

《心理学报》审稿意见与作者回应

题目：儿童青少年同伴侵害与内化问题的双向关系：纵向研究的元分析

作者：廖友国，陈建文，彭聪，张妍

第一轮

审稿人 1 意见：

本研究对同伴侵害和内化问题之间的纵向研究数据进行元分析，具有理论意义和现实意义。同时，本研究创新性的引入调节机制分析，有助于加深对二者关系的理解。虽然如此，现在文章稿件依然存在不足之处。建议作者对文章进行进一步修改和完善。具体修改建议如下：

意见 1：文章的语言需要进一步通顺。具体表现为，有一些语言可能是由于从英文直译为汉语，表达有些晦涩，需要调整。另外，文章有很多长句子表达，需要进行断句，或者用“；”等标点符号进行断句，对表达进行分层，使其更有逻辑、更通顺。比如“一般将身体侵害与言语侵害这两种性质相近的直接侵害形式统称为外显侵害。身体侵害涉及身体攻击如击打、踢、推搡等，言语侵害涉及口头上的骂人、戏弄和威胁等。与外显侵害相对应，关系侵害是间接的侵害形式，指在人际关系和社会互动方面遭受到来自同伴的蓄意伤害和攻击(Crick & Bigbee,1998)。它通过破坏他人的社会关系、被接纳感和对社会群体的融入而造成伤害，被认为是最有害的侵害类型(Wu et al., 2015)。”

回应：感谢审稿专家的意见。首先，将该段中 3 处“，”修改为“。”详见修改稿“1.2.4 侵害类型”部分。其次，本轮大修内容增删调整较多，我们对全文进行了多遍挑剔性阅读，努力修改了文中语言不通顺、表达晦涩等问题。因修改之处较多且分散，此处未一一列出。详见修改稿。

意见 2：前言部分，第 5 页 第一段：“因此，为解决该研究领域现存的争议，就同伴侵害与内化问题之间的相互关系，更重要的是可能存在的调节效应得出更具普遍性和准确性的结论，本研究拟采用元分析对两者之间关系的纵向研究成果进行整合”——前面的争议主要提到的是关系的方向，但是调节效应的提出很突兀，不是很容易理解为什么调节效应分析会得出更普遍和准确的结论。建议进行解释。

回应：原意应是通过元分析就同伴侵害与内化问题之间的关系得出更具普遍性的结论，通过调节效应分析增进对两者关系更加准确的理解。但原文中的表述确实不当，引起歧义。进一步厘清本段的写作思路，先引用存在争议的研究成果来论证关于同伴侵害与内化问题两者关系的研究结论莫衷一是，接着指出存在争议的原因可能在于文化背景、样本特征和测量方式等因素的调节作用，最后具体提出本研究目的，“因此，本研究采用元分析技术对儿童青少年同伴侵害与内化问题关系的纵向研究进行整合，探究两者之间的相互关系以及可能影响两者关系的调节效应。”详见修改稿“1 引言”部分第 3 段。

意见 3：1.1 部分，一是内化问题需要给出定义、界定或阐释；二是同伴侵害会影响儿童和青少年许多方面的发展，为什么本研究重点关注内化问题？请给出论述。

回应：首先，补充内化问题定义如下，“问题行为指个体表现出的妨碍其社会适应的异常行

为(林崇德 等,2005),通常分为外化问题和内化问题两大类。其中,内化问题(internalizing problem)是指向个体心理内部的情绪情感问题,主要表现为焦虑、抑郁和孤独感(Reijntjes et al.,2010)。”详见修改稿“1 引言”部分第 2 段。

其次,同伴侵害对儿童青少年的直接影响可归纳为内化问题(焦虑、抑郁、孤独感、退缩等)与外化问题(抽烟、酗酒、打架、违纪等),并且会通过内化和外化问题的中介作用影响学业成绩和人际交往等。同时,相对于外化问题,内化问题本身危害大,且具有隐蔽性强、难以发现与干预等特点,更需引起重视(McLeod et al.,2007; Yap & Jorm,2015; 徐夫真 等,2015)。此外,已有关于同伴侵害与外化问题纵向关系的研究也有很多,且同伴侵害与内化、外化问题关系的作用机制可能不同,如果同时纳入研究并进行调节效应分析,内容将会十分庞杂,可另成文。同时,受专家意见启发,在研究的不足与展望部分补充如下内容:“本研究仅考察同伴侵害与问题行为的一个方面即内化问题的双向关系,儿童青少年也是外化问题的高发期,有研究表明,由于两者性质的不同,外化问题与同伴侵害的关系方向与强度可能不同于内化问题,未来研究可以通过对相关纵向研究的元分析予以厘清。”

详见修改稿“1 引言”部分第 2 段、“4.3 研究意义、不足与展望”部分第 3 段。

意见 4: 第 5 页,第三段“压力交互作用模型、抑郁的综合认知模型均强调个体认知因素在压力与心理症状关系之间的作用……”:这段想要论述“同伴侵害→内化问题”还是作用机制?从前后文看想要表达“同伴侵害→内化问题”,后一段在表达“内化问题→同伴侵害”,再后一段是双向关系。在这里讨论到机制会感觉比较混乱,建议调整,更直白清晰地讨论。

回应: 根据专家的建议,已删除该部分内容“压力交互作用模型、抑郁的综合认知模型均强调个体认知因素在压力与心理症状关系之间的作用……”。修改后该小节的第 1 段结合人际风险模型论述“同伴侵害→内化问题”,第 2 段结合症状驱动模型论述“内化问题→同伴侵害”,第 3 段结合相互作用模型论述两者之间的相互预测关系,结构上更为清晰。有关机制的讨论主要放在结果讨论部分。详见修改稿“1.1 同伴侵害与内化问题的关系及其机制”部分第 1~3 段。

意见 5: 第 6 页,“目前已有 1 项针对纵向研究的元分析。该研究的结果表明,同伴侵害与内化问题之间的确存在双向的预测关系(Reijntjes et al.,2010)。由于该元分析的样本全部来自西方文化背景,对象不止包含儿童青少年,且纳入的研究仅有 18 项,无法揭示两者关系之间可能存在的调节机制,也就难以弥合已有研究结果之间的分歧。因此,有必要结合新近实证研究结果进行综合的分析,以促进对二者关系更加深入的理解”——首先,本研究的意义还包括时间背景。作者提到的这篇类似的元分析是 10 多年前的研究了,本研究的意义还在于纳入到了近 10 年的研究数据;其次,本研究的对象不止包括儿童和青少年,那还包括什么?

回应: 首先,根据专家的指点,本研究意义的确还在于纳入了近十年的研究数据,而原稿中对此强调不足。现从纳入近十几年来国内外新的研究结果、更多维度的调节效应分析、通过中西比较增进对我国同伴侵害与内化问题关系认识等方面补充扩展本研究的意义。详见修改稿“1.1 同伴侵害与内化问题的关系及其机制”部分第 4 段。

其次,原稿中此处存在表述不够清晰的问题,现予以澄清。Reijntjes 等人(2010)的元分析中除了儿童、青少年,还有 3 项原始研究的对象是幼儿,均龄介于 4.4~5.5 岁。而本研究聚焦于探讨儿童与青少年的同伴侵害与内化问题关系,研究对象不含幼儿。因为幼儿同伴侵害与内化问题的测评工具、测评方式等与儿童青少年存在较大差别,且关于幼儿同伴侵害的研究数量少,也难以进行有效的年龄调节效应分析。因此修改为“但该元分析纳入的研究仅有 18 项,且样本全部来自西方文化背景,对象从幼儿至青少年年龄跨度大,被试类型的亚

组数量不足,无法充分有效地揭示两者关系中可能存在的调节机制,也就难以弥合已有研究结果之间的分歧。”详见修改稿“1.1 同伴侵害与内化问题的关系及其机制”部分第4段。

意见6:作者在前言部分提到,以往关于同伴侵害和内化问题的元分析研究只有 Reijntjes et al., 2010。但是讨论部分提到了 Wu(2015)等人的元分析结果。建议作者对以往关注同伴侵害和内化问题的元分析研究进行系统梳理,不仅仅是纵向关系的,包括横向关系的。在此基础上,再总结本研究的创新和贡献点。

回应:(1)我们对同伴侵害和内化问题关系的元分析文献进行了系统梳理。

首先,关于同伴侵害与心理社会适应横断研究的元分析有3项(Casper & Card,2017; Hawker & Boulton,2000; Wu et al.,2015),极大增进了对两者之间同时性关系的认识,但由于缺乏时间上的先后顺序,仍难以对两者之间的因果关系进行探讨,距离心理学研究的“预测”“控制”功能甚远。并且也未契合发展情境论、生态系统理论等主流理论强调从时间的动态过程来揭示个体发展与环境关系的要求。

其次,1项元分析聚焦受侵害对抑郁的单向预测作用(Ttofi et al.,2012),没有揭示与探讨两者之间的双向关系,1项元分析探讨了同伴侵害与自尊的双向关系(van Geel et al.,2018),但该元分析仅纳入18项研究,对调节效应的分析不足,且该主题的研究一般不将自尊作为内化问题的主要指标。

再次,Reijntjes 等人(2010)的研究的确探讨了同伴侵害与内化问题的相互预测关系。但该元分析纳入的研究仅有18项,且样本全部来自西方文化背景,被试类型的亚组数量不足,无法全面稳健地揭示两者关系中可能存在的调节机制,也就难以弥合已有研究结果之间的分歧,对后续研究以及理论完善缺乏有力证据支撑。

详见修改稿“1.1 同伴侵害与内化问题的关系及其机制”部分第4段的内容。

(2)关于儿童青少年同伴侵害与内化问题的研究方兴未艾,国内外主流心理学期刊上的发文也呈增长态势,并且越来越趋向于纵向设计以探讨内在机制。本研究整合新近数据对该主题的纵向研究进行元分析,可以为后续研究提供定量的综述基础以及思路启发。同时,相对于 Reijntjes 等人(2010)的研究,本研究还有以下创新点和贡献:

首先,更进一步趋近对同伴侵害与内化问题因果关系的探索,结果证实了两者之间的相互预测关系,表明人际风险与症状驱动模型在对两者关系的解释方面均存在片面性,为发展的相互作用模型补充了可靠的支持性证据。

其次,本研究重点在于探讨导致两者之间关系差异的因素。发挥元分析的独有优势,充分挖掘已有数据,从六个调节因素的维度深化了对两者纵向关系实质的理解,其中,首次进行了中西文化背景、年龄、侵害类型和内化问题类型等四个因素的调节效应分析。研究获得了一些新的有价值的结论,如同伴侵害与内化问题的相互预测关系具有跨文化一致性、关系侵害与内化问题的双向关系均比外显侵害更密切、在两年时间范围内内化问题对同伴侵害的预测作用随着时间推移而增强、同伴侵害对内化问题的预测作用在儿童中更强、抑郁是对同伴侵害预测力最强的内化问题。上述结论提示需要从研究设计、被试类型、评定方式等方面重新审视和解读研究,也为同伴侵害理论的完善、适用边界的确定提供了有益依据。

再次,首次纳入中国样本进行了中西比较,在跨文化对比中增进了对我国同伴侵害与内化问题相互关系的理解,在我国校园欺凌治理日益受重视以及同伴侵害研究不断增多的时代背景下,可以为该主题本土化理论构建完善提供证据支持。此外,纳入了89篇文献99个效应值70598名被试,相对于过往研究,极大提升了研究结果的稳健性。

第四,研究结果对校园反侵害实践具有启示。同伴侵害与内化问题的相互预测关系普遍存在于中西方儿童青少年中,这提示在学校教育中,内在的情绪问题与外在的攻击行为两手都要抓,有力阻断两者之间的联系,比单纯制止和惩戒攻击行为更有助于治理校园侵害乃至

欺凌。同时，同伴侵害与内化问题关系的方向与强度也存在差异，这为更有针对性的干预提供了启示。比如，高度重视与同伴侵害双向关系更为密切的关系侵害，由于关系侵害的隐蔽特点往往容易被忽视且难以发现，要充分发挥班干部、朋辈辅导员等功能；抑郁是同伴侵害最有力的预测指标，抑郁的早期筛查与干预，对于减少同伴侵害具有独特作用；虽然反侵害应贯穿于整个学段，但同伴侵害造成的情绪问题在童年期更严重，并且可能继而引发后续的侵害，因此，小学阶段是同伴侵害预防干预的重点。

本研究的创新和贡献点详见修改稿“4.3 研究意义、不足与展望”部分第 1、2 段内容。

意见 7: 1.2.1 文化背景，“本研究提出假设 2：文化背景可以调节同伴侵害与内化问题之间的纵向关系——具体的调节方向是什么？”

回应: 原稿中的确存在假设不明确的问题，现补充文献进行修改。一方面，中国文化背景中的同伴侵害具有不同于西方的一些特点，同伴侵害发生率更低，且具有独特模式(Huang et al.,2021; 张兴慧 等,2014)。另一方面，文化差异造成的观念、态度和行为方式的不同可能直接调节同伴侵害与内化问题之间的关系。相对于个人主义文化，集体主义文化背景中是典型的依存型自我构念，个体更关注自己与他人的联系(Markus & Kitayama,1991)，遭受同伴侵害对自我价值构成重要威胁从而可能造成更严重的内化问题。就内化问题的影响而言，与西方文化相比，中国文化中更强调人际关系和谐、抑制人际冲突和攻击行为(Chen et al.,2019)，因此，内化问题可能更少招致同伴侵害。综上，本研究提出假设 2：中国文化背景中同伴侵害对内化问题的预测作用更强，内化问题预测同伴侵害的作用更小。详见修改稿“1.2.1 文化背景”部分。

意见 8: 1.2.2“与此同时，内化问题对同伴侵害的预测作用，主要取决于侵害实施者对心理症状这一具有“好欺负”特征的选择性，与年龄无直接关系”——请列出此观点的文献支持。

回应: 原稿中未结合相关理论依据，提出该假设过于草率。现结合一般攻击模型进行修改。侵害与攻击是一体两面，可以从侵害者的角度来理解同伴侵害，内化问题驱动同伴侵害的过程在于侵害者对内化问题这一攻击性线索的利用。一般攻击模型认为，攻击性线索是诱发攻击行为的重要情境因素(Anderson & Bushman,2002)。没有证据表明攻击者在对受侵害对象内化问题这一攻击性线索的利用上存在年龄差异，内化问题对同伴侵害的预测广泛存在于儿童和青少年中(Chen et al.,2021; Forbes et al.,2019; 纪林芹 等,2018; Mlawer et al.,2019)。综上，本研究提出假设 3：年龄越小，同伴侵害预测内化问题的作用越强，年龄在内化问题对同伴侵害的影响中不存在调节作用。详见修改稿“1.2.2 年龄”部分的内容。

意见 9: 1.2.3 该部分的逻辑不是很清楚，即读完改段，不是很明白假设 4 的提出逻辑是什么。感觉假设好像反了——应该是时间间隔调节同伴侵害→内化问题，但是不调节内化问题→同伴侵害？请作者进行确认。

回应: 假设的原意是时间间隔不调节同伴侵害→内化问题，可以调节内化问题→同伴侵害，且间隔时间越长，内化问题对同伴侵害的预测作用越强。引起歧义的原因可能有两点。首先，原稿中该段先论述了内化问题→同伴侵害，再论述同伴侵害→内化问题，与其他假设部分的论述顺序相反，造成理解上的不便；其次，关于内化问题→同伴侵害部分的论述的确存在逻辑不够清晰表达不够直白的问题。修改思路主要有以下三点。首先，将论述顺序调整为先同伴侵害→内化问题，后内化问题→同伴侵害；其次，重新梳理内化问题→同伴侵害的表述，力求清晰，如“具有攻击倾向的个体逐渐形成团体，并且团体成员的攻击对象和行为更趋于一致(孙晓娟 等,2019)。换言之，受侵害者的身份被逐渐强化，由此可能导致儿童青少年的受侵害程度随时间推移而进一步加剧”；再次，修改假设内容的表述，以达到一目了然

然，“综上，本研究提出假设 4：测量时间间隔在同伴侵害对内化问题的预测关系中不起作用，但可以调节内化问题对同伴侵害的影响，内化问题的预测作用随时间推移而增强。”详见修改稿“1.2.3 时间间隔”部分的内容。

意见 10：作者为什么不考虑性别的调节作用？

回应：首先，很少有研究分性别考察同伴侵害与内化问题的关系，经统计，纳入的 99 个独立效应值中，仅有 18 个效应值是分性别报告的，占比仅 18.2%，其中，男女各 9 个，数量太少难以保证调节效应分析结果的稳健。其次，尝试以性别比例分组，进行女性占比多与男性占比多两组的调节效应分析，结果见表 1， Q 值(组间)分别为 0.086、0.606， $p > 0.05$ ，表明相互预测的两个模型中，均不存在显著的性别差异。深入分析发现，经计算，所有独立效应值中，84.3%的女性比例集中且均匀分布于 45%~55%之间，换言之，各研究中男女比例分布较为均衡，也难以通过该方式获得有关性别差异的可靠结果。综合上述原因，外加文章篇幅的考虑，未再进行性别差异的调节效应分析。最后，根据专家的意见，将未进行性别调节效应分析补充进本研究的不足，“受原始研究的限制，分性别报告的效应值数量太少，且各研究中的男女比例也较为均衡，难以有效探讨性别的调节效应……以上遗憾有待后续资料丰富后进行补充研究和验证。”详见修改稿“4.3 研究意义、不足与展望”部分第 3 段。关于该问题我们是这样理解与处理，还请专家批评指正。

表 1 女性占比对同伴侵害与内化问题相互预测关系的调节效应分析

模型	异质性检验			类别	K	点估计	95%CI		双尾检验	
	Q_B	df	p				下限	上限	Z 值	p
PV→IP	0.086	1	0.769	女多组	46	0.095	0.077	0.113	10.220	<0.001
				女少组	31	0.091	0.070	0.112	8.529	<0.001
IP→PV	0.606	1	0.436	女多组	42	0.126	0.106	0.147	12.096	<0.001
				女少组	29	0.113	0.086	0.140	8.180	<0.001

意见 11：研究方法部分，被试初始年龄介于 7 至 18 岁——请论述为什么关注这个年龄段。

回应：儿童青少年是同伴侵害的高发期，也是有关同伴侵害研究最主要的群体。因此，本研究即选取儿童青少年为研究对象。发展心理学中，一般将儿童青少年的年龄界定为 7 至 18 岁(林崇德, 2018)。同时，本研究还考虑尽量扩大年龄范围，争取尽可能纳入所有关于儿童青少年的研究，因此，选取该年龄段还有两个优势。一是可以尽可能多的纳入原始研究，因为各项原始研究中被试的年龄跨度不尽相同，难以对年龄段再做细分并归类，从最后纳入的文献来看，如果选取其他年龄段，将丧失大量效应值；二是纳入尽可能多的原始研究，有利于进行年龄调节效应的分析，以考察儿童和青少年两个组同伴侵害与内化问题关系的异同。根据专家的建议，在“2.1 文献检索与筛选”部分第 2 段做如下补充：“(2)根据儿童青少年年龄的一般界定(林崇德, 2018)，将被试初始年龄确定为 7 至 18 岁”。

意见 12：文化的分析主要是集中在西方（欧美）vs.中国的数据。所以在前言——文化背景部分的论述上建议作者直接就提出本研究关注的是西方（欧美）vs.中国文化的对比。并就这两种文化中的差异补充相应的文献。比如，为什么关注这两种文化，这两种文化下关于同伴侵害的异同是什么。

回应：感谢审稿专家的建议。在我国日益关注校园欺凌治理以及关于同伴侵害的研究越来越多的背景下，直接进行中西文化背景的比较的确更有价值。根据专家建议，在修改稿“1.1 同

伴侵害与内化问题的关系及其机制”部分第 4 段补充以下关于研究意义的内容“在校园欺凌治理日益受重视的时代背景下，近年来我国有关同伴侵害与内化问题关系的研究逐渐增多，这为通过中西比较进一步增进对国内两者关系特点的认识提供了可能。”

选择中西文化进行比较的原因在于：首先，中国文化背景的同伴侵害具有不同于西方的一些特点，同伴侵害发生率更低，且具有独特模式(Huang et al.,2021; 张兴慧 等,2014)。其次，文化差异造成的观念、态度和行为方式的不同可能直接调节同伴侵害与内化问题之间的关系。相对于个人主义文化，集体主义文化背景中是典型的依存型自我构念，个体更关注自己与他人的联系(Markus & Kitayama,1991)，遭受同伴侵害对自我价值构成重要威胁从而可能造成更严重的内化问题。就内化问题的影响而言，与西方文化相比，中国文化中更强调人际关系和谐、抑制人际冲突和攻击行为(Chen et al.,2019)，因此，内化问题可能更少招致同伴侵害。最后，一些研究者强调同伴侵害与心理社会适应关系中的文化因素，指出加强对非西方文化背景中两者之间关系研究的意义(Kawabata,2020)，由于已有研究主要聚焦于西方文化背景，近年来我国研究的增多为进行中西文化的比较提供了现实条件。详见修改稿“1.2.1 文化背景”部分的内容。

意见 13: 2.2 文献编码——首先，由同一编码者对所有数据进行间隔两个周的重复编码这种操作是否普遍，即在元分析研究中是否常用？请给出证据支持该方法有效（比如如果是常用的，请给出参考文献支持）。其次，两次编码结果的一致性为 95.8%。该数据是怎么计算的，是 percentage agreement 吗？在元分析领域，以往研究都常用这种方面来看 interrater reliability 吗，还是会更倾向用其他的？

回应：元分析的编码主要是从已有文献中直接提取相关信息，进行数字化转换，同时，根据调节效应分析的需要，如本研究中将原始研究根据文化背景、年龄、侵害类型等变量进行分类。除内化问题类型是四个类别外，其余变量均为两个类别，且分类标准明确，易于分类。因此，元分析编码的过程客观性较强，但因数据量庞大，也存在操作失误或误判造成的编码错误，进行个人重复或多人交叉检验的主要目的在于纠正这些错误。而在一般研究中，评定者信度考察的主要是不同评定者对任务进行主观评分或分类的一致性，这与该研究中编码一致性的检验有所不同。

通过查阅文献发现，研究中关于编码者人数与方法的报告存在四种方式，未报告、单人一次性编码、同一编码者重复编码、多人编码。从 *PSYCHOLOGICAL BULLETIN* 等期刊的文献来看，单人编码是一种常用的方式(Cracco et al.,2019; Curran & Hill,2019; 雷丽丽等,2020; 叶静, 张戌凡,2021)。无论何种编码方式，关键在于事先确定好编码标准，并根据此标准进行。因此，本研究借鉴已有做法，选择同一编码者重复编码的方式以检验编码的有效性，事先确定了清晰的编码标准。两次编码的一致性较高，也表明编码结果是可靠的。在修改稿“2.2 编码”部分补充了编码过程和方法有效性的依据，“参考 Lipsey 和 Wilson (2001) 的建议，根据预先制定的标准与设定的步骤进行编码”“采用同一编码者间隔两周对所有数据进行重复编码的方式检验编码结果的准确性(雷丽丽 等,2020; 叶静,张戌凡,2021)”。详见修改稿“2.2 编码”部分。

在元分析领域，关于编码结果一致性的计算，常用以下两种方式：一是 Cohen's Kappa 系数(Asperholm et al.,2019; Thielmann et al.,2020; 韩毅初 等,2020; 胥彦,李超平,2019)，二是简单一致性百分比(Barger et al.,2019; Kassai et al.,2019; 张建平等,2021; 张亚利 等,2021;)。从适用条件来看，Kappa 值更适用于两个评定者独立进行评价的评定者信度(Cohen,1960)。因此，本研究采用的是简单一致性百分比。

意见 14: 文化类型和评定方式的样本量都存在不平衡，而且东方、不同评定者的样本量分

别是 15 和 11。请提供 power analysis 证明样本量有效。

回应：本研究是元分析，不适用通过经典的 G*POWER 等程式进行统计功效与样本量估计。总效应量个数以及调节效应分析中各亚组的效应量个数选择是元分析领域十分重要的主题，但实证研究中至今仍然缺少一个公认的效应量个数选择规范(方俊燕,张敏强,2020)。关于亚组的数量以及亚组间数量的差异多少可以接受，以及这种差异对结果的影响，从作者目前所占有的资料来看的确尚不明确。已有元分析的文献中也未见相应的计算方式。由于分类调节变量某种意义上是自然分类变量，由原始的研究特征所决定，不受研究者的影响，因而亚组效应量为个位数并且亚组间效应量个数差异较大的现象在既有元分析研究中较为常见，也广泛被 *PSYCHOLOGICAL BULLETIN*、《心理学报》等期刊所接受(Andrews et al.,2021; Lee et al.,2020; 张亚利 等,2021; 韩毅初 等,2020; 柳武妹 等,2020)。同时，专家的意见给了我们重要启发，为使文章更加严谨，在研究不足部分补充内容如下，“(1)受原始研究的限制……同时，在考察文化背景、评定方式和内化问题类型的调节效应时各亚组的效应值数量差异较大，给结论造成一定困惑，以上遗憾有待后续资料丰富后进行补充研究和验证。”详见修改稿“4.3 研究意义、不足与展望”部分第 3 段。

意见 15：内化问题包括抑郁、焦虑、孤独感等。同伴关系和这些不同的变量之间的关系可能并不一致。但是在本研究中，作者并没有区分。作者如何看待这个问题？比如，在本研究中，内化问题的选择标准是什么，就是抑郁、焦虑、孤独感吗？是否考虑分析一下内化问题本身的调节效应？

回应：感谢审稿专家的建议。根据专家建议，重新查阅文献发现，本研究未对内化问题类型进行调节效应分析确实存在不足，现补充了内化问题类型的调节效应分析。首先，根据定义，内化问题是一种指向个体心理内部的、不易被他人察觉的情绪情感问题，主要表现为焦虑、抑郁和孤独感(Reijntjes et al.,2010; 郭海英 等,2017; 纪林芹 等,2011)。其次，需要说明的是，本研究采用抑郁、焦虑和孤独感三个指标是源于已有研究的实际。本研究在文献检索时，为最大程度获取文献，仅设定了同伴侵害的检索词，并未对内化问题的检索词进行限定，也就是初筛出所有与同伴侵害相关的文献，然后通过阅读题名、摘要或全文的方式筛选与本研究相关的文献，同时采用文献回溯法，继续从符合条件文献的参考文献目录中筛选以查漏补缺。在此过程中作者发现已有研究中关于内化问题的评估基本采用两种方式，一是内化问题整体量表，二是单独或综合采用焦虑、抑郁和孤独感指标。因此，本研究才在文献筛选时确定了下述标准，“使用了内化问题量表或涉及内化问题至少一个指标(抑郁、焦虑、孤独感)的量表。”该过程详见修改稿“2.1 文献检索与筛选”部分第 1、2 段。再次，接受专家的建议，补充了内化问题类型的调节效应分析，并获得了有意义的结果。问题类型在同伴侵害预测内化问题中的调节作用不显著，但可以调节内化问题对同伴侵害的预测作用，其中，抑郁的预测作用最强。详见修改稿“1.2.6 内化问题类型”“3.4 调节效应检验”“4.2.6 内化问题类型的调节作用”等部分的内容。

意见 16：年龄和间隔时间的调节效应分别选择了 12 岁和一年作为划分区间。这样设置的原因是什么？请给出论述。

回应：选择 12 岁作为分界年龄主要综合了以下三点考虑：一是发展心理学中一般将 11 或 12 岁作为童年和青少年阶段的分界年龄，也是小学和中学的分界年龄(林崇德,2018)；二是便于研究间的比较，已有元分析中也以 12 岁作为分组年龄(Reijntjes et al.,2010; Wu et al.,2015)；三是以此标准获得了两个数量相对平衡的亚组。在修改稿“3.4 调节效应检验”部分第 1 段补充以下内容：“发展心理学中一般将 11 或 12 岁作为童年和青少年的分界年龄(林崇德,2018)，此外，已有元分析也以 12 岁作为临界年龄(Reijntjes et al.,2010; Wu et al.,2015)，

为便于研究结果之间的比较，本研究将年龄分为‘12 岁以下’与‘12 岁及以上’两个亚组。”

各单项研究中两个测量时点间的间隔长短不一，通过梳理，基本上集中于 1 个月至 2 年。从已有研究来看，间隔时间长短究竟如何确定也无定论。本研究选取 1 年为分界点主要基于两点考虑：一是尽可能与原始研究相一致，便于结果比较，经计算，报告了间隔时间为 1 年的原始研究数量最多，占比 39.3%；二是调节效应分析的实际需要，因为元分析探讨的调节变量依赖于原始研究的特征，通过分析，选择 1 年为划分标准，可以获得数量相对平衡的两个亚组。在修改稿“3.4 调节效应检验”部分第 1 段补充以下内容：“关于追踪测量的间隔时间，原始研究中间隔时间为 1 年的数量最多，占比 39.3%，为与原始研究保持相对一致便于分类与结果比较，并综合考虑分组后亚组效应量个数的相对平衡，将间隔时间分为“1 年以内”与“1 年及以上”两个亚组。”

.....

审稿人 2 意见：

Xb21-127 采用元分析技术探讨儿童青少年同伴侵害与内化问题的纵向关系，写作流畅，元分析方法得当。然而，研究的理论价值不足：

意见 1：研究的核心结果是儿童青少年同伴侵害与内化问题存在相互预测的关系，这个结果与之前的发现和人们的猜想并无不同。

回应：感谢审稿专家对研究方法与行文的肯定以及对完善本文所提的宝贵意见。

首先，元分析的一个重要功能在于整合已有相关研究，并且通过调节效应分析揭示出导致不同研究结果之间差异的因素，为未来的研究提供方向(Egger & Smith,1997)。

其次，诚如专家所言，本研究的核心结果之一是“儿童青少年同伴侵害与内化问题存在相互预测的关系”，但该结果在原始单项研究中也存在分歧与争议，并未取得一致。详见修改稿“1 引言”部分第 3 段，“近年来，研究者通过追踪设计试图揭示同伴侵害与心理社会适应之间密切关系的作用方向与持续后效，但结论莫衷一是。有研究发现二者之间是单向预测关系(Saint-Georges & Vaillancourt,2019; 纪林芹 等,2018)，也有研究结果支持二者之间的相互预测关系(Mlawer et al.,2019)，还有研究结果显示，同伴侵害与内化问题相互之间不存在预测作用(周宗奎 等,2006)。”本研究的创新与贡献之一在于，整合儿童青少年同伴侵害与内化问题的纵向研究进行元分析，基于交叉滞后模型的回归系数更进一步趋近对两者因果关系的探索，证实了两者之间的相互预测关系，表明人际风险与症状驱动模型在对两者关系的解释方面均存在片面性，为相互作用模型补充了可靠的支持性证据。

再次，已有研究结果之间存在分歧，提示两者之间的关系可能受文化背景、样本特征(性别、年龄等)、评定方式(自评、他人报告，测量时间间隔)等调节因素的影响。调节效应分析是元分析的最大优势，可以揭示已有研究结果之间分歧的原因，深化对变量之间关系的认识。换言之，原始单项研究结果之间存在分歧正是本研究的意义与价值所在。因此，本研究的重点在于探讨导致两者相互关系差异的因素。发挥元分析的独有优势，充分挖掘已有数据，从六个调节因素的维度深化了对两者纵向关系实质的理解，其中，首次进行了中西文化背景、年龄、侵害类型和内化问题类型等四个因素的调节效应分析。研究获得了一些新的有价值的结论，如同伴侵害与内化问题的相互预测关系具有跨文化一致性、关系侵害与内化问题的双向关系均比外显侵害更密切、在两年时间范围内内化问题对同伴侵害的预测作用随着时间推移而增强、同伴侵害对内化问题的预测作用在儿童中更强、抑郁是对同伴侵害预测力最强的内化问题。上述结论提示需要从研究设计、被试类型、评定方式等方面重新审视和解读研究，也为同伴侵害理论的完善、适用边界的确定提供了有益依据。

最后，研究结果对校园反侵害实践具有启示。同伴侵害与内化问题的相互预测关系普遍

存在于中西方儿童青少年中，这提示在学校教育中，内在的情绪问题与外在的攻击行为两手都要抓，有力阻断两者之间的联系，比单纯制止和惩戒攻击行为更有助于治理校园侵害乃至欺凌。同时，同伴侵害与内化问题关系的方向与强度也存在差异，这为更有针对性的干预提供了启示。比如，高度重视与同伴侵害双向关系更为密切的关系侵害，由于关系侵害的隐蔽特点往往容易被忽视且难以发现，要充分发挥班干部、朋辈辅导员等功能；抑郁是同伴侵害最有力的预测指标，抑郁的早期筛查与干预，对于减少同伴侵害具有独特作用；虽然反侵害应贯穿于整个学段，但同伴侵害造成的情绪问题在童年期更严重，并且可能继而引发后续的侵害，因此，小学阶段是同伴侵害预防干预的重点。

补充了本研究的意义，详见“4.3 研究意义、不足与展望”部分第 1、2 段。

意见 2：一些理论论证不到位。例如，关于文化差异的综述，并没有说出所以然，究竟可能如何差异，如何假设？类似地，所有的调节作用的假设，都应该说明如何调节，否则假设没有意义。

回应：诚如专家所言，原稿中关于文化调节效应的阐述，只提出集体主义与个体主义文化中同伴侵害与内化问题关系可能存在差异的论点，缺乏有力证据支持，并且所提出的假设也未明确调节的方向。根据专家意见，全面梳理调节效应假设部分的内容，原稿中的确存在缺乏理论和原理依据、基于片面研究结果提出假设，且对调节方向与强度不够明晰等较多问题。修改中，明确提出各调节因素的调节机制，以及调节方向与强度的差异。因修改之处较多，此处未一一列出。详见修改稿“1.2 同伴侵害与内化问题相互预测作用的调节效应”部分的内容。

意见 3：发展的相互作用模型(transactional model)即强调个人与经验环境之间的动态双向关系，这个理论模型，与你的假设“儿童青少年的同伴侵害与内化问题存在相互预测的关系”之间似乎没有逻辑联系。试问，侵害与内化问题，哪个是个人，哪个是经验环境？双向动态关系与相互预测是否一回事？从理论到假设的推导，要更清晰地阐明概念逻辑。

回应：首先，系列关于同伴侵害与内化问题纵向追踪的单项研究以及元分析均将发展的相互作用模型作为理论基础(Kochel et al.,2012; Krygsman,A., & Vaillancourt,T.,2017; Sentse et al.,2017; van Geel et al.,2018)。

其次，重新查阅文献以厘清概念，发现原稿中存在因翻译失准造成的表述不当之处。参考原始来源以及权威文献，“经验环境”应为“环境经验”更为准确，相应内容更正为“发展的相互作用模型(transactional model)即强调发展是个人与其家庭以及社会环境所提供的环境经验之间持续、动态的双向作用结果，这种相互作用随着时间的推移持续发生(Sameroff & Mackenzie,2003; 张晓 等,2008)。”详见修改稿“1.1 同伴侵害与内化问题的关系及其机制”部分第 3 段。相互作用模型中的社会环境因素包含了儿童青少年的同伴关系(Sameroff & Mackenzie,2003; 张晓 等,2008)。同时，Bronfenbrenner 的生态系统理论认为，关于个体的社会影响因素可以归纳为以个体为圆心扩展开来的嵌套式系统，这一系统的核心是个体，包括个体的生理、心理特征，紧邻个体的是能够对个体产生最直接影响的社会因素，如家庭、朋友、学校，称为微系统(俞国良 等,2018)。此外，根据人-情境交互作用理论，亲子关系、师生关系、同伴关系等情境因素与个体的心理特征交互作用，从而对青少年的行为产生影响(聂瑞虹 等,2017)。相关研究中也均以内化问题为个人因素，同伴侵害为环境因素(Kochel et al.,2012; Krygsman,A., & Vaillancourt,T.,2017; Sentse et al.,2017; van Geel et al.,2018)。综合上述关于个体发展与环境关系的主流理论以及研究实际，可以看出，内化问题作为一种指向个体心理内部的情绪情感问题，是属于个体层面的心理特征，而同伴侵害本质上是一种同伴关系，属于环境经验因素。文中补充以下内容以使行文逻辑更清晰，“综合发展的相互作用模

型以及生态系统理论(俞国良 等,2018),内化问题作为一种指向个体心理内部的情绪情感问题,是个体层面的心理特征,而同伴侵害本质上是一种社会关系,属于环境经验因素(Krygsman & Vaillancourt,2017; Sentse et al.,2017)。”详见修改稿“1.1 同伴侵害与内化问题的关系及其机制”部分第3段。

再次,需要澄清的是,双向关系即指相互预测关系,这两者是等同的(董书阳 等,2017; 张潮 等, 2020)。动态双向关系与相互预测关系的区别主要在于,前者着重强调在相互预测作用的基础上加入时间维度,强调的是持续的相互预测过程。发展的相互作用模型的核心成分就是个体与其环境经验之间的动态双向作用,一方面,个体发展受到外界环境的影响,另一方面,外界环境并非独立于个体存在,而是受到个体自身特点的影响。相互作用模型特别强调相互作用过程的动态性,即个体与周围环境间的相互作用是随着时间推移不断发生的(张晓 等,2008)。据此,从相互作用模型可以推导出本研究中两个时点间存在相互预测关系这一假设,因为这一相互预测关系是动态双向关系过程的一个随机截面或者环节。详见修改稿“1.1 同伴侵害与内化问题的关系及其机制”部分第3段。

意见 4: 为什么调节变量在有的关系方向上起作用,而有的不起作用?目前的讨论只是说了起作用的逻辑,关键是为什么调节作用表现“不同”?没有说明白。

回应: 原稿中的确存在专家所指出的问题,已根据专家意见进行修改。因修改之处较多,此处未一一列出。详见修改稿“4.2 儿童青少年同伴侵害与内化问题相互作用的调节效应”部分的内容。

.....

审稿人 3 意见:

本研究采用元分析技术探讨儿童青少年同伴侵害与内化问题的纵向关系,检验人际风险模型、症状驱动模型与相互作用模型在两者关系中的适用性。研究问题明确,研究方法恰当,论文逻辑性较好,写作流畅,但是有些问题需要进一步考虑、澄清或修改,以期让本文达到可发表的水平。

意见 1: 关于同伴侵害与内化问题关系的元分析研究已经有多项了 (Casper & Card,2017; Hawke & Boulton,2000; Reijntjes et al.,2010; Ttofi et al.,2012; Wu et al.,2015; van Geel et al.,2018),这其中也包含了探究二者纵向关联的元分析。那么本研究的必要性或创新性体现在何处?本研究对该领域有何独特贡献?从现有的研究发现来看,相对于已有研究,本文并未得出一些重要的新发现。如果仅仅是增加了些近几年的新文献,或者说仅仅是方法学上的创新(标准化回归系数 vs 相关系数),这样的创新性不足以支持本文发表在《心理学报》这样的刊物上。

回应: 感谢审稿专家的肯定以及为完善本文所提的宝贵意见。

首先,已有众多研究探讨了同伴侵害与内化问题的双向关系,但在结果方面仍存在分歧。元分析的功能正在于整合这些研究,基于定量结果获得更具普遍性的结论,其最大优势在于通过调节效应分析,探究已有研究结果分歧背后的调节因素,为后续研究以及理论建构完善提供实证证据,这是非元分析研究无法实现的。

其次,关于同伴侵害与心理社会适应横断研究的元分析有 3 项(Casper & Card,2017; Hawker & Boulton,2000; Wu et al.,2015)。上述研究增进了对两者之间同时性关系的认识,但由于缺乏时间维度上的先后顺序,无法确认两者之间的因果关系,也就难以解决理论上的分歧和指导实践中的困惑,距离心理学研究的“预测”“控制”功能甚远。此外,横断研究元分析

的思路也未契合发展情境论、生态系统理论等主流理论强调从时间的动态过程，来揭示个体发展与环境关系的要求。

再次，1项元分析聚焦受侵害对抑郁的单向预测作用(Ttofi et al.,2012)，没有揭示与探讨两者之间的双向关系，1项元分析探讨了同伴侵害与自尊的双向关系(van Geel et al.,2018)，但该元分析仅纳入18项研究，对调节效应的分析不足，且该主题研究一般不将自尊作为内化问题的主要指标。

第四，Reijntjes等人(2010)的研究的确探讨了同伴侵害与内化问题的相互预测关系。但该元分析纳入的研究仅有18项，且样本全部来自西方文化背景，被试类型的亚组数量不足，无法全面稳健地揭示两者关系中可能存在的调节机制，也就难以弥合已有研究结果之间的分歧，对后续研究以及理论完善缺乏有力证据支撑。

第五，关于儿童青少年同伴侵害与内化问题的研究方兴未艾，国内外主流心理学期刊上的发文也呈增长态势，并且越来越趋向于纵向设计以探讨内在机制。本研究整合新近数据对该主题的纵向研究进行元分析，可以为后续研究提供定量的综述基础以及思路启发。同时，相对于Reijntjes等人(2010)的研究，还有以下创新点和贡献：

(1) 基于交叉滞后模型的标准化回归系数更进一步趋近对同伴侵害与内化问题因果关系的探索，结果证实了两者之间的相互预测关系，表明人际风险与症状驱动模型在对两者关系的解释方面均存在片面性，为发展的相互作用模型补充了可靠的支持性证据。

(2) 本研究重点在于探讨导致两者相互关系差异的因素。发挥元分析的独有优势，充分挖掘已有数据，从六个调节因素的维度深化了对两者纵向关系实质的理解，其中，首次进行了中西文化背景、年龄、侵害类型和内化问题类型等四个因素的调节效应分析。研究获得了一些新的有价值的结论，如同伴侵害与内化问题的相互预测关系具有跨文化一致性、关系侵害与内化问题的双向关系均比外显侵害更密切、在两年时间范围内内化问题对同伴侵害的预测作用随着时间推移而增强、同伴侵害对内化问题的预测作用在儿童中更强、抑郁是对同伴侵害预测力最强的内化问题。上述结论提示需要从研究设计、被试类型、评定方式等方面重新审视和解读研究，也为同伴侵害理论的完善、适用边界的确定提供了有益依据。

(3) 首次纳入中国样本进行了中西比较，在跨文化对比中增进了对我国同伴侵害与内化问题相互关系的理解，在我国校园欺凌治理日益受重视以及同伴侵害研究不断增多的时代背景下，可以为该主题本土化理论构建完善提供证据支持。此外，纳入了89篇文献99个效应值70598名被试，相对于过往研究，极大提升了研究结果的稳健性。

(4) 研究结果对校园反侵害实践具有启示。同伴侵害与内化问题的相互预测关系普遍存在于中西方儿童青少年中，这提示在学校教育中，内在的情绪问题与外在的攻击行为两手都要抓，有力阻断两者之间的联系，比单纯制止和惩戒攻击行为更有助于治理校园侵害乃至欺凌。同时，同伴侵害与内化问题关系的方向与强度也存在差异，这为更有针对性的干预提供了启示。比如，高度重视与同伴侵害双向关系更为密切的关系侵害，由于关系侵害的隐蔽特点往往容易被忽视且难以发现，要充分发挥班干部、朋辈辅导员等功能；抑郁是同伴侵害最有力的预测指标，抑郁的早期筛查与干预，对于减少同伴侵害具有独特作用；虽然反侵害应贯穿于整个学段，但同伴侵害造成的情绪问题在童年期更严重，并且可能继而引发后续的伤害，因此，小学阶段是同伴侵害预防干预的重点。

详见修改稿“4.2 儿童青少年同伴侵害与内化问题相互作用的调节效应”部分内容与“4.3 研究意义、不足与展望”部分第1、2段。

意见2：与上一问题相关，作者对调节变量的考虑有些不足、对研究问题的挖掘不够深。文化背景、性别、年龄、甚至评定方式等的调节效应可能都与同伴侵害的类型有关。(1) 关系侵害在表现形式、性别差异、影响后果等方面可能存在东西方文化差异

(Chen,Zhang, Ji, Deater-Deckard, 2019); (2) 集体主义文化背景下, 关系侵害的性别差异并不显著, 但是西方研究者认为身体侵害、关系侵害均有性别典型性 (Crick et al, 1997); (3) 随着年龄的增长, 关系侵害和身体侵害的发展趋势、发生率等表现出不同的变化趋势。建议作者分别对身体侵害、关系侵害进行元分析, 也许能带来新发现, 这也是以往研究所未能做到的。

回应: 根据专家的建议, 重新处理数据, 分别对外显侵害、关系侵害与内化问题的相互关系及其调节效应进行元分析, 结果见下表 2-6。

从下表 2 可以看出, 相对于外显侵害, 关系侵害与内化问题的相互预测效应更大, 这与本研究探讨整体同伴侵害与内化问题的关系, 并将侵害类型 (外显、关系) 作为调节变量所获得的结果一致。详见修改稿“3.4 调节效应检验”部分表 4、5 的内容。

结合下表 3、4, 在外显侵害、关系侵害对内化问题的预测模型中, 性别、文化背景、间隔时间、评定方式等因素均不起调节作用, 这与本研究整体考察同伴侵害预测内化问题的结果相一致。关于年龄, 在外显侵害、关系侵害对内化问题的预测模型中, 年龄也均不起调节作用, 这与本研究结果存在不一致。本研究结果发现, 年龄的调节效应为边缘显著, Q 值 (组间) 为 4.246, $p = 0.039$ 。一个重要原因在于, 分别进行外显侵害、关系侵害年龄调节效应元分析的研究数量较少, 比如外显侵害中两个年龄亚组的效应值个数为 10、17, 关系侵害中两个年龄亚组的效应值个数为 9、18, 而本研究中两个年龄亚组的效应值个数为 45、41, 结果不显著与边缘显著的差异主要来源于效应值数量的影响。

结合下表 5、6, 在内化问题对外显侵害、关系侵害的预测模型中, 性别、年龄的调节效应不显著, 间隔时间的调节效应显著, 这与本研究考察内化问题预测整体同伴侵害的结果相一致。与本研究结果存在不一致之处的是文化类型与评定方式的调节作用。具体而言, 文化类型在内化问题对外显侵害的预测关系中起调节作用, 但不调节对关系侵害的预测作用, 评定方式在两个模型中均不起调节作用。要特别说明的是, 文化类型中中国文化背景的效应值仅有 2 个, 评定方式中不同评定者亚组的效应值也仅有 2 个, 均难以确保结果的稳健。

综上, 获得以下主要结论: 第一, 从外显侵害、关系侵害与内化问题关系的元分析结果来看, 两者与内化问题的相互预测关系可能存在差异, 这也可以通过在整体同伴侵害与内化问题关系的模型中, 以侵害类型为调节效应进行更精确的考察。第二, 在调节效应方面, 外显侵害、关系侵害与内化问题的关系模型总体上不存在差异, 与本研究整体侵害的结果相比较, 文化类型、评定方式存在的差异可以从效应值的数量方面进行合理解释。换言之, 分别对外显侵害、关系侵害进行元分析, 未获得更有价值的结果。此外, 由于只有部分原始研究分别报告了外显侵害、关系侵害的数据, 因此, 相对于整体的元分析, 分别进行外显侵害、关系侵害的元分析将丧失大量的数据, 从下表 2-6 可以看出, 有 16 个亚组的效应值数量为个位数, 其中 11 个亚组的效应值数量在 5 个以下, 易造成结果稳定性不足的风险。因此, 数据处理仍保留原有方式, 未对外显侵害、关系侵害分别进行元分析。以上是我们对这一问题的理解和处理方式, 请专家批评指正。

表 2 同伴侵害与内化问题关系的随机模型分析

侵害类型	指标	研究数	效应值及 95% 置信区间			双尾检验	
			点估计	下限	上限	Z 值	p
外显侵害	PV→IP	28	0.063	0.038	0.089	4.921	<0.001
	IP→PV	22	0.081	0.047	0.116	4.652	<0.001
关系侵害	PV→IP	28	0.088	0.059	0.116	6.049	<0.001
	IP→PV	23	0.139	0.097	0.182	6.419	<0.001

表3 外显侵害对内化问题预测关系的随机模型分析

调节变量	异质性检验			类别	K	点估计	95%CI		双尾检验	
	Q_B	df	p				下限	上限	Z 值	p
女性比例	0.649	1	0.420	50%以上	19	0.062	0.034	0.090	4.340	<0.001
				50%以下	5	0.093	0.023	0.162	2.602	0.009
文化背景	0.689	1	0.406	中国	4	0.051	0.014	0.088	2.686	0.007
				西方	23	0.071	0.040	0.102	4.502	<0.001
年龄	0.055	1	0.815	12岁以下	10	0.067	0.023	0.110	2.971	0.003
				12岁及以上	17	0.060	0.026	0.093	3.496	<0.001
间隔时间	0.080	1	0.778	1年以内	10	0.059	0.016	0.102	2.675	0.007
				1年及以上	18	0.066	0.034	0.099	4.033	<0.001
评定方式	0.800	1	0.371	同评定者	21	0.070	0.040	0.101	4.489	<0.001
				不同评定者	4	0.040	0.021	0.100	1.289	0.198

表4 关系侵害对内化问题预测关系的随机模型分析

调节变量	异质性检验			类别	K	点估计	95%CI		双尾检验	
	Q_B	df	p				下限	上限	Z 值	p
女性比例	0.160	1	0.689	50%以上	20	0.088	0.062	0.113	6.638	<0.001
				50%以下	5	0.110	0.001	0.217	1.981	0.048
文化背景	1.805	1	0.179	中国	4	0.046	0.019	0.111	1.383	0.167
				西方	23	0.096	0.063	0.129	5.659	<0.001
年龄	0.679	1	0.410	12岁以下	9	0.105	0.057	0.152	4.322	<0.001
				12岁及以上	18	0.079	0.041	0.118	4.078	<0.001
间隔时间	1.998	1	0.157	1年以内	9	0.118	0.061	0.174	4.044	<0.001
				1年及以上	19	0.071	0.042	0.101	4.715	<0.001
评定方式	0.561	1	0.454	同评定者	22	0.093	0.060	0.127	5.459	<0.001
				不同评定者	6	0.069	0.017	0.122	2.607	0.009

表5 内化问题对外显侵害预测关系的随机模型分析

调节变量	异质性检验			类别	K	点估计	95%CI		双尾检验	
	Q_B	df	p				下限	上限	Z 值	p
女性比例	0.059	1	0.807	50%以上	15	0.085	0.037	0.133	3.453	<0.001
				50%以下	3	0.097	0.018	0.175	2.395	0.017
文化类型	17.294	1	0.000	中国	2	0.172	0.137	0.208	9.267	<0.001
				西方	19	0.069	0.036	0.102	4.081	<0.001
年龄	0.31	1	0.578	12岁以下	7	0.093	0.019	0.167	2.459	0.014
				12岁及以上	14	0.070	0.031	0.114	3.572	<0.001
间隔时间	12.77	1	0.000	1年以内	10	0.033	0.002	0.063	2.091	0.037

评定方式	0.694	1	0.405	1 年及以上	12	0.124	0.085	0.163	6.102	<0.001
				同评定者	17	0.085	0.046	0.124	4.284	<0.001
				不同评定者	2	0.168	0.024	0.360	1.718	0.086

表 6 内化问题对关系侵害预测关系的随机模型分析

调节变量	异质性检验			类别	K	点估计	95%CI		双尾检验	
	Q_B	df	p				下限	上限	Z 值	p
女性比例	0.577	1	0.447	50% 以上	17	0.141	0.087	0.194	5.098	<0.001
				50% 以下	3	0.177	0.099	0.253	4.409	<0.001
文化类型	1.598	1	0.206	中国	2	0.171	0.135	0.207	9.204	<0.001
				西方	20	0.132	0.081	0.181	5.083	<0.001
年龄	0.158	1	0.691	12 岁以下	6	0.125	0.048	0.201	3.188	<0.001
				12 岁及以上	16	0.145	0.089	0.201	5.087	<0.001
间隔时间	5.290	1	0.021	1 年以内	10	0.089	0.053	0.125	4.787	<0.001
				1 年及以上	13	0.171	0.111	0.230	5.523	<0.001
评定方式	2.101	1	0.147	同评定者	19	0.142	0.095	0.188	5.966	<0.001
				不同评定者	2	0.218	0.126	0.311	4.625	<0.001

意见 3: 此外, 焦虑、抑郁、孤独、内化问题这些指标尽管相关, 但又有不同, 也建议作者分析这些指标上的差异。

回应: 根据专家建议, 重新查阅文献发现, 内化问题是一种指向个体心理内部的、不易被他人察觉的情绪情感问题, 主要表现为焦虑、抑郁和孤独感(郭海英 等,2017; 纪林芹 等,2011; Reijntjes et al.,2010)。作为内化问题最常用的指标, 三者之间既密切联系, 但又表现出一些独特的特征和流行率(Tran et al.,2012)。因此, 未对内化问题类型进行调节效应分析确实存在不足。接受专家的建议, 补充了内化问题类型的调节效应分析, 并获得了有意义的结果, 问题类型在同伴侵害预测内化问题中的调节作用不显著, 但可以调节内化问题对同伴侵害的预测作用, 其中, 抑郁的预测作用最强。详见修改稿“1.2.6 内化问题类型”“3.4 调节效应检验”“4.2.6 内化问题类型的调节作用”等部分的内容。

意见 4: 使用“标准化回归系数”作为效应量有其价值, 但需要注意一个重要问题: 有些研究中将身体侵害、关系侵害等同时纳入回归方程(或 SEM 模型), 这时的回归系数反映的是各类侵害的独特效应(unique effect), 另外一些研究(包括作者利用相关系数转换的)考察的则是某类侵害的总效应(total effect), 如果作者未对此加以区分, 则会导致结果偏差。

回应: 感谢审稿专家的意见。诚如专家所言, 该主题原始单项研究中最终数据的处理采用的是回归方程或 SEM 模型。以同伴侵害→内化问题模型为例, 有的研究中自变量同时纳入了几种侵害类型以及其他变量。由于各研究纳入的自变量不同, 同伴侵害各类型独特效应的控制变量也不同, 因此不同研究间的结果直接进行比较可能产生偏差。与此同时, 除了 5 项研究以外, 其余原始单项研究中均报告了各变量间的相关矩阵, 据此可以计算交叉滞后模型的标准化回归系数, 即专家所指出的各侵害类型的总效应。因此, 本研究优先根据文中所列公式以 r 值为基础进行效应量的计算。要特别说明的是, 为提高纳入数据的全面性尤其是尽可能保留中国文化背景的数据, 关于未报告相关矩阵的 5 项研究, 直接使用交叉滞后模型的回归系数为效应值, 因为上述交叉滞后模型中也仅包含同伴侵害与内化问题变量。

为确保结果的可靠性,对上述两种来源的效应值(相关系数转换 94 个,回归系数 5 个)进行调节效应检验,在同伴侵害→内化问题、内化问题→同伴侵害模型中, Q 值(组间)分别为 0.267、0.685, $p > 0.05$,表明两种来源的效应值在同伴侵害与内化问题的双向关系中不存在调节作用。在修改稿“2.3.1 效应量计算”部分第 2 段补充以下内容,“为增强研究结果之间的可比性,优先以同伴侵害与内化问题的相关系数 r 为基础计算效应值。其中,5 项研究未报告变量间的相关矩阵,为尽可能保留数据尤其是中国文化背景的数据,直接以两者交叉滞后模型的回归系数为效应值。”

意见 5: 问题提出 1.2 部分,对各种调节效应的分析不够深刻、系统,所用论据也比较片面,缺乏说服力。(1) 假设 2、4 等,调节作用的方向不明确;(2) 假设 3 从应对方式的角度来说明,年龄越小,同伴侵害预测内化问题的作用越强。但是反过来,随着年龄增长,同伴侵害发生率越低、严重程度越高,受“健康环境悖论”的影响(刘晓薇,潘斌,陈亮,李腾飞,纪林芹,张文新等,2021),可能随着年龄增长,同伴侵害对内化问题的预测力越高。

回应: 对原稿中仅引用个别研究进行论证的片面方式进行修改,主要结合相关理论、原理来阐述调节的方向与强度。

(1) ①假设 2 指文化背景的调节作用。原稿中的确存在假设不够明确的问题,现补充文献进行修改。一方面,中国文化背景的同伴侵害具有不同于西方的一些特点,同伴侵害发生率更低,且具有独特模式(Huang et al.,2021; 张兴慧 等,2014)。另一方面,文化差异造成的观念、态度和行为方式的不同可能直接调节同伴侵害与内化问题之间的关系。相对于个人主义文化,集体主义文化背景中是典型的依存型自我构念,个体更关注自己与他人的联系(Markus & Kitayama,1991),遭受同伴侵害对自我价值构成重要威胁从而可能造成更严重的内化问题。就内化问题的影响而言,与西方文化相比,中国文化中更强调人际关系和谐、抑制人际冲突和攻击行为(Chen et al.,2019),因此,内化问题可能更少招致同伴侵害。综上,本研究提出假设 2: 中国文化背景中同伴侵害对内化问题的预测作用更强,内化问题预测同伴侵害的作用更小。详见修改稿“1.2.1 文化背景”部分。

②假设 4 指测量时间间隔的调节作用。假设的原意是时间间隔不调节同伴侵害→内化问题,可以调节内化问题→同伴侵害,且间隔时间越长,内化问题对同伴侵害的预测作用越强。引起歧义的原因可能有以下两点。首先,原稿中该段先论述了内化问题→同伴侵害,再论述同伴侵害→内化问题,与其他假设部分的论述顺序相反,造成理解上的不便;其次,关于内化问题→同伴侵害部分的论述的确存在逻辑不够清晰表达不够直白的问题。修改思路主要有以下三点。首先,将论述顺序调整为先同伴侵害→内化问题,后内化问题→同伴侵害;其次,重新梳理内化问题→同伴侵害的表述,力求清晰,如“另一方面,从侵害实施者的角度来看,儿童青少年群体中存在攻击行为的同质性现象,即通过同伴选择与同伴影响两种机制,随着时间的推移,具有攻击倾向的个体逐渐形成团体,并且团体成员的攻击对象和行为更趋于一致(孙晓娟 等,2019)。换言之,受受害者的身份被逐渐强化,由此可能导致儿童青少年的受侵害程度随时间推移而进一步加剧”;再次,修改假设内容的表述,以达到一目了然,“综上,本研究提出假设 4: 测量时间间隔在同伴侵害对内化问题的预测关系中不起作用,但可以调节内化问题对同伴侵害的影响,内化问题的预测作用随时间推移而增强。”详见修改稿“1.2.3 时间间隔”部分。

(2) 受专家意见启发,在讨论部分补充“健康环境悖论”内容。一方面,受“健康环境悖论”的影响,随着年龄增长,在同伴侵害总体水平下降的背景下,受侵害的个体会出现更严重的内化问题,因此同伴侵害对年长组内化问题的预测力可能也更强(Garandea et al.,2018; Gini.,2020; 刘晓薇 等,2021)。另一方面,上述结果是基于横断设计,但本研究主要考察的是两者间的继时性影响。不论是发展情境论还是生态系统理论,均强调个体与环境的互动在

时间维度上的动态性(俞国良 等,2018; 张文新, 陈光辉,2009)。不可否认, 在遭遇消极人际经历后, 不论儿童还是青少年均会有即时的消极情绪反应, 受“健康环境悖论”以及青春期友谊重要性的影响, 青少年组在当下可能产生更强烈的即时情绪反应。但从长期过程来看, 随着年龄增长应对方式相应更加成熟, 能有效地应对同伴侵害造成的压力, 逐步恢复情绪状态。因此, 具有更高应对水平的青少年能够更快复原。详见修改稿“4.2.2 年龄的调节作用”部分的内容。

意见 6: 讨论部分的修改建议: (1) 4.1 的第二段似乎与本文主旨无密切关联; (2) 4.2.3 部分的说服力不足, 经验上, 时间间隔越久, 两个变量的关联越少; 这里的解释有些牵强。

回应: (1) 原稿“4.1 儿童青少年同伴侵害与内化问题相互作用的主效应”部分第 2 段的确没有紧扣研究内容, 存在与本文主旨无密切关联的问题, 予以删除。(2) 专家所指的结论是“间隔时间可以调节内化问题对同伴侵害的预测作用, 1 年及以上间隔时间组的预测力更强”。的确, 该结论似乎有悖于经验常理, 还有一个重要原因是在原稿中未阐释清楚。出现该结果的主要原因可能有两点。一是内化问题与同伴侵害存在循环关系的倾向(郭海英 等,2017; Hanish & Guerra,2000; Schwartz et al.,2001), 随时间推移相互强化; 二是从侵害实施者的角度来看, 存在攻击行为同质性效应(Huitsing & Veenstra,2012; Sentse et al.,2014), 随时间推移, 侵害实施者团体对受害对象的选择趋于一致, 这进一步恶化了受害者的处境。详见修改稿“4.2.3 间隔时间的调节作用”部分。此外, 研究结果与经验相悖, 从某种意义上讲, 更反映出本研究进行测量时间间隔调节效应检验的必要性与价值。

第二轮

审稿人 1 意见:

修改说明部分写的非常清晰, 语言和表达都非常顺畅, 能看出作者付出了很多努力进行文章质量的提升。但是看到正文部分, 落差就有些大。感觉修改说明和正文部分是两个人写的(不知道这个猜测是否准确)。正文部分的语言使用和对细节的把控, 都需要进一步提升。希望作者能将正文部分修改至像修改说明一样的高质量。具体审稿意见如下具体阐释。

意见 1: P33, 引言第二段。“问题行为指个体表现出的妨碍其社会适应的异常行为(林崇德 等, 2005), 通常分为外化问题和内化问题两大类”。这两句话的引入跟上下文衔接的很奇怪。“Hawker 和 Boulton(2000)基于元分析结果曾指出, 几乎不再需要进行同伴侵害与心理社会适应关系的横断研究。”这句话也是, 好像没说完, 说了一半。不需要横断研究, 所以呢? 和本文有什么关系?

回应: 感谢审稿专家的意见。首先, 接受专家的意见, 在文中不再赘述, 直接删除“问题行为指个体表现出的妨碍其社会适应的异常行为(林崇德 等, 2005), 通常分为外化问题和内化问题两大类。”这样处理确实使上下文的衔接更为顺畅。另外, 鉴于本研究主要聚焦于内化问题, 而学界对问题行为划分为内化问题与外化问题具有广泛的共识, 该处理方式不影响对文本的理解。

其次, 再次查阅 Hawker 和 Boulton(2000)的文献, 原文中与“几乎不再需要进行同伴侵害与心理社会适应关系的横断研究。”相衔接的内容是“我们建议, 是时候研究一下从当前元分析的结论中所产生的问题了。这些问题包括同伴侵害与心理社会适应的因果关系、适应不良与受侵害亚类型的不同关系、受侵害在临床表现中的作用, 以及为减少受害者的痛苦而采取的干预措施等。”根据专家的意见, 将此处表述与本研究的主要结果, 即更趋近于对同

伴侵害与内化问题因果关系的理解联系起来。修改如下“Hawker 和 Boulton(2000)基于元分析结果曾指出,几乎不再需要进行同伴侵害与心理社会适应关系的横断研究,而需要转向对两者因果关系的探讨。”详见修改稿“1 引言”第 2 段。

意见 2: 文章的长句子表达读起来还是有点奇怪。比如“同伴侵害指个体身体或心理上遭受到来自同伴的各种形式的攻击,身体侵害、言语侵害和关系侵害被公认为是同伴侵害的三种基本类型(Mynard & Joseph, 2000)。”这是两句话。里面有两个主语、两个谓语。要么用分号,要么用句号隔开。文章中有很多类似的表述,建议修正。再比如“儿童青少年正处于同伴侵害与内化问题的多发期,综合发展的相互作用模型以及生态系统理论(俞国良 等, 2018),内化问题作为一种指向个体心理内部的情绪情感问题,是个体层面的心理特征,而同伴侵害本质上是一种社会关系,属于环境经验因素(Krygsman & Vaillancourt,2017; Sentse et al.,2017)。”——比较混乱,在表达什么?再比如“年龄的亚组分析结果显示, Q 值(组间)为 4.246, $p < 0.05$, 12 岁以下组的预测作用更强,侵害类型的亚组分析结果显示, Q 值(组间)为 7.68, $p < 0.01$, 该预测作用在关系侵害组中更强。”这里讲了两部分结果,应该用两句话来表述——年龄的亚组分析结果显示, Q 值(组间)为 4.246, $p < 0.05$, 12 岁以下组的预测作用更强——句号或者分号——然后跟下面一句。

回应: 首先,相应修改为“同伴侵害指个体身体或心理上遭受到来自同伴的各种形式的攻击。身体侵害、言语侵害和关系侵害被公认为是同伴侵害的三种基本类型(Mynard & Joseph, 2000)。”详见修改稿“1.1 同伴侵害与内化问题的关系及其机制”部分第 1 段。

其次,在前一轮修改中,补充了以下内容“儿童青少年正处于同伴侵害与内化问题的多发期……”主要目的在于说明内化问题属于个体层面的变量,同伴侵害属于环境经验因素,进而引出在发展的相互作用模型以及生态系统理论框架中,内化问题与同伴侵害之间可能存在的相互作用关系。但由于表述不当,的确造成专家所言的混乱与难以理解。把握力求简洁直接的原则,修改为“儿童青少年处于同伴侵害与内化问题的多发期,根据发展的相互作用模型以及生态系统理论(俞国良 等, 2018),内化问题属于个体层面的心理因素,同伴侵害作为一种社会关系,属于环境经验因素(Krygsman & Vaillancourt,2017; Sentse et al.,2017)。”详见修改稿“1.1 同伴侵害与内化问题的关系及其机制”部分第 3 段。

第三,相应修改为“年龄的亚组分析结果显示, Q 值(组间)为 4.246, $p < 0.05$, 12 岁以下组的预测作用更强。侵害类型的亚组分析结果显示, Q 值(组间)为 7.68, $p < 0.01$, 预测作用在关系侵害组中更强。”详见修改稿“3.4 调节效应检验”部分第 2 段。

此外,重点针对两轮修改意见中专家反复强调的长句子表达不清、标点符号使用不当以及其他细节问题,我们反复对全文进行挑剔性阅读,发现确实存在大量不足,进行了数十处修改。因修改之处较多且分散,此处未一一列出。详见修改稿。

意见 3: 已有元分析探讨了儿童青少年同伴侵害与内化问题的同时性关系(Casper & Card,2017; Hawker & Boulton,2000; Wu et al.,2015)——什么是同时性关系?

回应: 此处“同时性关系”意指横断研究中变量之间的相关关系,即变量的测量不存在时间上的先后顺序,也有文献表述为“同时性相关”“即时性相关”“即时性关系”。与其相对应,在纵向研究中,具有时间先后顺序的变量之间相关关系一般表述为“继时性相关”“继时性关系”。经再三查阅文献确认,《心理学报》的刊文中多表述为“同时性关系”(程亚华 等,2018; 胡月 等,2018; 刘晓薇 等,2021)。此外,原文里“已有元分析探讨了儿童青少年同伴侵害与内化问题的同时性关系(Casper & Card,2017; Hawker & Boulton,2000; Wu et al.,2015)。由于这 3 项元分析均基于横断研究,无法揭示两者之间关系的方向。”的表述也已指出了 3 项元分析为横断研究的元分析,只能分析变量之间在同一时间点的关系。综上,鉴于已有研究中约定俗成

的规范表述，以及结合上下文语境的可理解性，此处未做修改。妥否，还请专家批评指正。

意见 4: 就内化问题的影响而言，与西方文化相比，中国文化中更强调人际关系和谐、抑制人际冲突和攻击行为(Chen et al.,2019)，因此，内化问题可能更少招致同伴侵害。综上，本研究提出假设 2：内化问题预测同伴侵害的作用更小。——这个推理并不是很有说服力，比较难理解。

回应: 儿童青少年的社会行为深受文化价值观和社会传统的影响。与西方文化相比，我国文化中更强调人际关系和谐、抑制人际冲突和攻击行为(Chen et al.,2019)。因此，通过家庭和学校教育，儿童青少年被教导要考虑他人的需要、期望和可能的反应，而言语攻击、直接表达情绪以及当面冲突等是要避免的。其中，攻击和破坏行为尤其受到禁止，攻击者不受同伴欢迎，而且会受到来自学校的严厉惩罚(赵冬梅,周宗奎,2010)。通过上述作用机制，总体而言，中国文化背景中儿童青少年的同伴侵害发生率更低(Chen et al.,2019; Huang et al.,2021)。例如，对七个国家的调查结果表明，相对于英国、爱尔兰、意大利、日本、葡萄牙和西班牙六个国家，中国中小学生报告的侵害程度最低(Eslea et al.,2004)。在抑制攻击以及同伴侵害整体水平较低的有利背景下，有理由推断，在我国情境中，对因内化问题引发的同伴侵害同样有所抑制，因此减弱了内化问题和同伴侵害之间的联系。

综上，修改为“此外，中国文化中更强调人际关系和谐、抑制人际冲突和攻击行为(Chen et al.,2019)。这些观念和规范通过家庭和学校教育传导给儿童青少年，攻击者既不受同伴欢迎，又会受到来自学校的严厉惩罚(赵冬梅,周宗奎,2010)。研究也表明，中国文化背景中的同伴侵害发生率更低(Chen et al.,2019; Eslea et al.,2004; Huang et al.,2021)。由此推断，对因内化问题引发的同伴侵害同样有所抑制，内化问题招致的同伴侵害也相应的更少。”详见修改稿“1.2.1 文化背景”部分。妥否，还请专家批评指正。

意见 5: 一方面，基于个体中心的追踪结果表明，从 6 至 17 岁，同伴侵害四个类别的受侵害程度均呈现下降趋势(Oncioiu et al.,2020)。——什么是基于个体中心的追踪结果？

回应: 引文中是采用纵向设计，运用群组发展模型(group-based trajectory model, GBTM)来揭示儿童青少年同伴侵害的发展趋势。该模型关注个体间发展轨迹可能存在的异质性差异，能够识别群体中具有相似发展轨迹的个体，可以将群体划分为不同的轨迹组(或亚组)。在该模型中，群体是一个包括有限个数轨迹组的混合(吕滢尘,赵然,2018)。因此，原文中“基于个体中心”的原意是要表达该方法能够揭示个体间的异质性。由于该方法的特点并非本文所要阐述重点，根据专家的意见，为避免可能引起的歧义，修改如下。“一方面，纵向追踪发现，从 6 至 17 岁，同伴侵害四个类别的受侵害程度均呈现下降趋势(Oncioiu et al.,2020)。”详见修改稿“1.2.2 年龄”部分。

意见 6: 时间间隔的调节作用比较难理解。测量的时间间隔在本文当中是被看做是反应同伴侵害和内化问题之间关系发展的一个变量。在以往元分析中，时间间隔是可以被证明起到这个作用吗？而且按照作者的逻辑，受侵害时间长短并不影响同伴侵害和内化问题之间的关系。这个有点和常识不太符合，一般理解受同伴侵害时间越长，内化问题应该逐渐加深。所以，元分析中的时间间隔，实际上反应的是什么？

回应: 感谢审稿人的意见帮助我们更好地厘清思路、完善文稿。

首先，综合审稿人提出的“而且按照作者的逻辑，受侵害时间长短并不影响同伴侵害和内化问题之间的关系”“一般理解受同伴侵害时间越长，内化问题应该逐渐加深。”我们的理解是，审稿人所说的“时间间隔”是指持续遭受同伴侵害的时间长短。可能是由于我们的表述不清晰引起了歧义。需要澄清的是，本元分析中的时间间隔是指 T1、T2 两个测量时间点之

间的间隔时间长短。例如,由于原始研究设计的不同,有的研究中两个测量时点间隔1个月,有的研究间隔1年。这有别于持续遭受同伴侵害的时间长短。当然,由于同伴侵害具有一定程度的稳定性,在两次测量期间,部分个体可能遭受着持续的侵害,但并非所有受侵害对象均如此,有的侵害是偶然的、短时的。例如,关于同伴侵害稳定性的纵向研究元分析也表明,在个人应对、环境转变与外力干预等因素的共同作用下,间隔1年以上的受侵害稳定性显著下降,接近小程度(Pouwels et al.,2016)。可以认为,只有少数个体遭受持续1年以上的同伴侵害。

其次,以同伴侵害对内化问题的预测为例,测量时间间隔调节效应分析实际上反映的是,T1遭受同伴侵害之后,T1和T2之间的测量时间间隔长短,比如1个月和1年,对于T2的内化问题是否产生影响。考察该调节作用有助于深入认识同伴侵害与内化问题的关系。以同伴侵害的预测作用而言,在遭受侵害后,随着时间的推移,内化问题是加剧还是消退?就内化问题的预测作用来说,随着时间的推移,是削弱还是强化了同伴侵害?对上述问题的解答,对于理解自然状态下同伴侵害与内化问题两者关系的变化发展特点具有特殊意义。并且这又是原始单项研究难以实现的。因此,本研究充分发挥元分析的优势,尝试解答该问题。

第三,由于该调节作用分析所具有的价值,已有两项关于同伴侵害纵向研究的元分析涉及该问题,但仍存在不足。

(1)Reijntjes等人(2010)的研究探讨了测量时间间隔在同伴侵害与内化问题关系中的调节作用。结果显示,测量时间间隔在同伴侵害→内化问题、内化问题→同伴侵害关系中均不起调节作用。该元分析中,同伴侵害→内化问题的研究有15项,内化问题→同伴侵害的研究有11项。具体到测量时间间隔的分类,研究数量甚少,影响结果的稳定性。

(2)Reijntjes等人(2011)的研究考察了测量时间间隔在同伴侵害与外化问题关系中的调节作用。结果显示,测量时间间隔在同伴侵害→外化问题、外化问题→同伴侵害关系中均不起调节作用。该元分析中,同伴侵害→外化问题的研究只有10项,外化问题→同伴侵害的研究仅有8项。同样存在研究数量少影响结果稳健性的问题。

第四,原文中关于测量时间间隔作用的假设部分,主要考虑个体的认知与情绪调节是同伴侵害作用于内化问题的重要因素,而这些特征在短时间内是相对稳定的,因此预期同伴侵害对内化问题的影响在本研究中不同时间间隔内不存在差异。确实忽略了很重要的一点,即审稿人所指出的同伴侵害持续性问题。由于同伴侵害的身份具有中等到高水平的稳定性(杨晓霞等,2020),持续的侵害无疑容易造成更严重的内化问题。并且,从本研究结果来看,同伴侵害预测内化问题的模型中,间隔时间“1年及以上”组的效应值也确实大于“1年以内”组,具有时间越长预测作用更强的倾向,只是这种差异未达到显著水平。可能原因在于,关于同伴侵害稳定性的纵向研究元分析表明,间隔6个月、12个月和36个月的稳定性系数分别为0.48、0.45和0.33。也就是说,间隔1年以上稳定性显著下降,这是由于个人应对、环境变化与外力干预等因素共同作用的结果(Pouwels et al.,2016)。换言之,只有少数个体遭受持续1年以上的同伴侵害。而本研究无法分离出持续受侵害与非持续受侵害的样本,因而可能会对结果产生一定影响。如果专门考察遭受长期侵害群体的同伴侵害不利影响,则可以预期更长测量时间间隔的更大预测作用。

综上,做如下修改:

(1)为避免歧义,将文中所有“时间间隔”“间隔时间”的表述替换为“测量时间间隔”。

(2)受审稿人“一般理解受同伴侵害时间越长,内化问题应该逐渐加深”的观点启发,在“4.2.3 测量时间间隔的调节作用”部分第3段补充以下讨论内容:“此外,特别要说明的是,受侵害的身份具有中等到高水平稳定的特点(杨晓霞等,2020)。因此,测量时间间隔越长很可能意味着受侵害程度越高,进而出现更严重的内化问题。在同伴侵害预测内化问题的模型中,测量时间间隔“1年及以上”组的效应值确实大于“1年以内”组,前者具有预测力更强的

倾向,但差异未达到显著水平。关于同伴侵害稳定性的纵向研究元分析也表明,在个人应对、环境转变与外力干预等因素的共同作用下,间隔1年以上的受侵害稳定性显著下降,接近小程度(Pouwels et al.,2016)。可以认为,只有少数个体遭受持续1年以上的同伴侵害。而本研究无法分离出持续受侵害与非持续受侵害的样本,因而可能会对结果产生一定影响。如果专门考察长期受害者群体中同伴侵害的不利影响,则可以预期更长测量时间间隔的更大预测作用。”

意见 7: 侵害类型。外显侵害在年幼儿童中更常见,从童年中期起,个体对同伴关系的心理需求日益强烈,个体遭受的同伴侵害更可能是以关系侵害的形式存在,外显侵害显著减少(Casper & Card,2017; 张文新 等,2009)。关系侵害会使当事人失去同伴接纳和友谊关系,从而无法满足社交需求,因此,关系侵害比外显侵害对儿童青少年的情绪健康造成的威胁更为严重。另外,关系侵害具有隐蔽性特点,不像外显侵害容易被发现与干预,其存在与影响是持续的,从而更容易导致关系侵害与内化问题的恶性循环。综上,本研究提出假设 5: 相对于外显侵害,关系侵害与内化问题的相互预测作用更强。——这个推理也不太有说服力。按照作者的说法,侵害类型应该和年龄之间应该有交互作用。以往研究对关系侵害和外显侵害的研究已经比较深入了,所以以往研究没有人去比较关系侵害和外显侵害与内化问题之间的关系吗?请作者查找文献确认。

回应:首先,关于侵害类型和年龄之间的交互作用,的确有研究发现,随着年龄增长,外显侵害减少,关系侵害更加突出(Casper & Card,2017; 张文新 等,2009)。因此,本研究也进一步对年龄在同伴侵害亚类型(外显侵害、关系侵害)与内化问题纵向关系中的调节效应进行分析。元分析结果表明,在外显侵害、关系侵害预测内化问题的模型中,年龄不起调节作用;在内化问题对外显侵害、关系侵害的预测模型中,年龄也不起调节作用。其次,已有两项横断研究的元分析比较了关系侵害、外显侵害与内化问题之间的关系,结果表明,关系侵害与内化问题的联系更为密切(Casper & Card,2017; Wu et al.,2015)。还没有元分析探讨关系侵害、外显侵害与内化问题之间纵向关系的异同。

综上,在修改中补充了上述两项关于外显侵害、关系侵害与内化问题关系比较的元分析。同时,针对原稿中行文逻辑存在的不合理之处,进行了相应的调整。修改如下:“关系侵害通过破坏他人的社会关系、被接纳感和对社会群体的融入,使其难以获得社交需求的满足从而造成伤害,被认为是最有害的侵害类型(Wu et al.,2015)。关系侵害还具有隐蔽性的特点,不像外显侵害那样容易被发现与干预,其存在与影响是持续的。因此,关系侵害比外显侵害对情绪健康造成的威胁可能更为严重。此外,外显侵害在年幼儿童中更为常见,从童年中期起,个体遭受的同伴侵害更可能是以关系侵害的形式存在,外显侵害显著减少(Casper & Card,2017; 张文新 等,2009)。横断研究的元分析也发现,关系侵害与内化问题的联系更为密切(Casper & Card,2017; Wu et al.,2015)。综上,本研究提出假设 7: 相对于外显侵害,关系侵害与内化问题的相互预测作用更强。”详见修改稿“1.2.6 侵害类型”部分第 1 段。

意见 8:一方面,鉴于自我报告与同伴报告的同伴侵害之间存在差异, Bouman 等人(2012)指出,当只使用同伴报告来识别受侵害状况时,同伴侵害与内化问题之间的关系将会被低估。——这里讲的更深入清楚一点,即内化问题不太容易其他人被观察到,所以自我报告会比较准确。可以参考以下两篇 paper: Pagano,M.E., Cassidy,L.J., Little,M., Murphy,J.M.,& Jellinek,A.M.S.(2000).Identifying psychosocial dysfunction in School-Age children: The pediatric symptom checklist as a Self-Report measure. *Psychology in the Schools*, 37(2),91-106. Tepper,P., Liu,X., Guo,C., Zhai,J., Liu,T.,& Li,C. (2008). Depressive symptoms in Chinese children and adolescents: parent, teacher, and self reports. *Journal of affective disorders*,111(2-3),291-298.

回应：感谢审稿专家的建议以及推荐的参考文献。在“一方面，鉴于自我报告与同伴报告的同伴侵害之间存在差异，Bouman 等人(2012)指出，当只使用同伴报告来识别受侵害状况时，同伴侵害与内化问题之间的关系将会被低估。”之后补充以下内容“由于内化问题具有不易被他人察觉的特点，自我报告的方式被认为更准确(Pagano et al.,2000; Tepper et al.,2008)。”详见修改稿“1.2.4 评定方式”以及参考文献部分。

意见 9：焦虑是个体对即将来临的、可能会造成危险或威胁的情境所产生的紧张、不安、忧虑、烦恼等不愉快的复杂情绪状态，其中，社交焦虑是直接指向人际关系的焦虑类型(Lang et al., 2000)。因此，相对于人际特异性的社交焦虑，一般焦虑情绪与同伴侵害的关系可能较弱。综上，本研究提出假设 7：相对于焦虑，同伴侵害与抑郁、孤独感的相互预测作用更强。——所以本研究中纳入分析的都是一般焦虑，不涉及社交焦虑，是吗？

回应：首先，本研究中的焦虑涉及社交焦虑。经确认，纳入调节效应分析的焦虑共 28 项，其中有 9 项涉及社交焦虑。在原稿讨论部分“4.2.5 问题类型的调节作用”第 2 段中我们就此做了探讨，“就同伴侵害预测内化问题而言，从效应值来看，从大到小依次是孤独感、抑郁和焦虑，但三者之间不存在显著差异，与本研究提出同伴侵害对焦虑影响更小的假设不符。一个重要原因可能是本研究所纳入的部分原始研究中，焦虑的测量实际上包含了社交焦虑。由于社交焦虑与同伴关系的更强联系，可能导致一定程度上增强了同伴侵害对焦虑的预测作用。”

其次，表 4、5 显示，在同伴侵害→内化问题、内化问题→同伴侵害两个模型中，就内化问题各类型的效应值大小而言，焦虑均低于抑郁和孤独感。即使包含了若干个社交焦虑的效应值，焦虑与同伴侵害的关系依然是最弱的。该结果与已有研究结果相符，相对于焦虑，抑郁的儿童青少年更不受同伴欢迎，获得更多包括侵害在内的负面社会结果(郭海英等,2017; Hawker & Boulton,2000; Luchetti & Rapee,2014)。另外，考虑到本研究中社交焦虑的效应值数量少，儿童青少年的焦虑测量中实际上均含有一定的社交焦虑成分，并且对两者的区分也非本研究重点。因此，本研究不再细分焦虑和社交焦虑两个类型进行调节效应分析。

再次，受专家意见的启发，为更充分探讨抑郁的独特作用及其与焦虑的区别，重新查阅文献，在讨论部分做如下补充：“抑郁在内化问题预测同伴侵害中具有特殊重要性。抑郁的个体以情绪低落为主要特征，常表现出哭泣、缺乏微笑、低反应和不感兴趣。这些反映社交技能欠缺的行为使儿童青少年更加不受同伴的欢迎，一般比焦虑等情绪的同龄人获得更多的包括侵害在内的负面社会结果(Luchetti & Rapee,2014)。”详见修改稿“4.2.5 问题类型的调节作用”部分第 2 段。

意见 10：2.2 编码部分——“如果文献报告了几种形式的同伴侵害与内化问题的相关，也对这些效应值进行平均(van Geel et al.,2018)”——本研究不是探究了不同类型的同伴侵害的调节效应，为什么对不同形式的同伴侵害进行平均？

回应：诚如专家所言，为深入探究不同类型同伴侵害的可能影响，本研究的确在调节效应部分进行了外显侵害与关系侵害的差异分析，并且在本轮修改过程中还补充了外显侵害、关系侵害与内化问题双向关系的调节效应分析。但是，在同伴侵害与内化问题关系的主效应检验以及其他因素的调节效应分析中，仍要用到总体同伴侵害与内化问题的相关，以便于从总体上理解两者之间的关系。而在原始文献中，一部分报告了总体同伴侵害与内化问题的相关，另一部分只分别报告了各种侵害形式与内化问题的相关。因此，需要对后者进行平均以求得总体的相关。“如某一变量是通过不同的维度进行测量，其效应值的大小由各维度效应值的平均值代替”也是元分析中通行的做法(柳武妹 等,2020; 张丽华,朱贺,2021; 张亚利等,2021)。

意见 11: 本研究将文化分为西方和中国两类，但是表 1 有日本的样本。如果按照文化区分，日本属于集体主义文化代表，和中国相似。所以本研究中西方包括哪些国家？

回应: 需要说明的是，第一稿中我们进行的是东方与西方文化的比较，东方文化样本包含中国内地 15 项，中国香港 1 项，日本 1 项，可见基本为中国样本。上一轮修改中，接受审稿人如下意见“文化的分析主要是集中在西方(欧美) vs.中国的数据。所以在前言——文化背景部分的论述上建议作者直接就提出本研究关注的是西方(欧美)vs.中国文化的对比。并就这两种文化中的差异补充相应的文献。比如，为什么关注这两种文化，这两种文化下关于同伴侵害的异同是什么。”因此，将文化调节效应分析修改为中国与西方文化的比较，更契合文献样本分布实际以及更具有中国现实意义。

中国与西方文化的比较中，中国样本仅包含中国内地 15 项与香港 1 项，不包含日本，西方文化也未包含日本。因此，该项以日本被试进行的研究未进入文化类型调节效应的分析。关于该问题，在修改稿“4.2.1 文化类型的调节作用”部分第 1 段中亦有交代，“前述元分析所纳入文献主要是横断研究，并且只有 3 项东方文化背景的研究。而本研究主要聚焦于中国与西方文化的比较，未纳入其他东方国家的数据。”由于原始文献报告信息的不完整，或者非元分析调节效应分析所需等原因，最终纳入调节效应分析的文献数量往往并不等于纳入总体元分析的文献数量，这也是元分析研究中常见现象。

最后，关于西方国家，从表 1 可以看出，以西方样本进行的研究总共 82 项。其中，美国 50 项，占比 61%，也就是说，西方样本是以美国为主。其后依次是加拿大 16 项，澳大利亚 4 项，荷兰与芬兰各 3 项，瑞士与苏格兰各 2 项，英国与以色列各 1 项。样本主要来源地均为典型的西方国家，因此上述均纳入西方文化类型进行元分析。

意见 12: 1) 表 1 中提到内化问题有自评、同伴评定和教师、父母评定。但是在 P38，“1.2.5 评定方式——已有研究中，同伴侵害主要有儿童青少年自评与同伴报告两种方式，内化问题绝大多数由儿童青少年自评。”——前文只介绍了自评和同伴报告。应该在 P38 也介绍其他评定方式。2) 同伴侵害也有不同的评定方式，作者为什么探究同伴侵害的评定方式的调节效应？

回应: 首先，由表 1 可知，关于同伴侵害的评定主体，在 99 个独立效应值中，儿童青少年自评的 73 个，同伴评定的 23 个，教师评定的仅 2 个，还有 1 个是综合了自评、父母与教师评定的结果。关于内化问题的评定主体，儿童青少年自评的 75 个，教师评定的 11 个，父母评定的 7 个，同学评定的 4 个，还有 2 个是多主体评定的结果。此分布结果印证了修改稿中“1.2.4 评定方式——关于同伴侵害的评定，最早也是使用最广泛的方法是自我报告，其次是同伴报告(Bouman et al.,2012)。内化问题绝大多数由儿童青少年自评。”根据专家的建议，在文中补充介绍了父母和教师评定两种方式。但如前所述，这两类方式的研究很少。考虑到纳入元分析的研究数量以及元分析结果与原始单项研究的可比性，本元分析仍只考察儿童青少年自评和同伴评定两种方式。修改如下：“少量研究是由父母或教师来评定同伴侵害和内化问题。由于这两类方式较少使用，本研究只考察儿童青少年自评和同伴评定两种方式不同组合的差异。”详见修改稿“1.2.4 评定方式”部分。妥否，请专家批评指正。

其次，我们理解审稿人提出的问题是，为何没有探究同伴侵害评定方式的调节效应？需要澄清的是，根据已有研究的实际，同伴侵害主要采用儿童青少年自评与同伴报告两种方式，而内化问题绝大多数由儿童青少年自评。因此，本研究主要考察的是儿童青少年自评内化问题与同伴侵害、儿童青少年自评内化问题且由同伴评定同伴侵害这两类方式的异同。主要目的在于探讨是否存在共同方法偏差影响结果的问题，为合理解读已有研究结果以及为后续研究设计提供更有针对性的参考。也就是说，本研究并非分别考察同伴侵害评定方式的调节效

应、内化问题评定方式的调节效应。对此，修改稿中已做具体交代，“根据该主题的研究实际，本研究中的评定方式特指以下两种情形。一是同伴侵害与内化问题均由儿童青少年自评，二是儿童青少年自评内化问题且同伴侵害由同伴报告。”详见“1.2.4 评定方式”部分。对审稿人问题的理解是否到位以及处理方式是否妥当，还请专家批评指正。

意见 13: P48_儿童青少年时期是同伴侵害与内化问题的高发期，内化问题使其成为好欺负的对象，遭受侵害后有效应对机制的欠缺又强化了内化问题，反之亦然，儿童青少年因自身因素不断巩固了这种不利的双向作用。——本研究并没有证明这段话表明的观点。如果有出处，请给出参考文献。

回应:这段表述意在强调儿童青少年的内化问题与有效应对机制欠缺等自身因素在这种双向过程中的作用。郭海英等人(2017)指出，“上述循环作用模式也在一定程度上体现出儿童自身在循环中的核心作用，如果儿童在遭到同伴侵害后采取合理的措施(如寻求帮助等)，而不是表现为内化问题，可能之后的同伴侵害就会减少，恶性循环就会转变为良性循环。可见，环境会影响个体，个体也会影响环境，而二者相互作用的模式/方式在一定程度上是由儿童自身决定的。”因此，补充出处修改如下“儿童青少年时期是同伴侵害与内化问题的高发期，内化问题使其成为好欺负的对象，遭受侵害后有效应对机制的欠缺又强化了内化问题，反之亦然。换言之，儿童青少年因自身因素不断巩固了这种不利的双向作用(郭海英 等,2017)。”详见修改稿“4.1 儿童青少年同伴侵害与内化问题相互作用的主效应”部分。关于“儿童青少年时期是同伴侵害与内化问题的高发期”，已获得大量研究证实，业已形成共识，在引言部分也已涉及(Barzilay et al.,2017; 杨晓霞 等,2020)。文中涉及的症状驱动模型着重强调“内化问题使其成为好欺负的对象”(Forbes et al.,2019)，人际风险模型则表明“遭受侵害后有效应对机制的欠缺又强化了内化问题”(Kochel et al.,2012)。本研究结果则证实了同伴侵害与内化问题两者之间存在相互作用，郭海英等人(2017)的研究也证实两者存在循环过程。

意见 14: 关于同伴侵害的危害，正如 Yun(2008)所指出的，同伴侵害对韩国青少年群体的威胁比西方国家的青少年更大，因为韩国社会更看重集体(群体和谐与群体归属感)。同样，在中国集体主义文化背景下，个体的人际依赖性更强，遭受同伴侵害可能带来更大的消极影响。但另一方面，正由于东方国家典型的依存型自我构念，个体更关注自己与他人的联系(Markus & Kitayama,1991)，因此相对于西方文化，中国儿童青少年能够更加积极主动地去处理人际关系包括同伴侵害事宜(Wu et al.,2015)，这在一定程度上抵消了同伴侵害造成的负面情绪影响。——1) 作者并没有很好的解释文化没有调节效应 2) 这里语言建议 soft 一点，只是提出一种可能，而不是这么肯定的给出一个结论。

回应: 诚如专家所言，原文中的确存在没有很好地解释不存在文化调节效应的问题。“但另一方面，正由于东方国家典型的依存型自我构念……这在一定程度上抵消了同伴侵害造成的负面情绪影响。”这部分关于原因探讨的证据以及解释力不足。在中国集体主义文化背景下，个体的人际依赖性更强，遭受同伴侵害这一消极人际经历的确可能带来更大的负面情绪。但从本研究结果来看，中西文化并不存在这种差异。现从我国近年来不断加大校园欺凌治理的现实背景来看待该问题。也就是说，相对于个体主义文化，虽然集体主义文化背景下同伴侵害可能带来更不利影响。但近年来我国对受侵害者法律、制度与心理的支持持续增强，可能在一定程度上缓解了同伴侵害所造成的消极影响。在中国现实环境中，上述正反两方面因素的作用相互抵消，从而造成文化类型在同伴侵害的消极影响中不存在调节效应。该视角贴近中国社会实际，可能反映出校园欺凌治理的现实成效，突显积极意义。

同时，结合专家所提出的语言更加 soft 的建议。修改如下：“关于同伴侵害的危害，正如 Yun(2008)所指出的，同伴侵害对韩国青少年群体的威胁比西方国家的青少年更大，因为

韩国社会更看重集体(群体和谐与群体归属感)。日本社会的情况也是如此(Kawabata,2020)。同样,在中国集体主义文化背景下,个体的人际依赖性更强,遭受同伴侵害可能带来更大的消极影响,诱发更严重的内化问题。但本研究结果与此假设并不相符。特别值得关注的是,本研究所包含的中国文化背景的文献主要是最近五年的。一个非常积极的因素是,近年来,我国政府和学校对中小校园欺凌的治理越来越重视,不断通过立法和制度约束等举措旨在塑造校园良好生态,为儿童青少年提供更好保护。一系列干预措施有助于减少对受害者的污名化,并且使他们获得更多的心理支持和实际帮助,这或许在一定程度上缓解了消极情绪的后果。”详见修改稿“4.2.1 文化类型的调节作用”部分。

意见 15: P49——其次,在我国抑制攻击的主流文化背景下,儿童青少年同伴侵害发生率的确更低——这种说法有文献支持吗?

回应: 已补充参考文献出处并修改如下:“研究也表明,中国文化背景中的同伴侵害发生率更低(Chen et al.,2019; Eslea et al.,2004; Huang et al.,2021)。”详见修改稿“1.2.1 文化背景”部分。

意见 16: 同样, P50——根据一般经验,间隔时间越长,内化问题对同伴侵害的预测作用可能越弱——这种说法有文献支持吗?

回应: 诚如专家所言,该表述随意性较大,确实缺乏文献支持。结合专家意见,并且考虑该表述在文中并非必要,存在与否不影响对上下文意思的理解,予以删除。详见修改稿“4.2.3 测量时间间隔的调节作用”部分第 1 段。

意见 17: 给结论造成一定困惑, 以上遗憾有待后续资料丰富后进行补充研究和验证——过于口语化的表达。

回应: 修改为“对结论的稳定性造成一定不利影响,有待资料丰富后进行补充验证。”详见修改稿“4.3 研究意义、不足与展望”部分第 4 段。

.....

审稿人 3 意见:

在本修改稿中,作者对审稿人的意见进行了较好的回应,修改稿质量有较大的提升,本研究的价值和创新性也进一步体现出来。但是对于本修改稿,我仍有几点疑问和建议。

意见 1: P36,“就同伴侵害的影响而言,.....,且具有独特模式”。这里的独特模式指什么?表述不清。

回应: 感谢审稿专家的意见。此处独特模式主要是指三个方面。首先,我国儿童青少年同伴侵害存在的言语-身体、言语-身体-关系、言语-关系和未卷入组四个类别(张兴慧 等,2014),相对于美国儿童青少年的言语-身体-关系-网络受欺负组、言语-关系受欺负组和未卷入组三类,具有一定的独特性(Wang et al.,2010)。其次,中国文化背景下还存在着同伴侵害多种形式高共发性的特征,即遭受一种形式同伴侵害的个体,也倾向于遭受其他形式的同伴侵害,这也不同于西方研究中存在的以遭受某(几)种形式同伴侵害为突出特征的亚类别(杨晓霞等,2020)。第三,中国文化背景中的同伴侵害发生率更低(Chen et al.,2019; Eslea et al.,2004; Huang et al.,2021)。特别要说明的是,在本轮修改中,“1.2.1 文化背景”部分也进行了较大篇幅的调整。原文中所涉及关于“独特模式”第一、二方面的内容与修改稿中该部分要表达的主旨无密切关系,并且采用“独特模式”的表述似乎过于宽泛。因此,该段文字主要保留关于同

伴侵害发生率中西文化差异的阐述。修改如下：“研究也表明，中国文化背景中的同伴侵害发生率更低(Chen et al.,2019; Eslea et al.,2004; Huang et al.,2021)。”详见修改稿“1.2.1 文化背景”部分。

意见 2: 引言中，对于时间间隔调节作用的论述，说服力似乎不够，更像是基于结果的事后推断。“由于个体的认知与情绪调节是同伴侵害作用于内化问题的重要因素，而这些特征在短时间内是相对稳定的”，这一论断，需要给出证据。

回应: 首先，修改过程重点突出同伴侵害可能导致消极的认知风格，认知风格是相对稳定的且在诱发内化问题方面起重要作用的内容。此外，本研究的测量时间间隔虽划分为“1 年以下”与“1 年及以上”两组，但实际上后一组基本处于 1 至 2 年的范围。换言之，两组的时间长短相差不太大。补充证据修改如下：“一方面，个体的认知与情绪调节特征是同伴侵害作用于内化问题的重要因素。同伴侵害容易导致儿童青少年对自我、未来和周围世界产生扭曲的看法。当反复的侵害塑造了稳定的消极认知风格，则进一步强化了个体对自我(比如，我毫无价值，每个人都讨厌我)和未来(比如，我的生活将永远这么糟糕)的负面评价，正是这种消极认知使得同伴侵害与内化问题紧密联系(Forbes et al.,2019)。此外，情绪调节困难也被认为是联结同伴侵害与心理症状的重要机制(Adrian et al.,2019)。而这些认知与情绪特征在本研究较短的时间范围内总体上是相对稳定的。因此预期同伴侵害对内化问题的影响不存在测量时间间隔的差异。”详见修改稿“1.2.3 测量时间间隔”部分。

其次，结合两位审稿人的意见，原稿中关于测量时间间隔调节作用的假设与讨论的确存在不足。除了上面提及的相应论述缺乏证据以外，还忽视了持续同伴侵害的影响。在“4.2.3 测量时间间隔的调节作用”第 3 段补充以下讨论：“此外，特别要说明的是，受侵害的身份具有中等到高水平稳定的特点(杨晓霞 等,2020)。因此，测量时间间隔越长很可能意味着受侵害程度越高，进而出现更严重的内化问题。在同伴侵害预测内化问题的模型中，测量时间间隔“1 年及以上”组的效应值确实大于“1 年以内”组，前者具有预测力更强的倾向，但差异未达到显著水平。关于同伴侵害稳定性的纵向研究元分析也表明，在个人应对、环境转变与外力干预等因素的共同作用下，间隔 1 年以上的受侵害稳定性显著下降，接近小程度(Pouwels et al.,2016)。可以认为，只有少数个体遭受持续 1 年以上的同伴侵害。而本研究无法分离出持续受侵害与非持续受侵害的样本，因而可能会对结果产生一定影响。如果专门考察长期受害者群体中同伴侵害的不利影响，则可以预期更长测量时间间隔的更大预测作用。”

意见 3: 尽管作者在回复中总结，“分别对外显侵害、关系侵害进行元分析，未获得更有价值的结果”，我仍建议在文中呈现这方面的结果。身体侵害与关系侵害与其相关因素的关系模式是否相同、调节因素的作用在这两类侵害上是否相同，这是该领域极其重要的研究问题，是研究者关注的问题，也会是本文相对于已有研究的一个重要贡献。事实上，P49 讨论中也引出了这部分内容，“内化问题诱发同伴侵害的强度具有中西文化的共性，但在侵害类型上可能有所差异”。与其做无根据的推论，不如直接呈现结果。建议作者在现有内容的基础上，补充呈现这部分结果。

回应: 前一轮修改未补充该部分内容主要是考虑到文章篇幅过长的的问题。现接受专家的建议，在现有内容基础上补充了外显侵害、关系侵害与内化问题双向关系的调节效应分析结果，以进一步增强本研究的创新性和贡献。目前已在修改稿中完整呈现了表 6-9 的结果。由于篇幅较长，如受版面限制，该部分表格的结果可改用文字形式报告。妥否，还请专家进一步批评指正。新补充内容及其在正文中的分布如下。

首先，“摘要”部分补充如下内容：“五个调节因素在同伴侵害及其亚类型外显侵害、关系侵害与内化问题双向关系中的作用基本一致。”

其次,“1.2.6 侵害类型”的假设提出部分补充如下内容:“外显侵害、关系侵害与内化问题的关系也可能受文化类型、年龄以及评定方式等因素的调节。例如,有研究发现,关系侵害可能是我国文化背景中更为常见的侵害类型(Chen et al.,2019),随着年龄的增长关系侵害更加突出(Casper & Card,2017; 张文新 等,2009),关系侵害在由同伴评定时容易受忽视因而被低估(Branson & Cornell,2009)。鉴于不同侵害类型与内化问题的关系在各调节因素上的异同也是该领域重要的研究问题,本研究还进一步对同伴侵害亚类型(外显侵害、关系侵害)与内化问题纵向关系的调节效应进行分析。”

再次,“3.4 调节效应检验”的研究结果部分补充如下内容:“在外显侵害、关系侵害预测内化问题的模型中,文化类型、年龄、测量时间间隔、评定方式和问题类型均不起调节作用,五个变量亚组分析的 Q 值(组间)介于 0.055~1.998, $p > 0.05$ 。”

表 6 外显侵害对内化问题预测关系的随机模型分析

调节变量	异质性检验			类别	K	95%CI			双尾检验	
	Q_B	df	p			点估计	下限	上限	Z 值	p
文化类型	0.689	1	0.406	中国	4	0.051	0.014	0.088	2.686	0.007
				西方	23	0.071	0.040	0.102	4.502	<0.001
年龄	0.055	1	0.815	12 岁以下	10	0.067	0.023	0.110	2.971	0.003
				12 岁及以上	17	0.060	0.026	0.093	3.496	<0.001
测量时间间隔	0.080	1	0.778	1 年以内	10	0.059	0.016	0.102	2.675	0.007
				1 年及以上	18	0.066	0.034	0.099	4.033	<0.001
评定方式	0.800	1	0.371	相同评定者	21	0.070	0.040	0.101	4.489	<0.001
				不同评定者	4	0.040	0.021	0.100	1.289	0.198
问题类型	1.055	3	0.788	内化问题	7	0.048	-0.001	0.097	1.925	0.054
				抑郁	17	0.051	0.016	0.086	2.879	0.004
				焦虑	9	0.069	0.013	0.125	2.420	0.016
				孤独感	2	0.028	-0.026	0.083	1.025	0.305

表 7 关系侵害对内化问题预测关系的随机模型分析

调节变量	异质性检验			类别	K	95%CI			双尾检验	
	Q_B	df	p			点估计	下限	上限	Z 值	p
文化类型	1.805	1	0.179	中国	4	0.046	0.019	0.111	1.383	0.167
				西方	23	0.096	0.063	0.129	5.659	<0.001
年龄	0.679	1	0.410	12 岁以下	9	0.105	0.057	0.152	4.322	<0.001
				12 岁及以上	18	0.079	0.041	0.118	4.078	<0.001
测量时间间隔	1.998	1	0.157	1 年以内	9	0.118	0.061	0.174	4.044	<0.001
				1 年及以上	19	0.071	0.042	0.101	4.715	<0.001
评定方式	0.561	1	0.454	相同评定者	22	0.093	0.060	0.127	5.459	<0.001
				不同评定者	6	0.069	0.017	0.122	2.607	0.009
问题类型	0.668	3	0.881	内化问题	6	0.071	0.022	0.120	2.830	0.005
				抑郁	18	0.076	0.041	0.111	4.247	<0.001
				焦虑	9	0.059	-0.009	0.127	1.713	0.087
				孤独感	2	0.089	0.048	0.130	4.252	<0.001

在内化问题对外显侵害、关系侵害的预测模型中, 年龄和评定方式均不起调节作用, 两者亚组分析的 Q 值(组间)介于 0.158~2.101, $p > 0.05$ 。测量时间间隔和问题类型可以调节内化问题对外显侵害、关系侵害的预测作用。测量时间间隔的亚组分析结果表明, Q 值(组间)分别为 12.77、5.29, $p < 0.05$, 1 年及以上组的预测作用更强。问题类型的亚组分析结果表明, Q 值(组间)分别为 27.1、11.372, $p < 0.001$, 孤独感与抑郁的预测作用更强。文化类型在内化问题对外显侵害的预测中起调节作用, Q 值(组间)为 17.294, $p < 0.001$, 在内化问题预测关系侵害的模型中不起调节作用, Q 值(组间)为 1.598, $p > 0.05$ 。

表 8 内化问题对外显侵害预测关系的随机模型分析

调节变量	异质性检验			类别	K	95%CI			双尾检验	
	Q_B	df	p			点估计	下限	上限	Z 值	p
文化类型	17.294	1	0.000	中国	2	0.172	0.137	0.208	9.267	<0.001
				西方	19	0.069	0.036	0.102	4.081	<0.001
年龄	0.310	1	0.578	12 岁以下	7	0.093	0.019	0.167	2.459	0.014
				12 岁及以上	14	0.070	0.031	0.114	3.572	<0.001
测量时间间隔	12.770	1	0.000	1 年以内	10	0.033	0.002	0.063	2.091	0.037
				1 年及以上	12	0.124	0.085	0.163	6.102	<0.001
评定方式	0.694	1	0.405	相同评定者	17	0.085	0.046	0.124	4.284	<0.001
				不同评定者	2	0.168	0.024	0.360	1.718	0.086
问题类型	27.100	3	0.000	内化问题	7	0.059	0.024	0.094	3.328	0.001
				抑郁	12	0.097	0.057	0.138	4.702	<0.001
				焦虑	8	0.037	-0.033	0.107	1.025	0.305
				孤独感	1	0.203	0.156	0.249	8.515	<0.001

表 9 内化问题对关系侵害预测关系的随机模型分析

调节变量	异质性检验			类别	K	95%CI			双尾检验	
	Q_B	df	p			点估计	下限	上限	Z 值	p
文化类型	1.598	1	0.206	中国	2	0.171	0.135	0.207	9.204	<0.001
				西方	20	0.132	0.081	0.181	5.083	<0.001
年龄	0.158	1	0.691	12 岁以下	6	0.125	0.048	0.201	3.188	<0.001
				12 岁及以上	16	0.145	0.089	0.201	5.087	<0.001
测量时间间隔	5.290	1	0.021	1 年以内	10	0.089	0.053	0.125	4.787	<0.001
				1 年及以上	13	0.171	0.111	0.230	5.523	<0.001
评定方式	2.101	1	0.147	相同评定者	19	0.142	0.095	0.188	5.966	<0.001
				不同评定者	2	0.218	0.126	0.311	4.625	<0.001
问题类型	11.372	3	0.000	内化问题	6	0.073	0.034	0.112	3.697	<0.001
				抑郁	14	0.171	0.116	0.227	6.046	<0.001
				焦虑	9	0.089	0.024	0.154	2.698	0.007
				孤独感	1	0.151	0.104	0.198	6.348	<0.001

第四, “4.2.1 文化类型的调节作用”的讨论部分补充如下内容: “本研究也进一步对内化问题预测外显侵害、关系侵害的文化类型调节效应进行分析。但限于文化类型亚组的效应值数量悬殊, 中国文化背景的效应值仅有 2 个, 尚无法有效回答该问题。”

第五，“4.2.2 年龄的调节作用”的讨论部分补充如下内容：“但从纵向关系的角度来看，综合本研究中内化问题分别预测外显侵害、关系侵害模型的结果，可以证实，不论是同伴侵害还是外显与关系侵害两种亚类型，内化问题对同伴侵害的预测作用均相当程度地存在于不同年龄段的儿童青少年中。”

第六，“4.2.6 侵害类型的调节作用”的讨论部分补充如下内容：“文化类型、测量时间间隔、评定方式与问题类型在外显侵害、关系侵害对内化问题的预测模型中均不起调节作用，也与同伴侵害预测内化问题的结果一致。同伴侵害亚类型的两个预测模型中，年龄也不起调节作用，这与同伴侵害模型中年龄调节效应为边缘显著的结果不一致。可能的原因在于，分别纳入外显侵害、关系侵害年龄调节效应分析的研究数量大幅少于同伴侵害整体的研究，影响了边缘显著结果的稳定性。同时，在内化问题对外显侵害、关系侵害的预测模型中，年龄的调节效应均不显著，测量时间间隔和问题类型的调节效应均显著，也与内化问题预测同伴侵害的结果一致。不同之处在于文化类型与评定方式两个因素。具体而言，文化类型在内化问题对外显侵害的预测中起调节作用，在关系侵害模型中不起调节作用，而评定方式在同伴侵害亚类型的两个模型中均不起调节作用。要特别说明的是，中国文化背景亚组的效应值仅有2个，不同评定者亚组的效应值也仅有2个。综上，五个调节因素在外显侵害、关系侵害预测内化问题这两个模型中的作用完全一致，四个调节因素在内化问题预测外显侵害、关系侵害这两个模型中的作用也一致。个别结果不一致的主要原因是外显侵害、关系侵害两个模型中相应调节因素亚组的效应量太少。总体而言，各因素的调节作用在同伴侵害、外显侵害、关系侵害与内化问题双向关系中不存在显著差异。”

第七，“4.3 研究意义、不足与展望”的讨论部分补充如下内容：“其中，首次进行了中西文化背景、年龄、侵害类型和内化问题类型的调节效应分析，也是第一个探讨同伴侵害亚类型与内化问题双向关系调节效应的元分析。”“五个因素的调节作用在同伴侵害及其亚类型(外显侵害、关系侵害)与内化问题的双向关系中是一致的。”“同时，在考察文化背景、评定方式和内化问题类型在同伴侵害整体及其亚类型与内化问题关系的调节效应时，各亚组的效应值数量差异较大且某些亚组的效应值数量稀少，对结论的稳定性造成一定不利影响，有待资料进一步丰富后进行补充验证。”

第八，“结论”部分补充如下内容：“五个调节因素在同伴侵害及其亚类型外显侵害、关系侵害与内化问题双向关系中的作用基本一致。”

第三轮

审稿人1意见：

作者在新一轮修订后，文章质量有了非常好的提升。建议将下面几个小问题修正后发表。

意见 1：58-59 页---“Hawker 和 Boulton(2000)基于元分析结果曾指出，几乎不再需要进行同伴侵害与心理社会适应关系的横断研究，而需要转向对两者因果关系的探讨。近年来，研究者通过追踪设计试图揭示同伴侵害与心理社会适应之间密切关系的作用方向，但结论莫衷一是。有研究发现两者之间是单向预测关系(Saint-Georges & Vaillancourt,2019; 纪林芹等,2018)，也有研究结果支持两者之间的相互预测关系(Mlawer et al.,2019)，还有研究结果显示，同伴侵害与内化问题相互之间不存在预测作用(周宗奎 等,2006)。”作者似乎将“内化问题”和“心理社会适应”等同使用，但是二者并不是一个概念。请作者统一。

回应：感谢审稿人对新一轮修改结果的高度肯定。Hawker 和 Boulton(2000)的原文中，该处使用的是“心理社会适应”。诚如专家所指出的，心理社会适应与内化问题并非相同的概念。

实际研究中,心理社会适应所采用的指标一般包含情绪适应或内化问题、行为适应或外化问题、人际适应3个方面(Hanish & Guerra, 2002; 纪林芹 等, 2011; 魏星 等, 2015)。也就是说,内化问题包含于心理社会适应,仅是心理社会适应的一个方面。此外,本文此处所引用的4项研究是关于内化问题、抑郁、孤独感与同伴侵害的关系(纪林芹 等,2018; Mlawer et al.,2019; Saint-Georges & Vaillancourt, 2019; 周宗奎 等, 2006)。换言之,4项研究中的指标均是内化问题,也属于心理社会适应的范畴。综上,相应修改为“近年来,研究者通过追踪设计试图揭示同伴侵害与内化问题之间密切关系的作用方向,但结论莫衷一是。”一方面,此处的“内化问题”自然引出后续关于内化问题的4项研究;另一方面,由于内化问题隶属于心理社会适应,从“.....几乎不再需要进行同伴侵害与心理社会适应关系的横断研究.....”过渡到“.....研究者通过追踪设计试图揭示同伴侵害与内化问题之间密切关系的作用方向.....”,在概念外延上由大到小,更加具体化,逻辑亦合理。妥否,请专家进一步批评指正。

意见 2: 假设 2 建议改为——本研究提出假设 2: 相对于西方文化,中国文化背景中同伴侵害对内化问题的预测作用更强,内化问题预测同伴侵害的作用更小。

回应: 已根据审稿人建议进行修改。

意见 3: 假设 4 建议改为——综上,本研究提出假设 4: 测量时间间隔在同伴侵害对内化问题的预测中不起作用,但可以调节内化问题对同伴侵害的影响,即内化问题对同伴侵害的预测作用随时间推移而增强。

回应: 已根据审稿人建议进行修改。

意见 4: “一是同伴侵害与内化问题均由儿童青少年自评,二是儿童青少年自评内化问题且同伴侵害由同伴报告。”改为“一是同伴侵害与内化问题均由儿童青少年自评,二是儿童青少年自评内化问题,同伴侵害由同伴报告。”

回应: 已根据审稿人建议进行修改。

第四轮

编委复审意见: 这篇论文经过反复修改,达到发表的要求。建议发表。

第五轮

主编终审意见: 提出的问题有一定的价值,几轮修改也有实质性的改进。同意发表。