨同伴交往这类负面表现会较少让父母和老师知道,尤其是“越轨同伴交往”还关系到自己“好朋友”的形象,对于重视同伴、友谊质量的青少年而言(Berndt,2002),更是会对父母和教师有所隐瞒。(3)青少年的行为具有一定的情境性和非连续性(Moffitt, Caspi, Harrington, & Milne, 2002),因此父母和教师更多了解孩子在家中及学校的部分表现,这可能导致一种主体(如教师)能够获知的信息是另一主体(如家长)所未能获知的。实证研究也表明,由于父母缺乏对越轨同伴交往的了解,往往会低估孩子的越轨同伴交往(Fergusson & Horwood, 1999)。当然,我们也注意到,尽管青少年是对其越轨同伴交往最了解的人,但他们有可能不愿意真实作答。为了尽可能减小这种影响,我们参考 Tourangeau 和 Yan (2007) 发表于“Psychological Bulletin”的方法学论文的建议,在数据收集过程中,特别强调匿名性和保密性,这在一定程度上打消了被试的顾虑,有利于真实作答。另外,就现有研究来看,尽管有部分研究采用多主体评价方式测量越轨同伴交往,但大多数研究仍主要采用青少年自我报告进行测量(e.g., Carlo, Mestre, Mcginley, Turporcar, Samper, & Opal, 2014; Eiden, R. D., Lessard, Colder, Livingston, Casey, & Leonard, 2016; Fergusson, Swain-Campbell, & Horwood, 2002; Gao, Yu, & Ng, 2013; Hinnant, Erath, Tu, & El-Sheikh, 2016; Lansford, Dodge, Fontaine, Bates, & Pettit, 2014; Rudasill, Niehaus, Crockett, & Rakes, 2014; Tarantino, Tully, Garcia, South, Iacono, & McGue, 2014; Wang & Dishion, 2012)。

基于上述理论分析同时也参考大多数研究的做法,本研究选择青少年自我报告来测量越轨同伴交往。当然,我们也认识到,若能同时采用多主体进行评价,则更能确保变量测量的准确性。因此,本次修改在工具介绍部分说明了自我报告测量越轨同伴交往的合理性(见“2.2.4 越轨同伴交往”部分的介绍),同时也在研究局限部分提出未来研究应使用多种方法进行测量(见“4.4 研究局限和实践意义”中第3条)。

意见 3: 讨论 4.3 的题目建议修改以体现有中介的调节效应。

回应: 本次修改已接受专家建议,对 4.3 的题目进行了修改。同时,为了保持行文逻辑的连贯性,我们也对结果部分的有关标题进行了修改。

意见 4: 英文题目和英文关键词存在与中文不一致的情况。英文题目中应体现初中生;关键词中则多了 adolescents;

回应: 感谢审稿专家的细心。现已对不一致的地方进行了修改,将英文题目修改为“Parent-Child Attachment and Prosocial Behavior among Junior High School Students: Moderated Mediation Effect”。英文关键词中去掉了“adolescents”,加入了“moderated mediation”。

审稿人 2 意见:

意见 1: 修改稿进行了非常详细的修改和说明,文章的逻辑以及细节问题也作了相应的修改。仍有一个问题值得商榷。根据作者对调节效应几种作用模式的描述,用“杯水车薪”来代表调节效应对于保护型因子的主效应的削弱作用似有不妥,使用“雪上加霜”是否更合适一些。请作者考虑。

回应: 感谢审稿专家的建议。我们对“杯水车薪”和“雪上加霜”的含义和使用情况进行了认真的比较。首先,就含义来看,“杯水车薪”所代表的意思是“用一杯水去救一车着了火的柴草,

比喻力量太小，解决不了问题”；“雪上加霜”是指“在雪上还加上了一层霜，比喻接连遭受灾难，损害愈加严重”。其次，在心理学的有关实证研究中，研究者也有使用这类成语来形象地描述不同保护因素或风险因素间复杂的交互模式。具体来讲，“杯水车薪”适用于一个保护因素和一个风险因素共同作用，且保护因素的作用在风险因素高时下降的情况（见图 1），而“雪上加霜”适用于两个风险因素共同作用，且两者的不利作用被放大时的情况（见图 2）。再者，从目前已发表的实证研究来看，有文献中使用了这两个词语。鲍振宙、李董平、张卫、王艳辉、孙文强和赵力燕（2014）使用“杯水车薪”描述了累积生态风险与子女责任感对学生社交能力的共同作用，其中当累积风险增高时，子女责任感对社交能力的促进作用减弱。叶宝娟、杨强和胡竹菁（2012）使用“雪上加霜”描述了感觉寻求与越轨同伴交往对毒品使用的共同作用，其中结交不良同伴对工读生毒品使用的影响，随感觉寻求的增加而增强。

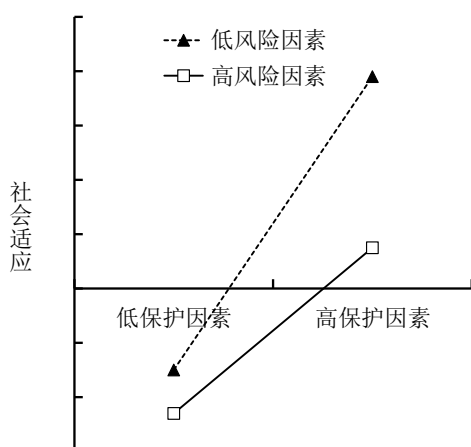


图 1 “杯水车薪”模式

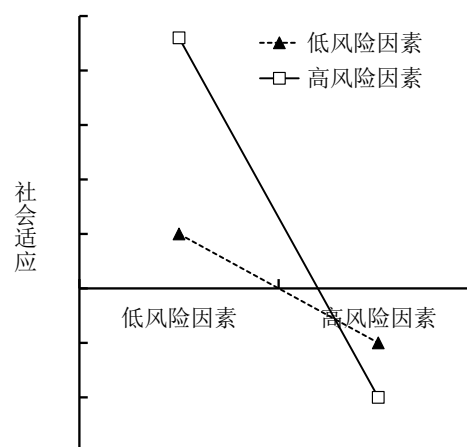


图 2 “雪上加霜”模式

具体到本研究，亲子依恋是保护因素，越轨同伴交往是风险因素，所要表达的意思是“当越轨同伴交往高时，亲子依恋的作用减弱”，因此，相对来讲“杯水车薪”从含义上更符合一些。因此，此次修改中仍然保留了“杯水车薪”的表述。

参考文献

- Bao, Z. Z., Li, D. P., Zhang, W., Wang, Y. H. Sun, W. Q., & Zhao, L. Y. (2014). Cumulative ecological risk and adolescents' academic and social competence: The compensatory and moderating effects of sense of responsibility to parents. *Psychological Development and Education*, 30(2), 482–495.
- [鲍振宙, 李董平, 张卫, 王艳辉, 孙文强, 赵力燕. (2014). 累积生态风险与青少年的学业和社交能力: 子女责任感的风险补偿与调节效应. *心理发展与教育*, 30(2), 482–495.]
- Berndt, T. J. (2002). Friendship quality and social development. *Current Directions in Psychological Science*, 11(1), 7–10.
- Carlo, G., Mestre, M. V., Mcginley, M. M., Turporcar, A., Samper, P., & Opal, D. (2014). The protective role of prosocial behaviors on antisocial behaviors: The mediating effects of deviant peer affiliation. *Journal of Adolescence*, 37(4), 359–66.
- Eiden, R. D., Lessard, J., Colder, C. R., Livingston, J., Casey, M., & Leonard, K. E. (2016). Developmental cascade model for adolescent substance use from infancy to late adolescence. *Developmental Psychology*, 52(10), 1619–1633.
- Fergusson, D. M., & Horwood, L. J. (1999). Prospective childhood predictors of deviant peer affiliations in adolescence. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 40(4), 581–592.
- Fergusson, D. M., Woodward, L. J., & Horwood, L. J. (1999). Childhood peer relationship problems and young people's involvement with deviant peers in adolescence. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 27(5), 357–369.

- Fergusson, D. M., Swain-Campbell, N. R., & Horwood, L. J. (2002). Deviant peer affiliations, crime and substance use: A fixed effects regression analysis. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 30(4), 419–430.
- Gao, Y., Yu, Y., & Ng, T. K. (2013). A study on the moderating effect of family functioning on the relationship between deviant peer affiliation and delinquency among Chinese adolescents. *Advances in Applied Sociology*, 03(3), 178–185.
- Hinnant, J. B., Erath, S. A., Tu, K. M., & El-Sheikh, M. (2016). Permissive parenting, deviant peer affiliations, and delinquent behavior in adolescence: The moderating role of sympathetic nervous system reactivity. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 44(6), 1071–1081.
- Lansford, J. E., Dodge, K. A., Fontaine, R. G., Bates, J. E., & Pettit, G. S. (2014). Peer rejection, affiliation with deviant peers, delinquency, and risky sexual behavior. *Journal of Youth and Adolescence*, 43(10), 1742–1751.
- Li, M., Chen, J., Li, X., & Deater-Deckard, K. (2015). Moderation of harsh parenting on genetic and environmental contributions to child and adolescent deviant peer affiliation: a longitudinal twin study. *Journal of Youth and Adolescence*, 44(7), 1396–1412.
- Moffitt, T. E., Caspi, A., Harrington, H., & Milne, B. J. (2002). Males on the life-course-persistent and adolescence-limited antisocial pathways: Follow-up at age 26 years. *Development & Psychopathology*, 14(1), 179–207.
- Rudasill, K. M., Niehaus, K., Crockett, L. J., & Rakes, C. R. (2014). Changes in school connectedness and deviant peer affiliation among sixth-grade students from high-poverty neighborhoods. *Journal of Early Adolescence*, 34(7), 896–922.
- Rudolph, K. D., Lansford, J. E., Agoston, A. M., Sugimura, N., Schwartz, D., & Dodge, K. A., et al. (2014). Peer victimization and social alienation: Predicting deviant peer affiliation in middle school. *Child Development*, 85(1), 124–139.
- Tarantino, N., Tully, E. C., Garcia, S. E., South, S., Iacono, W. G., & McGue, M. (2014). Genetic and environmental influences on affiliation with deviant peers during adolescence and early adulthood. *Developmental Psychology*, 50(3), 663–673.
- Tian, F., & Tian, L. (2014). Three models of effects of parent-child relationship and friendship on problematic behaviors. *Advances in Psychological Science*, 22(6), 968–976.
- [田菲菲, 田录梅. (2014). 亲子关系、朋友关系影响问题行为的 3 种模型. *心理科学进展*, 22(6), 968–976.]
- Tourangeau, R., & Yan, T. (2007). Sensitive questions in surveys. *Psychological Bulletin*, 133(5), 859–883.
- Wang, M. T., & Dishion, T. J. (2012). The trajectories of adolescents' perceptions of school climate, deviant peer affiliation, and behavioral problems during the middle school years. *Journal of Research on Adolescence*, 22(1), 40–53.
- Ye, B. J., Zhang, Q., & Hu, Z. J. (2012). The effect mechanism of parental control, deviant peers and sensation seeking on drug use among reform school students. *Psychological Development and Education*, 28(6), 641–650.
- [叶宝娟, 杨强, 胡竹菁. (2012). 父母控制、不良同伴和感觉寻求对工读生毒品使用的影响机制. *心理发展与教育*, 28(6), 641–650.]

第三轮

编委复审意见:

意见 1: “越轨同伴交往”的定义未清楚界定。另外 deviant peer affiliation 一词的翻译费解, 建议再斟酌。可以考虑译为“不良同伴交往”或“不良同伴依附关系”。

回应: “deviant peer affiliation”是指与具有违法违纪等偏差行为(如打架、偷窃、撒谎等)的友伴的交往(Rudolph et al., 2014)。本次修改已在文中增加对该术语的定义, 见正文 1.3 蓝色标注部分。另外, 本次修改已接受专家建议, 将“deviant peer affiliation”的翻译改为“不良同伴交往”。

意见 2: 将越轨同伴交往作为调节变量的问题提出依据不充分。尽管越轨同伴交往可能可以满足个体的依恋和社会联结的需要 (Gillaspy, 2004), 但不能得出, “因此对个体的发展具有积极的结果, 与越轨同伴的情谊也有可能增加个体的亲社会行为”的论断。不良同伴更多的是反社会行为, 与不良同伴的 ingroup 关系不一定泛化到 outgroup, 成为亲社会行为。建议作者加强该部分的问题提出依据论述。

回应: 诚如编委专家所言, 在不良同伴内的 ingroup 的关系不一定能泛化到 outgroup 的亲社会行为, 这个意见很中肯, 因此本次修改已将原稿中不太合宜的表述去除。

本次修改主要从两个方面介绍了不良同伴交往作为调节变量的依据: 一是基于生物生态学模型中的不同环境的相互作用, 不良同伴交往可能与亲子依恋共同影响亲社会行为, 提出不良同伴交往可能调节亲子依恋的作用; 二是基于个体—环境交互作用模型, 个体因素和环境因素会共同影响其行为表现, 提出不良同伴交往可能影响个体心理资本对亲社会行为的作用。这两点共同作为不良同伴交往作为调节变量的理论基础。此外, 我们也在正文中列出了一些实证研究的例子作为支持。具体论述详见正文 1.3 蓝色标注部分。

意见 3: 讨论中, 作者写道“进入青春期后, 随着年龄的增加, 亲社会行为有所减少, 本研究支持了该观点, 在初中生中亲社会行为随年龄的增加有所下降。”但结果部分并未呈现相应的数据支持这一论断。另外, 本文只选取了初一和初二两个年级的被试, 恐难得出“初中生中亲社会行为随年龄的增加有所下降”的结论。

回应: 讨论中“进入青春期后, 随着年龄的增加, 亲社会行为有所减少, 本研究支持了该观点, 在初中生中亲社会行为随年龄的增加有所下降”这一部分的讨论主要基于相关部分的结果中所显示的“年龄与亲社会行为负相关”, 见结果 3.2 蓝色标注部分。此次修改中在讨论部分增加了相应的结果描述, 以方便读者对相关内容进行回顾。见讨论 4.1 部分。

另外, 感谢编委专家细心指出“初中生中亲社会行为随年龄的增加有所下降”这一结论的局限性。本次修改在讨论中指出了该局限, 提醒读者对这一结果保持谨慎态度, 并鼓励后续研究对此进行更进一步的检验。具体修改见讨论 4.1 部分。