

《心理科学进展》审稿意见与作者回应

题目：《社会经济地位与公正世界信念的关系：一项三水平元分析》

作者：吴晶莹;贾婷瑞;汪雅梦;吕飒飒;汪祚军;王礼军;Kai Qin Chan

第一轮

审稿人 1 意见：

该论文通过对 58 项研究共 113 个效应量进行三水平元分析考察了社会经济地位与公正世界信念的关系及其调节因素。结果发现，社会经济地位与公正世界信念之间存在较小但显著的正向关系($r = 0.12, p < 0.001$)，且两者关系受国家不平等程度(Gini 系数)、社会经济地位类型(主观 vs.客观)和公正世界信念维度(个人 vs.一般)调节。该元分析的数据检索过程较为完备，研究过程较为规范，研究结果对后续的理论及实证研究具有指导意义。但是，论文目前还存在一些问题，需要进一步修改完善。以下是我的一些建议和问题，供作者修改时参考。

意见 1：作者在综述“个人主义—集体主义”时，认为个人主义文化民众具有更高的公正世界信念(Mahler et al., 1981; Furnham, 1993)，但又指出印度这一集体主义国家中的民众拥有最高的公正世界信念(Furnham, 1993)。这会让读者产生疑惑：究竟是个人主义文化还是集体主义文化更能增强公正世界信念？对此，不少研究发现，集体主义文化中的民众更认同一般公正世界信念，而个人主义文化中的民众更认同个人公正世界信念(Bartholomaeus et al., 2023; Reich & Wang, 2015)。那么，在集体主义或个人主义文化中，社会经济地位和公正世界信念维度(个人公正世界信念 vs.一般公正世界信念)间的关系如何？“个人主义—集体主义”部分并没有讲清楚个人主义—集体主义文化在社会经济地位与公正世界信念间起何种作用，建议作者补充论述。

Bartholomaeus, J., Ucar, G. K., Donat, M., Nartova-Bochaver, S., & Thomas, K. (2023).

Cross-cultural generalisability of the belief in a just world: Factor analytic and psychometric evidence from six countries. *Journal of Research in Personality*, 102, 104317.

Reich, B., & Wang, X. (2015). And justice for all: Revisiting the global belief in a just world scale. *Personality and Individual Differences*, 78, 68–76.

回应：1. 针对专家指出的，个人主义还是集体主义更能增强公正世界信念，以及将印度作为集体主义国家引发混淆这一问题的回复与修改如下：

事实上，我们是在论述权力距离(而非个人主义—集体主义)的调节效应时，以印度为例来进行说明。原文内容如下：

一项涉及 12 个国家的研究发现，权力距离是公正世界信念的最强文化预测变量，其中印度民众——同时具有高权力距离和高不平等特征——拥有最高公正世界信念 (Furnham, 1993)。

虽然中国和印度同属于亚洲文化，但印度与中国不同，其并非属于典型的集体主义国家。Oyserman 等人(2002)的元分析指出，美国与印度在个人主义维度上的差异效应很小。Ren 和 Kuai(2023)发现，在诸多集体主义文化特征的评分上(如亲属关系、自我—他人融入程度)，印度的评分不仅显著低于中国，而且与典型的个体主义国家——美国——之间无差异。鉴于权力距离和个人主义—集体主义是两个不同的文化维度，且印度并非典型的集体主义国家，本文以印度为例来说明高权力距离文化下具有更高公正世界信念的论述，与下文关于高个人主义文化下具有更高公正世界信念的论述并不矛盾。

参考文献

Oyserman, D., Coon, H. M., & Kemmelmeier, M. (2002). Rethinking individualism and collectivism: Evaluation of theoretical assumptions and meta-analyses. *Psychological Bulletin*, 128(1), 3–72. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.128.1.3>

Ren, X., & Kuai, D. (2023). Sino-India difference in collectivism and its association with cultural heritage concerning argumentation. *Frontiers in Psychology*, 13, 1027599. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2022.1027599>

2. 针对专家指出的，在不同文化中，社会经济地位和公正世界信念两个维度(个人公正世界信念 vs.一般公正世界信念)之间关系这一问题的回复与修改如下：

我们在原稿中确实并未对社会文化如何影响公正世界信念不同维度(个人公正世界信念 vs.一般公正世界信念)做出具体假设，这是因为：首先，个人公正世界信念与一般公正世界信念，作为公正世界信念的两个维度，其本身具有较高程度的一致性($r \approx .30\sim.50$)(Dalbert, 1999, 2009)；此外，以往鲜有跨文化研究支持，社会文化对公正世界信念两种维度具有异质性影响(Bartholomaeus et al., 2023)。这里要感谢专家为我们提供了 Bartholomaeus 等(2023)的论文，其中亦强调了这一点(p.3)：“Extant cross-cultural evidence suggests that BJW does generalise, while only sparse evidence points to the importance of justice experience in determining self-reported BJW. We hypothesise, therefore, that both personal and general BJW scales will show scalar invariance across the six country sub sample...” 鉴于我们在原稿中并未清楚阐述上述观点，我们在修改稿中以脚注的形式增加如下表述(见 p.7)：

¹ 鉴于个人公正世界信念和一般公正世界信念，作为公正世界信念的两个维度，其本身具有较高程度一致性($r \approx 0.30\sim0.50$)(Dalbert, 1999, 2009)，而且以往鲜有跨文化研究支持社会经济文化因素对公正世界信念两个维度的影响存在异质性(Bartholomaeus et al.,

2023), 因而在考察社会经济文化因素的调节作用时, 不针对公正世界信念的两个维度做出具体假设。

参考文献

Bartholomaeus, J., Kiral Ucar, G., Donat, M., Nartova-Bochaver, S., & Thomas, K. (2023).

Cross-cultural generalisability of the belief in a just world: Factor analytic and psychometric evidence from six countries. *Journal of Research in Personality*, 102, 104317.

<https://doi.org/10.1016/j.jrp.2022.104317>

此外, 我们在修改稿中对部分语句也进行了微调, 凸显社会文化对公正世界信念两个维度的同质性影响(如在“个人主义—集体主义”部分, 见 p.8):

在个人主义文化中, 将成功或失败归因于个人努力或能力, 会促进“人们得其所应得”这一类公正推断, 从而维持较高的公正世界信念, 且这种信念无论是对自己(个人公正世界信念)还是对他人(一般公正世界信念)均是如此(Hayes et al., 2013; Lodewijkx et al., 2001)。

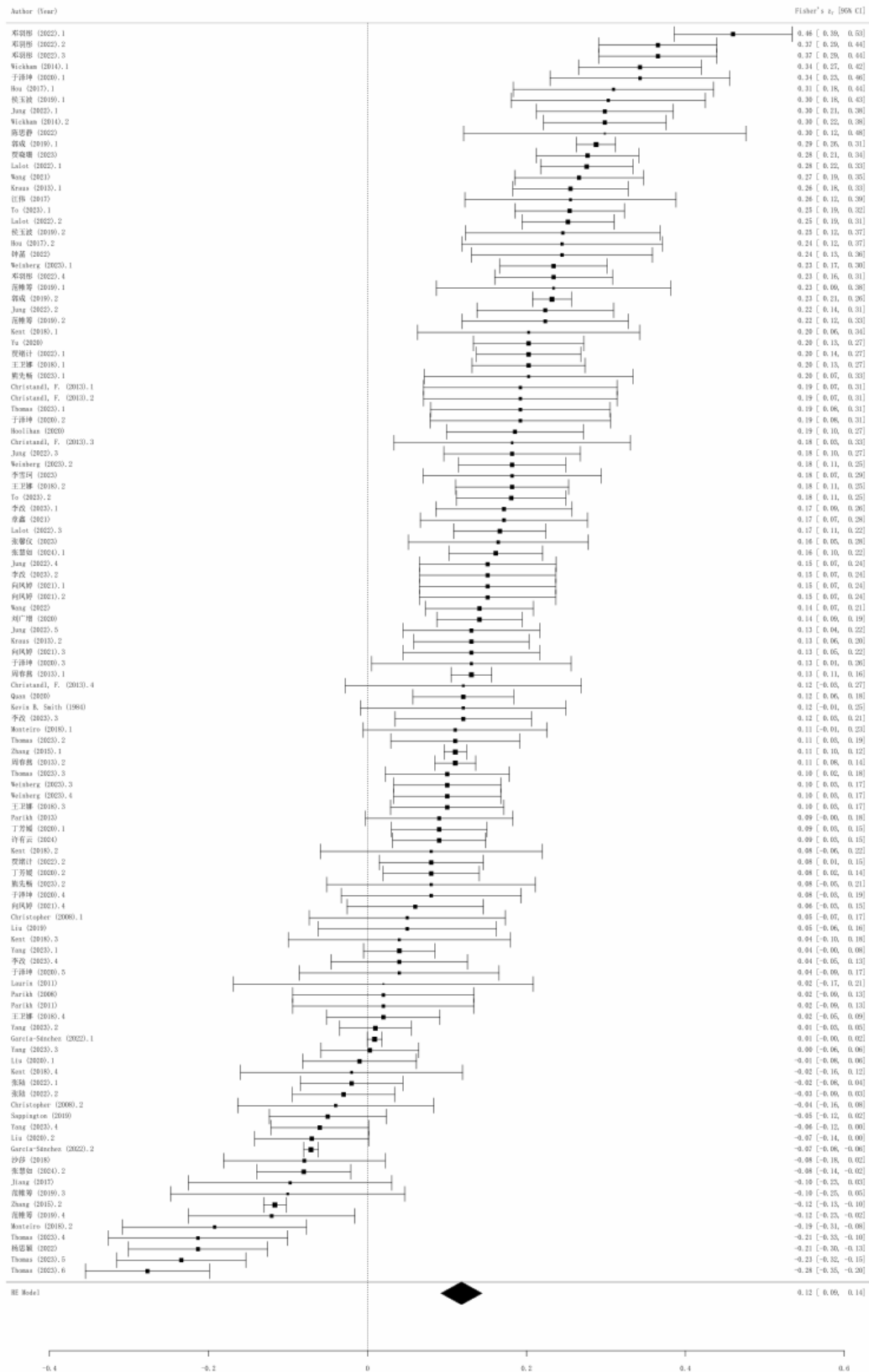
意见 2: 文中虽报告了效应量的范围(-0.281—0.46), 但未报告社会经济地位和公正世界信念间的负效应、无效应、正效应的数量和强度, 了解这些信息有助于读者理解理论冲突和研究结果, 建议作者补充森林图(forest plots)。

回应: 感谢审稿专家极具建设性的意见。我们补充了所有效应量方向的频数统计, 同时生成了完整的森林图。考虑到本研究纳入的效应量数量较多, 完整森林图过大, 经压缩后贴入正文中会导致模糊不清(如下), 因而我们将其上传到开放科学平台(Open Science Framework, OSF; https://osf.io/kvg8x/?view_only=f64840a720d04902acaf1d3eb262966e; 以 svg 格式呈现, 确保图形清晰), 我们对此在正文中进行了说明(见“2 研究方法”部分, 见 p.9):

所有相关材料(元分析数据集、森林图、分析脚本及结果输出文件)均可在开放科学平台(Open Science Framework, OSF)获取(https://osf.io/kvg8x/?view_only=f64840a720d04902acaf1d3eb262966e)。

此外, 我们在“3.1 纳入文献与质量评估”部分补充说明了正负效应以及无效应的数量(见 p.13):

共纳入 54 篇文献, 其中包括 43 篇期刊论文与 11 篇学位论文; 25 篇以中文发表, 29 篇以英文发表。这些文献涵盖 58 项研究, 涉及 106,585 名被试和 113 个效应量。在纳入分析的 113 个效应量中, 显著正相关 74 个, 显著负相关 9 个, 无显著效应 30 个。



意见 3: 该研究在纳入公正世界信念时采取了如下标准：(b)采用完整，且经过验证的、具有明确理论基础的公正世界信念测量工具。仅使用量表中的部分条目，且缺乏明确理论依据的研究不予纳入。但在结果部分，公正世界信念维度下的一般、个人、综合加起来的效应值是

73, 为何少于 113? 该研究在纳入社会经济地位时采取了如下标准: “(c)若采用职业、受教育水平、收入或主观社会经济地位之外的社会经济地位指标, 且缺乏充分的理论支持, 予以排除”, 其中“缺乏充分的理论支持”是指什么? 童年 SES 为何没有纳入? (Sun et al., 2024)。此外, 表 1 中的“样本类型”是指什么? 建议作者详细阐述分类的调节变量的每个类别具体是如何编码的, 并列出具体的效应量数量。

回应: 1. 针对专家指出的“效应值数量不等”这一问题的回复与修改如下:

本文纳入的 113 个效应量中, 73 个效应量能够将公正世界信念维度明确归入“一般、个人、综合”三类, 剩余 40 个效应量中, 5 个未报告具体维度, 35 个采用了完全不同的理论维度划分, 如 3 个使用 Lucas 等人(2011)的程序与分配公正信念量表(Procedural and Distributive Justice Belief Scale; BJDS), 将公正世界信念维度划分为: 针对自身的分配公正信念(distributive justice beliefs for the self)、针对他人的分配公正信念(distributive justice beliefs for others)、针对自身的程序公正信念(procedural justice beliefs for the self)、针对他人的程序公正信念(procedural justice beliefs for others), 5 个使用周春燕等人(2015)的成人公正世界信念量表, 将公正世界信念分为自我现在、自我未来、他人现在、他人未来四个维度。为避免读者模糊不清, 我们在“表 1 残差异质性检验及调节效应分析”的注释中对效应量不等的情况进行了说明(如下; 见 p.14)

注: 由于部分原始研究信息缺失或与编码信息不匹配, 部分调节变量分析所纳入的效应量个数与总数存在差异(详见 OSF 平台的 Data encoding table.docx 文件)。在社会经济地位测量方式的编码中, 涉及实验操纵的效应量少于 5 个($k = 2$), 故未对该变量进行调节效应检验。

此外, 我们在 OSF 平台的 Data encoding table.docx 文件中进行了更详细的说明。由于内容较多, 我们未在此处详细列出。

2. 针对专家指出的“缺乏充分的理论支持是指什么”这一疑问的回复与修改如下:

这里“缺乏充分的理论支持”是指部分研究采用了非常规的阶层测量方式。例如, Barreiro 等人(2019)将学费(从完全免费到极其昂贵)作为家庭社会经济地位的指标。由于这些指标难以与其他常规的阶层测量指标(收入、职业或受教育水平)进行比较, 故予以排除。我们认同“缺乏充分的理论支持”这一表述确实有失偏颇, 故将该表述修改为(见 p.11):

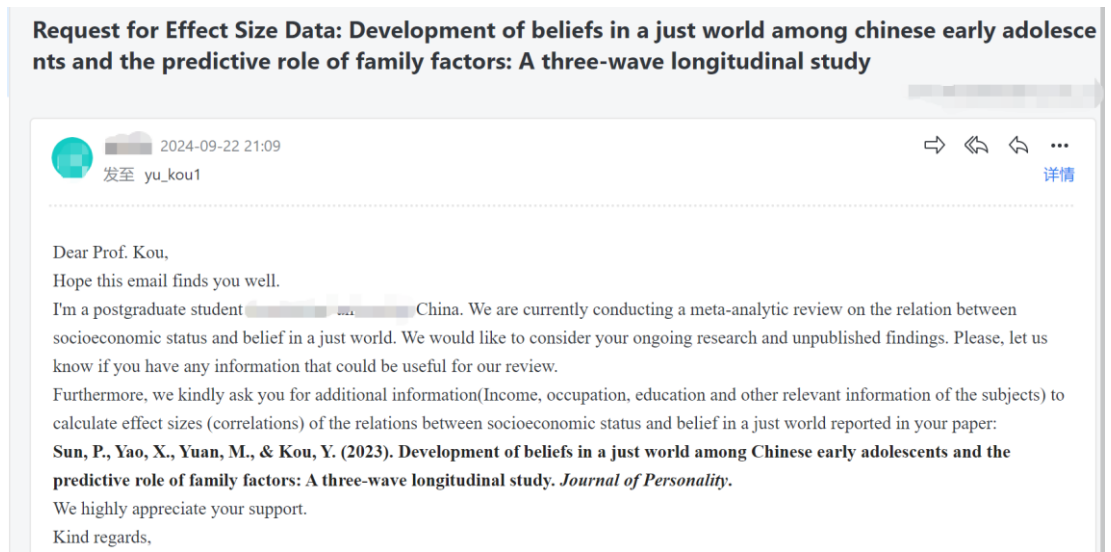
(c)采用非常规化的阶层指标(如学校学费, 见 Barreiro et al., 2019)的研究予以排除。

参考文献

Barreiro, A., Arsenio, W. F., & Wainryb, C. (2019). Adolescents' conceptions of wealth and societal fairness amid extreme inequality: An Argentine sample. *Developmental Psychology*, 55(3), 498–508.
<https://doi.org/10.1037/dev0000560>

3. 针对专家指出的，为何 Sun 等人(2024)的研究没有纳入分析这一问题的回复如下：

Sun 等人(2024)的研究仅报告童年社会经济地位与公正世界信念的 β 值，无法转化为相关系数。本文作者联系原作者获取效应量，但未得到回应，故该文章未纳入最终分析。以下为本文作者联系原文作者邮件截图：



4. 针对“表 1 中的样本类型含义不明”这一问题的回复与修改如下：

样本类型指年龄分组。鉴于原表述不够清晰，我们在“表 1 残差异质性检验及调节效应分析”中将“样本类型”修改为“年龄分组”（见 p.14）。

5. 针对“调节变量编码”这一问题的回复与修改如下：

原文“2.3 研究编码与质量评估”部分针对核心调节变量(社会经济与文化变量、社会经济地位指标与公正世界信念维度)以及非核心调节变量(如年龄分组、男性比例、样本量、数据来源)的编码过程进行说明。在修改稿中，我们补充了针对研究方法(横断研究 vs. 纵向研究)、社会经济地位测量方式(问卷测量 vs. 实验操纵)的编码过程，如下(详见 p.11)。

(b)研究特征：区分数据来源为一手数据还是二手数据；此外，区分研究方法为横断研究和纵向研究。

(d)社会经济地位：首先，编码社会经济地位类型：主观社会经济地位、客观社会经济地位；其次，编码社会经济地位的具体指标：收入、职业、受教育水平或综合指标；此外，编码社会经济地位的参照对象：个体自身社会经济地位、家庭社会经济地位、父母社会经济地位；最后，编码社会经济地位的测量方式：实验操纵、问卷测量。

6. 针对“缺少每个类别对应的效应量数量”的问题，我们在“表 1 残差异质性检验及调节效应分析”中补充了每个调节变量不同类别的效应量个数，详见修改稿 p.14 中的表 1。

意见 4: (d)若将被试划分为不同社会经济地位组别(如高社会经济地位组与低社会经济地位组)，但未明确说明分组依据或未提供理论依据，亦予排除。那么，采用实验法启动社会经济地位和采用问卷法测量社会经济地位，是否会对公正世界信念产生不同影响？即研究方法在社会经济地位和公正世界信念间是否会起调节作用。

回应: 我们在原稿中并未对社会经济地位的测量方法进行编码，为考察测量方法在社会经济地位和公正世界信念间是否会起调节作用，我们在修改稿中对社会经济地位的测量方法进行编码(实验操纵 vs. 问卷测量)。结果表明，在 113 个效应量中，111 个效应量使用问卷测量，2 个效应量使用实验操纵。由于实验操纵社会阶层的效应量数量小于 5，故无法进行调节效应检验。我们在修改稿中对上述情境进行了说明。

首先，在“2.3 研究编码与质量评估”部分补充了编码过程(见 p.11):

(d)社会经济地位：首先，编码社会经济地位类型：主观社会经济地位、客观社会经济地位；其次，编码社会经济地位的具体指标：收入、职业、受教育水平或综合指标；此外，编码社会经济地位的参照对象：个体自身社会经济地位、家庭社会经济地位、父母社会经济地位；最后，编码社会经济地位的测量方式：实验操纵、问卷测量。

此外，在“表 1 残差异质性检验及调节效应分析”的注释部分，解释了无法对该变量进行调节效应分析的原因(见 p.14):

注：由于部分原始研究信息缺失或与编码信息不匹配，部分调节变量分析所纳入的效应量个数与总数存在差异(详见 OSF 平台的 Data encoding table.docx 文件)；在社会经济地位测量方式的编码中，涉及实验操纵的效应量少于 5 个($k = 2$)，故未对该变量进行调节效应检验。

意见 5: “表 2 调节变量的元回归分析结果”已清晰呈现本研究主要结果，但三水平元分析研究中通常还会报告“水平 2 方差”和“水平 3 方差”，这有助于读者判断调节效应主要源于研究内变异还是研究间变异，建议作者进行补充。

回应: 我们在修改稿中补充了水平 2 方差和水平 3 方差，如下(见 p.13):

似然比检验进一步显示，研究内方差($LRT = 780.48, p < 0.001$)和研究间方差($LRT = 16.23, p < 0.001$)均显著，其中研究内方差(水平 2)为 0.009，研究间方差(水平 3)为 0.008，表明异质性同时存在于研究层面和同一研究内的效应量层面。

意见 6: 关于多变量调节效应检验, 建议补充方差膨胀因子(VIF)等指标, 从而确保参数估计的稳定性与解释的可靠性, 并增强模型结果的说服力。

回应: 感谢专家建议。鉴于本研究纳入的预测变量同时包含连续变量与多水平分类变量, 为更准确检验元回归模型中的多重共线性问题, 我们在修改稿中采用广义方差膨胀因子(GVIF)进行评估。我们在“3.4 多变量调节效应检验”部分补充了相关结果(见 p.16):

鉴于调节变量之间潜在的相关性可能导致多重共线性问题(Hox et al., 2017), 本研究采纳 Fox 和 Monette(1992)以及 Jin 等人(2025)的建议, 使用广义方差膨胀因子(GVIF)进行诊断。共线性检验结果显示, 全部变量的 GVIF 值均小于 2, 远低于共线性阈值, 表明模型不存在严重的多重共线性。

参考文献

Fox, J., & Monette, G. (1992). Generalized collinearity diagnostics. *Journal of the American Statistical Association*, 87(417), 178–183. <https://doi.org/10.1080/01621459.1992.10475190>

Jin, S., Spadaro, G., & Balliet, D. (2025). Institutions and cooperation: A meta-analysis of structural features in social dilemmas. *Journal of Personality and Social Psychology*, 129(2), 286–312. <https://doi.org/10.1037/pspi0000474>

意见 7: 研究发现, 社会经济地位和公正世界信念间存在一个较小但稳健的正向关系, 支持了公正资本理论, 而不支持公正世界假设, 并指出研究结果并不能完全排除公正世界假说所提出的动机过程——该动机过程可能在即时的威胁情境中发挥作用。对此, Sun 等人(2024)通过纵向研究设计发现, 儿童 SES 较高的青少年在 T1 时个人公正世界信念和一般公正世界信念水平都较高, 但儿童 SES 较低的青少年的个人公正世界信念在随后的两年内的增长率更高。建议作者在讨论部分考虑这一研究发现。此外, 研究纳入的横断研究和纵向研究的效应量数量分别是多少? 能否进行调节效应分析?

回应: 1. 我们在“4.1 公正世界假说 vs. 公正资本理论”部分引用了 Sun 等人(2024)的研究, 修改后的内容如下(见 p.19):

其一, 公正世界信念的防御功能可能主要体现为情境性或短期的“状态”提升, 而非稳定的“特质”差异。换言之, 即时威胁可能会在短期内提升公正世界信念(Hafer, 2000; Kay et al., 2008)。然而, 由于多数被纳入的研究采用横断面测量, 故而仅捕捉了特质性的公正世界信念(Dalbert, 1999), 难以反映急性威胁下低社会经济地位个体的暂时性防御机制的提升。纵向研究能够在一定程度上弥补这一缺陷, 揭示公正世界信念在一定时间内的变化趋势及其背后的心理功能。近期一项跟踪研究(Sun et al., 2024)表明, 高社会经济地位的青少年在 T1 时的个人公正世界信念和一般公正世界信念水平都较高(支持公正资

本理论), 但低社会经济地位青少年的个人公正世界信念在随后两年内的增长率更高, 这可能反映了个人公正世界信念的防御功能, 符合公正世界信念假说。

2. 关于“横断研究和纵向研究的效应量数量”问题, 我们在原文中并未对此进行编码和分析。在专家提醒的基础上, 我们在修改稿中对研究方法这一变量进行了编码。结果表明, 113 个效应量中, 97 个为横断研究, 16 个为纵向研究。调节效应结果表明, 研究方法的调节效应不显著($Q_E(111) = 3347.83, p < 0.001, F(1, 111) = 0.50, p = 0.481$)。我们在修改稿“2.3 研究编码与质量评估”部分补充了编码过程(如下, 另见修改稿 p.11); 相应的, 我们在“表 1 残差异质性检验及调节效应分析”补充了该变量的调节效应结果(见修改稿 p.14; 由于表格较大, 我们未在此呈现)。

(a)文章基本信息: 标题、第一作者、发表年份及发表状态(如已发表或未发表)。(b)研究特征: 区分数据来源为一手数据还是二手数据; 此外, 区分研究方法为横断研究和纵向研究。

此外, 我们在修改稿“3.1 纳入文献与质量评估”部分详细汇报了横断研究与纵向研究的质量评估得分(见修改稿 p.13)。

研究质量评估得分范围为 5~8 分(其中, 3 项研究 5 分, 8 项研究 6 分, 10 项研究 7 分, 92 项研究 8 分)。按研究方法进一步划分, 16 个纵向研究效应量的质量评估平均得分为 8 分, 属于“中等质量”评级; 97 个横断研究效应量平均得分为 7.69 分, 属于“高质量”评级(Villaseca-Rojas et al., 2022)。

意见 8: 在讨论部分, 作者认为“低社会经济地位个体可能依赖其它应对系统(如宗教、集体效能等), 而非提升公正世界信念来实现心理防御”、“文化价值观可能并非直接调节社会经济地位与公正世界信念之间的关系, 而是通过感知不平等或合理化动机等中介路径间接发挥影响”等等, 如果有实证证据支持, 将更有说服力。

回应: 为了行文更加简洁, 我们在讨论部分删除了“文化价值观可能并非直接调节社会经济地位与公正世界信念之间的关系, 而是通过感知不平等或合理化动机等中介路径间接发挥影响”的表述, 同时加强了对其它表述的说服力(见“4.1 公正世界假说 vs.公正资本理论”部分; p.19):

其三, 低社会经济地位个体可能依赖其它应对系统(如宗教、集体效能等), 而非提升公正世界信念来实现心理防御。例如, Schieman(2010)基于美国的大样本调查数据发现, 低收入、低学历群体更倾向于认同“上帝会介入并解决不公”。Fritzsche 等(2017)在经济危机情境下发现, 个体收入下降与对经济地位下滑的担忧会削弱个人控制感, 而这种控制感的丧失会进一步促使个体转向群体层面的应对策略, 包括增强对自身阶层群体的信任

和提升集体效能，进而提高集体行动意愿。如果多种信念共同承担了“意义维持”功能，公正世界信念的防御功能可能被稀释。

参考文献

Fritsche, I., Moya, M., Bukowski, M., Jugert, P., De Lemus, S., Decker, O., Valor-Segura, I., & Navarro-Carrillo, G. (2017). The great recession and group-based control: Converting personal helplessness into social class in-group trust and collective action. *Journal of Social Issues*, 73(1), 117–137. <https://doi.org/10.1111/josi.12207>

Schieman, S. (2010). Socioeconomic status and beliefs about god's influence in everyday life. *Sociology of Religion*, 71(1), 25–51. <https://doi.org/10.1093/socrel/srq004>

意见 9：元分析研究中通常会报告“纳入分析的原始研究的基本信息表”，虽然开放科学平台(Open Science Framework, OSF)中包含原始研究基本信息的文件(SES-BJW AllData.xlsx)，但并不规范，建议作者参考以往研究进行补充。另外，本文中贡献的数据文件链接中，虽有记录数据分析过程的文件(basic-anlysis.html)，但未提供用以分析的数据文件，也请作者补充完整，以便复现研究结果。

回应：1. 针对专家指出的，关于“纳入分析的原始研究的基本信息表不规范”的问题，我们结合专家意见 4 和意见 7，对纳入研究的社会经济地位的测量方式与研究方法进行编码(见 p.11)。此外，我们参考陈必忠等人(2023)的三水平元分析，将原始研究的信息划分为研究信息(文章 ID、研究 ID 等)、样本信息(样本量、样本收集年份等)、Hofstede 文化六维度(权力距离、个体主义—集体主义等)、社会经济信息(基尼系数)、社会经济地位信息(操作化方式等)、公正世界信念信息(量表、维度等)、结果信息(原始 r 值、显著性等)。修改后的文献信息表(SES-BJW AllData.xlsx)与编码表(Coding Sheet.xlsx)已重新上传至(https://osf.io/kvg8x/?view_only=f64840a720d04902acaf1d3eb262966e)。

2. 关于“缺失分析的数据文件”的问题，我们在 OSF 平台(https://osf.io/kvg8x/?view_only=f64840a720d04902acaf1d3eb262966e)新建了数据分析文件夹(Data Analysis Section)，并上传了数据分析表格(Analysis of data.xlsx)与编码表(Data encoding table.docx)两个文件。

参考文献

陈必忠, 黄璇, 牛更枫, 孙晓军, 蔡志慧. (2023). 学步期至青年期社交焦虑的发展轨迹和稳定性：一项基于纵向研究的三水平元分析. *心理学报*, 55(10), 1637–1652.

.....

审稿人 2 意见：

通过三水平元分析，系统评估社会经济地位与公正世界信念之间关系的方向与强度，探讨了社会经济地位影响公正世界信念的方向与强度，并凸显了宏观经济结构、个体地位认知和信念维度对公正相关信念的影响。有一定的理论意义。但仍存在以下问题：

意见 1：引言部分的背景与前沿讨论不足，引言中提到公正世界信念与社会经济地位之间的关系，但未能充分讨论相关领域的前沿研究。特别是，现有文献中关于社会经济地位如何影响信念系统的多样性以及这一影响在不同文化或经济环境下的变化没有得到充分提及。引言部分应补充更多关于这些背景的讨论，尤其是在多元文化视角下对该问题的探索。

回应：首先，我们在修改稿中更详细阐述了社会经济地位如何影响个体多样化的信念系统，包括思维模式、情感反应、道德判断与行为等(见“1 引言”第二段)，内容如下(见 p.4-5)：

一系列研究揭示，社会经济地位深刻影响个体的思维模式、情感反应及行为模式(陈思静 等, 2022; 胡小勇 等, 2026; 孙庆洲 等, 2023; Kraus et al., 2012)。例如，研究者基于中国城乡二元化的历史背景考察了社会阶层对儿童道德情绪和行为(第三方干预)的影响，结果发现，在目标人物因为想做坏事而遭遇不幸时，高阶层儿童会产生更高的幸灾乐祸情绪和更低的亲社会行为(Wang et al., 2024)；此外，低阶层儿童在他人遭受不公平分配时，更倾向于实施第三方干预(Wang et al., 2025)。

此外，我们在修改稿中简要阐述了社会经济地位对个体信念系统的影响如何受到宏观经济、文化因素的调节，如下(见“1.2 宏观经济文化因素的调节作用”第一段；p.6)：

以往研究揭示，社会经济地位对个体情绪、行为及信念系统的影响——如愤怒表达、控制感、自我—他人定向——受到宏观社会经济和文化因素的调节(Miyamoto, 2017; Miyamoto et al., 2018; Huang, 2025; Park et al., 2013)。相应的，社会经济地位与公正世界信念关系的混合性结果表明，二者之间的关系亦可能受多种因素调节。本文首先关注国家经济不平等和文化价值观两种宏观因素在二者之间的潜在调节作用。

参考文献

- Huang, K.-J. (2025). Social class, control, and culture: Individuals with low socioeconomic status perceive less control in relationally immobile societies. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 01461672251328722. <https://doi.org/10.1177/01461672251328722>
- Miyamoto, Y., Yoo, J., Levine, C. S., Park, J., Boylan, J. M., Sims, T., Markus, H. R., Kitayama, S., Kawakami, N., Karasawa, M., Coe, C. L., Love, G. D., & Ryff, C. D. (2018). Culture and social hierarchy: Self- and other-oriented correlates of socioeconomic status across cultures. *Journal of Personality and Social Psychology*, 115(3), 427–445. <https://doi.org/10.1037/pspi0000133>

Park, J., Kitayama, S., Markus, H. R., Coe, C. L., Miyamoto, Y., Karasawa, M., Curhan, K. B., Love, G. D., Kawakami, N., Boylan, J. M., & Ryff, C. D. (2013). Social status and anger expression: The cultural moderation hypothesis. *Emotion, 13*(6), 1122–1131. <https://doi.org/10.1037/a0034273>

意见 2: 虽然文章介绍了公正世界假说和公正资本理论，但在具体假设的构建上，二者之间的理论桥梁并不清晰。作者应进一步明确说明，为什么选择这些理论，并将其与研究假设的关系进一步理清，尤其是在社会经济地位不同类型和不同公正世界信念维度之间的互动机制。此外，请核实公正资本理论存在的文献依据，还是“公正资本”只是解释公平感知的一个术语或者概念而已。

回应: 1. 关于为什么选择“公正世界假说”和“公正资本理论”的问题，我们在修改稿中进一步进行了说明，尤其突出了二者之间的理论桥梁(见“1.1 竞争性理论与冲突性证据”部分第一段; p.5):

关于社会经济地位与公正世界信念之间的关系，目前存在两种被广泛关注且提出了不同预期的理论，即公正世界假说(just world hypothesis)(Lerner, 1965)与公正资本理论(justice capital theory)(Bartholomaeus, 2025; Thomas, 2022; Thomas et al., 2024)。前者强调个体出于维持世界有序与可预测的动机，倾向于相信“人们得其所应得”，从而对现实生活中的不公正进行合理化，以维持对现实世界的“虚幻”的控制感(Lerner, 1980)。后者则将公正世界信念视为一种具有适应功能的心理资源或“资本”，认为其根植于个体积累的公正经验，并有助于个体在遭遇不公时调动资源、重建公正(Thomas, 2022)。例如，具有较高公正经验的个体通常拥有更强的公正世界信念，他们更倾向于相信“努力会带来回报”，从而在面对不公时表现出更强的控制感与应对能力(Scholz & Strelan, 2021; Strelan & Callisto, 2020)。概而言之，传统的公正世界假说更侧重于将公正世界信念理解为一种动机驱动的认知偏差(或错觉; 见 Lerner, 1980)，而公正资本理论则强调其作为经验基础上的适应性资源。

2. 针对专家指出的，结合公正世界信念的两种理论，进一步阐述社会经济地位不同类型和不同公正世界信念维度之间的互动机制的问题，我们对“1.3 核心概念因素的调节作用”的“公正世界信念维度”部分进行了修改，进一步凸显了基于两种不同理论下，不同社会经济地位个体在公正世界信念维度的差异。修改后的内容如下(见 p.8):

公正世界信念常被划分为个人公正世界信念(相信自己受到公平对待)和一般公正世界信念(相信人们总体上受到公平对待)(Dalbert, 1999; Lipkusa et al., 1996)。虽然上述两个维度存在一定程度的相关，但在发展轨迹(Sun et al., 2024; Thomas et al., 2024)和心理功能(Hu et al., 2024; Lutz et al., 2025)等方面存在差异。根据公正世界信念假说，个人公正世界信念往往被认为具有更强的自我保护功能(Chobthamkit et al., 2022)，其与更低抑郁

水平(Chobthamkit et al., 2022)、更多亲社会行为(Hu et al., 2024), 以及更少拖延与学术不端(Reinhardt et al., 2023)相关。相比之下, 一般公正世界信念则与反社会倾向, 如指责受害者(Kiral et al., 2024; Mikani & Rafiee, 2023)和不诚实行为(Tan et al., 2023)有关。鉴于低社会经济地位个体, 相比高社会经济地位个体, 更需要个人公正世界信念来发挥自我保护更能, 因而低社会经济地位的个体可能具有更高的个人公正世界信念。此外, 根据公正资本理论, 个人公正世界信念与个体直接的公正经验相关, 因而社会经济地位与个人公正世界信念(vs.一般公正世界信念)之间的关联可能会更强。据此, 无论是基于公正世界假说, 还是公正资本理论, 我们可以预测, 公正世界信念的不同维度可能在社会经济地位与公正世界信念之间起调节作用(H5)。

3. 关于专家指出的, 核实公正资本存在的文献依据, 以及公正资本是否只解释公平感知的一个术语或者概念的问题: 首先, 公正资本理论(justice capital theory)源于 Thomas(2022)发表于《International Journal of Psychology》的文章 A dark lens or a dark world? Conceptualising Justice Capital, 且目前已经有一系列关于该理论的文章(Bartholomaeus, 2025; Jin & Yang, 2026; Lyu et al., 2025; Thomas, 2022; Thomas et al., 2024)。与传统的公正世界假说(Lerner, 1980)强调公正世界信念的防御功能和反社会功能不同, 公正资本理论系统阐明了公正世界信念形成的现实基础, 以及对个体的积极适应价值。因而, 该理论并非只是解释公平感知的一个术语或概念。

参考文献

- Bartholomaeus, J. (2025). Who believes in a just world? A multilevel latent profile analysis of Justice Capital using the European Social Survey. *Journal of Personality*, 93(2), 449–462. <https://doi.org/10.1111/jopy.12947>
- Jin, Y., & Yang, Y. (2026). How childhood shapes adolescents' belief in justice: A longitudinal study examining the link between childhood stressful environment and belief in a just world. *Journal of Personality*, 94(2), 252–263. <https://doi.org/10.1111/jopy.13028>
- Lerner, M. J. (1980). *The belief in a just world: A fundamental delusion*. New York: Plenum.
- Scholz, D., & Strelan, P. (2021). In control, optimistic, and resilient: Age-related effects of believing in a just world among adolescents. *Personality and Individual Differences*, 171, 110474. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2020.110474>
- Strelan, P., & Callisto, J. (2020). Good outcomes are more likely for me than you—Especially in a just world. *Personality and Individual Differences*, 163, 110033. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2020.110033>

意见 3: 调节效应的变量选取过于单一集中在两个核心变量, 是否还有其他的调节变量呢? 分析的深度有待提高。此外, 对调节变量作用的具体机制分析较为表面。尤其是基尼系数、社会经济地位类型等因素在调节效应中的作用需要更为细致的探讨。文章可以通过进一步的理论讨论, 解释这些调节变量为何以及如何影响社会经济地位与公正世界信念之间的关系。

回应：1. 关于“调节效应变量选取较为集中”的问题，本研究在变量选择上主要基于理论驱动，重点考察了与核心研究问题最直接相关的调节因素，以更清晰地检验社会经济地位与公正世界信念关系的理论假设。与此同时，我们亦对若干潜在方法学变量与样本特征变量(如年龄分组、性别比例、数据来源等)进行了编码与分析，但由于这些变量在既有理论框架中与核心变量之间的关联相对有限，因此未作重点讨论。此外，根据第一位审稿专家的意见，我们在修订稿中进一步补充了针对研究方法(横断研究 vs.纵向研究)与社会经济地位测量方式(实验操纵 vs.问卷测量)的编码与分析(详见针对第一位审稿专家#意见3中第5点的回复)。

2. 我们在修改稿中加强了对调节变量(尤其是基尼系数、公正信念维度、社会经济地位指标)具体作用机制的分析，尤其加强了这部分内容与两种核心理论(公正世界假说和公正资本理论)之间的联结。

(1)关于“经济不平等(基尼系数)”部分，修改后的内容如下(见 p.6-7)：

经济不平等指国家在收入与资源结构上的差距，通常以基尼系数(Gini coefficient)来衡量(Charles et al., 2022)。在高经济不平等社会中(vs.低经济不平等社会)，经济与社会资源(如教育、医疗、就业与政治参与等)往往更加集中于高社会阶层。这种结构性分化不仅限制了低社会经济地位个体向上流动的机会，还使其在日常生活中更频繁地暴露于系统性不公之中(如资源获取受限和歧视)(Chetty et al., 2014; Massey, 1990)。研究表明，在高经济不平等社会中，低社会经济地位个体在健康、教育与社会福利等方面体现出显著劣势(Dittmann & Stephens, 2017; Stephens et al., 2012)。高经济不平等还会增加阶层焦虑(Melita et al., 2021)，以及关于阶层的刻板印象(Tanjitpiyanond et al., 2022)。据此，按照公正世界假说，在高经济不平等社会中(vs.低经济不平等)，低社会经济地位个体会更倾向于发展出具有防御功能的公正世界信念。换言之，公正世界假说预测，高经济不平等会强化社会经济地位与公正世界信念之间的负向关系(H2a)。按照公正资本理论，高经济不平等社会中，高、低社会经济地位个体在公正资本上的差距会扩大：一方面，低社会经济地位个体会因经济资源有限和制度保护不足，而持续遭遇不公平待遇(如信贷获取难)(Mdingi & Ho, 2021)；另一方面，高社会经济地位个体则可利用精英网络获得教育、医疗或法律救济的优先资源，从而强化其公正资本优势(Piketty, 2014)。因而，公正资本理论预测，高宏观经济不平等会强化社会经济地位与公正世界信念之间的正向关系(H2b)。

参考文献

Chetty, R., Hendren, N., Kline, P., & Saez, E. (2014). Where is the land of opportunity? The geography of intergenerational mobility in the United States. *The Quarterly Journal of Economics*, 129(4), 1553–1623. <https://doi.org/10.1093/qje/qju022>

Massey, D. S. (1990). American apartheid: Segregation and the making of the underclass. *American Journal of Sociology*, 96(2), 329–357. <https://doi.org/10.1086/229532>

Dittmann, A. G., & Stephens, N. M. (2017). Interventions aimed at closing the social class achievement gap: Changing individuals, structures, and construals. *Current Opinion in Psychology*, 18, 111–116. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2017.07.044>

Stephens, N. M., Markus, H. R., & Fryberg, S. A. (2012). Social class disparities in health and education: Reducing inequality by applying a sociocultural self model of behavior. *Psychological Review*, 119(4), 723–744. <https://doi.org/10.1037/a0029028>

(2)关于“公正世界信念维度”部分，修改后的内容如下(见 p.8):

公正世界信念常被划分为个人公正世界信念(相信自己受到公平对待)和一般公正世界信念(相信人们总体上受到公平对待)(Dalbert, 1999; Lipkusa et al., 1996)。虽然上述两个维度存在一定程度的相关，但在发展轨迹(Sun et al., 2024; Thomas et al., 2024)和心理功能(Hu et al., 2024; Lutz et al., 2025)等方面存在差异。根据公正世界信念假说，个人公正世界信念往往被认为具有更强的自我保护功能(Chobthamkit et al., 2022)，其与更低抑郁水平(Chobthamkit et al., 2022)、更多亲社会行为(Hu et al., 2024)，以及更少拖延与学术不端(Reinhardt et al., 2023)相关。相比之下，一般公正世界信念则与反社会倾向，如指责受害者(Kiral et al., 2024; Mikani & Rafiee, 2023)和不诚实行为(Tan et al., 2023)有关。鉴于低社会经济地位个体，相比高社会经济地位个体，更需要个人公正世界信念来发挥自我保护功能，因而低社会经济地位的个体可能具有更高的个人公正世界信念。此外，根据公正资本理论，个人公正世界信念与个体直接的公正经验相关，因而社会经济地位与个人公正世界信念(vs.一般公正世界信念)之间的关联可能会更强。据此，无论是基于公正世界假说，还是公正资本理论，我们可以预测，公正世界信念的不同维度可能在社会经济地位与公正世界信念之间起调节作用(H5)。

(3)关于“社会经济地位的类型”部分，修改后的内容如下(见 p.8-9):

研究者通常采用主观和客观两种类型来评估个体的社会经济地位。客观类型的指标包括教育、职业、家庭收入等可量化的特征；而主观类型的指标则反映个体感知到的社会等级(Kraus et al., 2012)。证据表明，主观社会经济地位对个体心理层面的影响可能具有更显著意义(Weinberg et al., 2023; Zhao et al., 2023)。例如，主观社会经济地位在预测幸福感、社会信任等方面比客观社会经济地位具有更强效力(García-Sánchez et al., 2024; Guo & Li, 2025; Ran et al., 2024)。因此，主观社会经济地位与公正世界信念之间的关联可能会更强。具体而言，基于公正世界假说，主观社会经济地位比客观社会经济地位能够更显著负向预测公正世界信念；而基于公正资本理论，主观社会经济地位比客观社会经济地位能够更显著正向预测公正世界信念。总之，我们预测，社会经济地位的测量类型可能会调节社会经济地位与公正世界信念之间的关系(H6)。

意见 4: 作者关键性的引文需要提高质量, 比如论述社会经济地位与公正世界信念的关系, 尽量提供一些纵向或者实验的证据, 横断研究的结果仅供参考, 并不充分。目前三篇纵向研究文献都集中在 2024 年, 是否还有其他的纵向追踪研究。

回应: 通过系统性搜索, 我们在“1.1 竞争性理论与冲突性证据”部分补充了新的纵向追踪研究(见 p.6):

纵向追踪研究亦表明, 社会经济地位能够跨时间正向预测公正世界信念(An et al., 2024; Ma & Wu, 2025)。例如, 一项研究对中国青少年进行了为期 8 个月的三次跟踪调查, 并采用潜在剖面分析(latent profile analysis; LPA)和潜在转变分析(latent transition analysis; LTA)考察主观社会经济地位与公正世界信念之间的关系。结果表明, 可根据青少年的公正世界信念水平将其可划分为高、中、低三个类别; 且主观社会经济地位能够显著正向预测青少年所处的类别。不仅如此, 较高的主观社会经济地位能够预测个体从低公正世界信念类别向高公正世界信念类别转变(An et al., 2024)。

参考文献

- An, Y., Lu, A., Chen, W., Xue, S., Ke, X., Li, J., & He, W. (2024). Transcending belief: exploring the impact of belief in a just world on self-regulated learning in Chinese adolescents using latent transitions analysis. *Psychology Research and Behavior Management*, 3691–3708. <https://doi.org/10.2147/PRBM.S473451>
- Ma, X., & Wu, H. (2025). Longitudinal association of subjective social status with aggression: The mediating role of belief in a just world and self-compassion. *Journal of Interpersonal Violence*, Article 08862605251368930. <https://doi.org/10.1177/08862605251368930>

意见 5: 样本和文化差异的局限性讨论不够充分: 尽管纳入了来自多个国家的数据, 样本的地理分布仍然存在较大偏倚。文章中缺乏对不同国家或地区文化背景对研究结果的潜在影响的充分讨论。

回应: 感谢审稿专家的宝贵意见。我们在修改稿中对样本偏倚问题, 以及缺乏多样化国家或地区背景如何影响研究结果的问题进行了更充分讨论(见“4.2 宏观经济不平等和社会文化因素的调节作用”第二段; p.20)。修改后的段落如下:

本研究结果并未发现, 权力距离和个人主义—集体主义两种文化维度调节社会经济地位与公正世界信念之间的关系, 因此未能支持 H3 和 H4。若干方法学因素可能导致这一零结果。首先, Hofstede(2011)的文化指标是国家层面的平均值, 这类聚合数据难以反映个体层面的文化差异。具体而言, 同一国家内部个体在文化价值观上存在显著异质性, 而将所有样本赋予统一的国家文化得分, 会导致文化变量与个体心理过程之间的不匹配, 从而削弱其对社会经济地位与公正世界信念关系的解释力。此外, 以国家平均值作为个体文化取向的代理变量, 其测量精度有限, 在元回归分析中可能引入测量误差, 进

而导致交互项效应被削弱。其次，纳入研究所覆盖的国家数量有限，且相当一部分研究来自中国大陆(38 项，占 65.52%)和美国(10 项，占 17.24%)，而来自其他国家的研究数量相对较少。这种国家分布的不均衡可能从两个方面降低检测文化变量调节效应的统计功效。其一，调节效应的检验依赖于调节变量具有充分的变异性，而当样本主要集中于少数国家时，文化维度(如权力距离、个人主义—集体主义)的取值范围受到限制，从而削弱元回归分析对调节效应的敏感性(Higgins & Thompson, 2002)。其二，当某些文化类别(如高个体主义或低权力距离国家)效应量较少时，统计模型难以形成稳定比较，进而降低检验跨组差异的统计功效(Hedges & Pigott, 2001)。综上，本研究中国家样本分布的偏倚，可能在一定程度上限制了文化变量变异范围及其解释力，从而使潜在的调节效应未能达到显著水平。

参考文献

Hedges, L. V., & Pigott, T. D. (2001). The power of statistical tests in meta-analysis. *Psychological Methods*, 6(3), 203–217. <https://doi.org/10.1037/1082-989X.6.3.203>

Higgins, J. P. T., & Thompson, S. G. (2002). Quantifying heterogeneity in a meta-analysis. *Statistics in Medicine*, 21(11), 1539–1558. <https://doi.org/10.1002/sim.1186>

意见 6：理论贡献与实际应用之间的联系薄弱。虽然文章在理论框架上有所贡献，但缺乏对研究结果在实际社会层面的应用探讨。

回应：我们在修改稿中(见“6 结论与启示”部分；p.22)进一步强化了研究结果在现实情境中的应用阐释，如下：

相应的，本研究结果具有如下启示：首先，增强国家宏观经济的平等程度，尤其是通过制度设置来保障低社会经济地位个体受到公平对待，如通过完善基层法律援助体系、透明化教育与就业选拔机制，确保个体在现实经验中积累对制度响应性的正向预期，将有助于缩小不同阶层在“公正资本”上的差距。其次，当短期内无法改变个体的客观社会经济地位时，通过调节个体的社会经济地位知觉和对不同维度公正现状(个人公正 vs. 一般公正)的关注程度，或将有利于提升个体的公正世界信念。例如，政府在提供公共服务时可优先保障民众的“个人公正”体验。相比难以触及和快速改变的宏观社会公平，这种与个体努力直接挂钩的公正感，更能有效维持低阶层群体对未来的积极预期，发挥公正信念在维护社会稳定中的作用。

意见 7：文章结果支持了 H6，但对背后的心理机制缺少深入剖析。作者应进一步探讨不同社会经济地位个体如何感知不平等，以及这种不平等感知如何具体影响公正世界信念的形成，进而推动个体的行为选择。可以进一步探讨感知不平等如何与情绪调节、认知偏差等心

理机制交互作用，影响个体的信念系统和社会行为。对于其他几个主要结果，讨论的深度也有待加强。

回应：本研究 H6 主要涉及社会经济地位类型的调节效应。在关于 H6 的讨论部分(详见“4.3 核心概念因素的调节作用”)，我们着重围绕“相比客观社会经济地位，主观社会经济地位与公正世界信念之间具有显著更强的关联”这一核心结果进行了讨论，即阐述为何会出现该结果，以及该结果与以往研究结果之间的关联。关于专家指出的，应进一步探讨不同社会经济地位个体如何感知不平等，以及这种不平等感知如何影响情绪调节、认知偏差，进而影响公正世界信念的形成等相关内容，我们同意专家的观点，认可这种机制探讨确实非常重要。然而，鉴于该内容不仅仅涉及对 H6 结果的讨论，且这些潜在心理过程并非本元分析重点考察的内容(考察中介机制的最佳方法是进行结构方程元分析)(Steinmetz & Block, 2022)，故而我们z将专家提到的关于这些心理机制的讨论放到“5 局限与未来研究方向”部分。我们在该部分增加了如下内容(见 p.22)：

最后，本研究着重从社会经济地位如何影响个体的公正资本，以及对防御性心理功能的需求来探讨社会经济地位如何影响个体的公正世界信念，但并未对社会经济地位如何影响和塑造其它个体心理状态或特征(如不公平感知、情绪调节、认知偏差、行为倾向)(陈思静 等, 2022; 胡小勇 等, 2026; 孙庆洲 等, 2023; Kraus et al., 2012; Wang et al., 2025)，进而影响公正世界信念的潜在心理过程进行探讨。未来的研究可以采用结构方程元分析(Meta-analytic SEM)(Steinmetz & Block, 2022)来探讨这种潜在机制。

参考文献

Steinmetz, H., & Block, J. (2022). Meta-analytic structural equation modeling (Masem): New tricks of the trade. *Management Review Quarterly*, 72(3), 605–626. <https://doi.org/10.1007/s11301-022-00293-6>

意见 8：H3, H4 没有得到验证，作者要深入反思一下纳入文献的分布性、样本代表性，建议重新梳理纳入的文献。若没有足够的文献，为什么要选取这两个维度呢。根据审稿人经验，这两个文化维度与研究主题关系可能非常密切。

回应：我们高度认同专家所指出的，权力距离和个人主义—集体主义是解释阶层心理差异的核心维度，这亦是z我们选取这两个维度进行重点分析的原因。在编码过程中，本研究总计 113 个效应量，其中 108 个(95.58%)成功匹配了文化维度得分，因此数据量充足(见“表 1 残差异质性检验及调节效应分析”)。我们在修改稿中对导致 H3 和 H4 没有得到验证的原因进行了更深入分析(见“4.2 宏观经济不平等和社会文化因素的调节作用”部分第二段；p.20-21)，如下：

本研究结果并未发现，权力距离和个人主义—集体主义两种文化维度调节社会经济地位与公正世界信念之间的关系，因此未能支持 H3 和 H4。若干方法学因素可能导致这一

零结果。首先，Hofstede(2011)的文化指标是国家层面的平均值，这类聚合数据难以反映个体层面的文化差异。具体而言，同一国家内部个体在文化价值观上存在显著异质性，而将所有样本赋予统一的国家文化得分，会导致文化变量与个体心理过程之间的不匹配，从而削弱其对社会经济地位与公正世界信念关系的解释力。此外，以国家平均值作为个体文化取向的代理变量，其测量精度有限，在元回归分析中可能引入测量误差，进而导致交互项效应被削弱。其次，纳入研究所覆盖的国家数量有限，且相当一部分研究来自中国大陆(38 项，占 65.52%)和美国(10 项，占 17.24%)，而来自其他国家的研究数量相对较少。这种国家分布的不均衡可能从两个方面降低检测文化变量调节效应的统计功效。其一，调节效应的检验依赖于调节变量具有充分的变异性，而当样本主要集中于少数国家时，文化维度(如权力距离、个人主义—集体主义)的取值范围受到限制，从而削弱元回归分析对调节效应的敏感性(Higgins & Thompson, 2002)。其二，当某些文化类别(如高个体主义或低权力距离国家)效应量较少时，统计模型难以形成稳定比较，进而降低检验跨组差异的统计功效(Hedges & Pigott, 2001)。综上，本研究中国家样本分布的偏倚，可能在一定程度上限制了文化变量变异范围及其解释力，从而使潜在的调节效应未能达到显著水平。

最后，我们对全文进行了进一步梳理和凝练。例如，将“社会经济地位的测量指标”修改为“社会经济地位类型”，以更清楚指代主观和客观两种社会经济地位类型。在格式规范方面，统一将“个人主义-集体主义”修改为“个人主义—集体主义”。在术语使用方面，将“效应值”一词统一修改为“效应量”，以确保学术表达的一致性与严谨性。

再次衷心感谢两位审稿专家的宝贵意见！

第二轮

审稿人 1 意见：

意见 1：如作者在引言和讨论不分[部分]提到，公正世界和公正资本假说对社会经济地位与公正世界信念关系的解释是对立，甚至是竞争性的。但从结果来看(H2A, H2B)，在经济不平等这个调节因素的影响下，有没有可能这两种观点对二者关系的解释恰好是互补。

回应：我们完全赞同专家的观点，并已在修改稿“4.2 宏观经济不平等和社会文化因素的调节作用”部分(见 p.20)补充了详细的讨论。具体内容如下：

这可能是由于，一方面，严重的不平等会削弱制度的可预测性与回报的正当性，使得即便处于社会高阶层的个体，也难以完全免于系统性不公的影响(即削弱其公正资本)。与

该观点一致，研究者指出，高度不平等所带来的结构性失衡与经济增长乏力，可能降低高阶层原本预期的经济与社会回报(Mdingi & Ho, 2021)。Andersen 和 Curtis(2015)基于 24 个国家的调查数据发现，收入不平等的扩大会将其负面影响延伸至高社会阶层。另一方面，这种高度不平等社会中的社会阶层与公正世界信念之间的负向关系亦可能通过公正世界假说进行解释，即高度不平等社会中(相比低不平等社会)，低阶层个体更需要“公正错觉”来应对其不利处境。综上，公正资本理论和公正世界假说或可互补性解释宏观经济不平等的负向调节效应。

意见 2：3.1 研究分布和质评得分作者使用了大量的语言描述，建议放在一个表格里。

回应：我们仔细评估了将“研究分布和质评得分”部分(即“3.1 纳入文献与质量评估”；见p.13)的内容转化为表格的可行性。考虑到该部分涉及的信息维度较为繁杂(包含文献类型、语言、国家分布、年份跨度、效应量方向及按研究设计划分的质评得分等)，强制归类为表格可能会导致表格结构过于庞杂，反而可能降低文章的整体可读性。此外，近期发表于《心理学报》和《心理科学进展》的多篇元分析研究也普遍采用文字描述的方式。基于上述考虑，我们在修改稿中暂时保留了文字表述的方式。如评审专家或编辑评估后仍认为采用表格呈现更优，我们非常乐意在后续修改中补充相应的汇总表格。

参考文献

林荣茂, 余巧华, 胡添祥, 张九妹, 叶玉珊, 连榕. (2025). 敬畏感与亲社会行为关系的三水平和结构方程模型元分析. *心理学报*, 57(4), 631–664. <https://doi.org/10.3724/SP.J.1041.2025.0631>

黄传斌, 王阳, 丁毅, 郭永玉. (2026). 公正世界信念对第三方惩罚的影响：一项三水平元分析. *心理科学进展*, 34(6), 992–1009. <https://doi.org/10.3724/SP.J.1042.2026.0992>

意见 3：文中的一些细节再注意，如连接符，有的用中文，有的用英文格式。

回应： 我们已对全文中的连接符进行了统一检查与规范，将原先的中文宋体连接符统一修改为英文 Times New Roman 格式。例如：“个体主义—集体主义”(见 p.7 等多处)、“自我—他人定向”(见 p.6)等处均已完成相应修改。

.....

审稿人 2 意见：

感谢作者对我之前意见的认真回应和细致修改，以下是一些额外意见和建议，希望作者进一步修改完善。

意见 1：目前引言部分主要论述了权力距离、个人主义—集体主义是否影响公正世界信念，但未能清晰阐释这些文化维度如何具体调节社会经济地位和公正世界信念的关系。请作者对该部分做进一步澄清。

回应：我们在修改稿中更清晰地阐释了文化维度的具体调节方向：(1)关于权力距离部分的修改如下(另见“1.2.2 文化价值观”；p.7)：

这意味着，权力距离可能在社会经济地位与公正世界信念之间起调节作用。具体而言，基于公正世界假说，权力距离会弱化社会阶层与公正世界信念之间的负向关联；而基于公正资本理论，权力距离会弱化社会阶层与公正世界信念的正向关联(H3)。

(2)关于个人主义—集体主义部分的修改如下(另见“1.2.2 文化价值观”部分；p.8)：

据此可推，个人主义—集体主义这一文化维度可能在社会经济地位与公正世界信念之间起调节作用。具体而言，个人主义可能会通过强化个体归因，进而强化社会阶层与公正世界信念之间的关联，而集体主义则可能会通过强化外归因，进而弱化社会阶层与公正世界信念之间的关联(H4)。

意见 2：非常感谢作者分享的论文(Oyserman et al., 2002)。该元分析对 Hofstede 的个人主义—集体主义—进行了跨国的差异比较，结果发现美国与印度在个人主义维度上的差异效应很小。但值得注意的是，Hofstede 的个人主义—集体主义构念可能与社会现实存在距离，可能会高估英语国家中的个人主义和东亚国家的集体主义(Akaliyski et al., 2026)。基于此，Akaliyski 等人(2026)开发了一个新的个人主义—集体主义测量指标，并证实该指标具有良好的内部一致性、时间稳定性和测量效度。因此，建议作者在讨论部分简要补充 Hofstede 指标局限性。

Akaliyski, P., Vignoles, V. L., Welzel, C., & Minkov, M. (2026). Individualism–collectivism: Reconstructing Hofstede’s dimension of cultural differences. *Journal of Personality and Social Psychology*, 130(2), 308–356.

回应：我们已在“4.2 宏观经济不平等和社会文化因素的调节作用”部分补充了关于 Hofstede 文化测量指标局限性的讨论，以进一步解释文化维度调节效应不显著的潜在原因(见 p.20-21)：

最后，Hofstede 划分的文化维度本身可能存在跨时代测量效度上的局限性。正如 Akaliyski 等人(2026)指出的，Hofstede 的个人主义—集体主义构念可能已与当前的社会现实存在脱节，存在高估英语国家个人主义和东亚国家集体主义的倾向。这意味着，传

统的文化维度指标可能无法准确捕捉当代跨国文化价值观的真实变异,从而进一步削弱了其在元回归分析中解释社会经济地位与公正世界信念关系的有效性。

参考文献

Akaliyski, P., Vignoles, V. L., Welzel, C., & Minkov, M. (2026). Individualism–collectivism: Reconstructing Hofstede’s dimension of cultural differences. *Journal of Personality and Social Psychology*, 130(2), 308–356. <https://doi.org/10.1037/pspp0000580>

意见 3: 细节问题: 系统公正理论(system justification theory)应为系统合理化理论: “将巨大的收入与权利差距合理化”, 应是“权力”(power), 而非权利(right); “表 2 调节变量的元回归分析结果”中既包括元回归分析也包括亚组分析结果, 是否存在笔误? 请作者对全文进行检查, 以确保学术表达的一致性与严谨性。似然比检验法结果可参考以往研究报告(林荣茂 等, 2025)。

林荣茂, 余巧华, 胡添祥, 张九妹, 叶玉珊, 连榕. (2025). 敬畏感与亲社会行为关系的三水平结构方程模型元分析. *心理学报*, 57(4), 631 – 664.

回应: 我们在“1.1 竞争性理论与冲突性证据”部分将系统公正理论更正为系统合理化理论(见 p.5); 同时在“1.2.2 文化价值观”部分将收入与权利差距合理化更正为收入与权力差距合理化(见 p.7); 此外, 我们将“表 2 调节变量的元回归分析结果”更正为“表 2 调节变量的元回归分析与亚组分析结果”(见 p.16)。最后, 关于异质性检验结果, 我们原来参考的是 Kelly 等人(2024)的元分析研究。根据专家建议, 我们参考了林荣茂等人(2025)的研究, 将“3.2 主效应与异质性检验”部分的异质性结果做了如下调整(见 p.13):

似然比检验进一步显示, 当前研究在研究内方差(水平 2)($\sigma^2 = 0.009$, $p < 0.001$)和研究间方差(水平 3)($\sigma^2 = 0.008$, $p < 0.001$)均存在显著差异。从方差构成来看, 抽样方差(水平 1)占总变异的 3.46%, 研究内方差(水平 2)占 50.97%, 研究间方差(水平 3)占 45.57%。

参考文献

Kelly, J. M., Kramer, S. R., & Shariff, A. F. (2024). Religiosity predicts prosociality, especially when measured by self-report: A meta-analysis of almost 60 years of research. *Psychological Bulletin*, 150(3), 284–318. <https://doi.org/10.1037/bul0000413>

第三轮

编委 1 意见：

作者基于公正世界信念的两个竞争理论进行了元分析，元分析纳入文献的范围是那些采用量表法测量公正世界信念的研究，而公正世界信念的研究有不少是采用实验法进行的研究，并且，竞争性理论中的公正世界假说（即社会经济地位与公正世界信念存在负相关）似乎主要基于实验法，相对来说，另一个理论-公正资本理论（即社会经济地位与公正世界信念存在正相关）则主要基于量表法。如此，本文基于量表法得出的元分析结果，尽管倾向于支持社会经济地位与公正世界信念存在正相关，但因为没有纳入实验法的研究，很难得出支持公正资本理论的结论。请作者在综合考虑必要性和可行性的基础上，决定是否纳入公正世界信念实验法的研究，并给出详细的论证说明。如果最终决定是不纳入实验法，请对论文的论述（包括综述和讨论）进行充分的调整以得到更严谨的结论。

回应：感谢编委专家的宝贵建议。确实已有不少研究采用实验法对公正世界信念进行操纵(如杨莎莎, 陈思静, 2022; Bartholomaeus et al., 2023; Zhang & Zhang, 2025)。然而，在这些研究中，公正世界信念通常是作为自变量或中介变量加以操纵，以考察其对结果变量(如第三方惩罚、赋权感、积极与消极情绪、社会信任)的影响。本研究关注的是公正世界信念作为结果变量时，其与社会经济地位之间的关系。因此，此类对公正世界信念进行实验操纵的研究，其研究设计及效应量类型均不符合本元分析的纳入标准，故未被纳入本元分析。

同时，我们在元分析中也关注了自变量不同测量和操纵方式可能对研究结果产生的影响。具体而言，在对社会经济地位进行编码时，我们区分了采用问卷测量和实验操纵两类研究。然而，正如我们在“表 1 残差异质性检验及调节效应分析”的说明部分(p. 15)指出的，由于来自实验操纵研究的效应量仅有 2 个($k = 2$)，难以获得稳定可靠的调节效应估计，故而未进一步对该变量进行调节效应分析。

最后，我们非常同意编委专家指出的，基于实验法得出的研究结果(探讨社会阶层对公正世界信念的即时效应)可能更有利于公正世界假说，而基于问卷法得出的研究结果(探讨社会阶层对公正世界信念的长期效应)可能更有利于公正资本理论。由于本研究主要纳入的是采用问卷法的研究，因而研究结果可能更符合公正资本理论的预期。为更充分说明上述观点，我们对讨论部分针对为何本研究结果未能支持公正世界假说的段落进行了修改(详见“4.1 公正世界假说 vs. 公正资本理论”部分第二段，p. 19)：

其一，公正世界信念的防御功能可能主要体现为情境性或短期的“状态”提升，而非稳定的“特质”差异。换言之，即时威胁可能会在短期内提升公正世界信念(Hafer, 2000; Kay et al., 2008)，进而支持公正世界信念假说。然而，本元分析纳入的研究主要采用横断面的问卷测量方法，其结果可能主要反映相对稳定的特质性公正世界信念，而较难揭示急性

威胁情境下低社会经济地位个体暂时性防御机制所导致的公正世界信念提升。采用纵向设计或实验设计的研究，可能有助于揭示公正世界信念的动态变化过程。一项近期的跟踪研究(Sun et al., 2024)表明，高社会经济地位青少年在 T1 时的个人公正世界信念和一般公正世界信念水平均较高，这一结果支持公正资本理论。然而，该研究结果同时揭示，但低社会经济地位青少年的个人公正世界信念在随后两年中的增长率更高。这一结果可能反映了低社会经济地位个体在发展过程中存在补偿性的心理适应机制，从而为公正世界信念假说提供了一定支持。

同时，我们在“4.1 公正世界假说 vs. 公正资本理论”部分第二段中以脚注的形式增加如下表述(见 p. 19)：

²正如我们在“表 1 残差异质性检验及调节效应分析”的底部说明部分所指出的，由于来自实验研究的效应量仅有 2 个($k = 2$)，难以获得稳定可靠的调节效应估计，故而未进一步对该变量进行调节效应分析。

参考文献

杨莎莎, 陈思静. (2022). 第三方惩罚中的规范错觉: 基于公正世界信念的解释. *心理学报*, 54(3), 281–299. <https://doi.org/10.3724/SP.J.1041.2022.00281>

Bartholomaeus, J., Burns, N., & Strelan, P. (2023). The empowering function of the belief in a just world for the self: Trait-level and experimental tests of its association with positive and negative affect. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 49(4), 510–526. <https://doi.org/10.1177/01461672211072823>

Liu, Y., Zhang, X., Yao, S., Zhang, W., Wang, Y., Chen, J., & Mu, Y. (2025). From challenge to confidence: The collapse of trust in the pandemic era and the protective role of belief in a just world. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 01461672251335364. <https://doi.org/10.1177/01461672251335364>

编委 2 意见：

仔细阅读后，发现文稿仍存在一些细节问题，供作者参考修改：

意见 1：“高权力距离的社会文化可能会弱化社会阶层与公正世界信念之间的关联程度，这是因为：该文化中，来自不同阶层的个体，尤其是低阶层个体，会合理化现实中的不公。这意味着，权力距离可能在社会经济地位与公正世界信念之间起调节作用。” (p. 7) 这一段的表述容易引发困惑：作者在前文基于公正世界假说预测社会经济地位与公正世界信念呈负相关，还借助系统合理化理论佐证了这一观点，指出“即越是处于不利处境中的个体(如低阶层个体和少数族裔个体)，越相信系统是公正的”(pp. 5-6)。为什么同样是合理化解释，在第 7 页却成为“弱化社会经济地位与公正世界信念关联”的原因？

回应：感谢编委专家的建设性意见。原稿此处的表述确实容易引起歧义。为明确区分两种理论路径下权力距离的作用机制，我们对“1.2.2 文化价值观”的权力距离部分(见 p. 7-8)进行重新梳理与调整：

权力距离 该文化维度反映了社会成员将不平等视为自然社会秩序的程度(Brockner et al., 2001)。高权力距离文化可能通过将巨大的收入与权力差距合理化(Basabe & Ros, 2005; Hofstede et al., 2010)，而影响公正世界信念。与此观点一致，一项涉及 12 个国家的研究发现，权力距离是公正世界信念的最强文化预测变量；其中，印度民众(同时具有高权力距离和高不平等特征)拥有最高公正世界信念(Furnham, 1993)。本研究假设，权力距离可能调节社会阶层与公正世界信念之间的关联程度。基于公正世界假说，低阶层个体可能通过合理化不公平来维持或增强公正世界信念。高权力距离文化(vs.低权力距离文化)可能会增强这种合理化倾向，从而强化社会阶层与公正世界信念之间的负向关联(H3a)。另一方面，基于公正资本理论，低阶层个体由于拥有较少的经济和社会资源而表现出更低的公正世界信念。高权力距离文化(vs.低权力距离文化)可能会通过更高的合理化倾向来削弱低阶层个体的不公平感知，进而弱化社会阶层与公正世界信念之间的正向关联(H3b)。

意见 2：“具体而言，个人主义可能会通过强化个体归因，进而强化社会阶层与公正世界信念之间的关联，而集体主义则可能会通过强化外归因，进而弱化社会阶层与公正世界信念之间的关联(H4)。”该假设是否有必要纳入归因风格？作者在本次元分析中并未检验归因风格的中介作用。

回应：感谢编委专家的宝贵建议。我们认同归因风格在解释社会经济地位与公正世界信念关系中的潜在中介作用。然而，本元分析的核心目标在于考察社会经济地位与公正世界信念之间的总体关联及其可能的调节效应，因此未对归因风格及其他潜在中介变量进行系统编码和综合分析。若要进一步检验各潜在中介机制，则需要对相关中介变量进行系统编码，并采用元分析结构方程模型(meta-analytic structural equation modeling, MASEM)等方法(Steinmetz & Block, 2022)进行分析，这已超出本研究的范畴。鉴于考察中介机制的重要性，我们在“5 局限与未来研究方向”部分(见 p. 22)建议，未来研究可采用结构方程元分析等方法，进一步考察不公平感知、情绪调节、认知偏差以及归因倾向等因素在社会经济地位影响公正世界信念过程中的中介作用。具体内容如下：

最后，本研究主要关注社会经济地位与公正世界信念之间的总体关联及其可能的调节效应，尚未进一步检验社会经济地位影响公正世界信念的潜在中介机制，例如不公平感知、情绪调节、认知偏差和归因倾向等(陈思静 等, 2022; 胡小勇 等, 2026; 孙庆洲 等, 2023; Kraus et al., 2012; Wang et al., 2025)。未来研究可对相关中介变量进行系统编码，并结合

元分析结构方程模型(meta-analytic structural equation modeling, MASEM)等方法 (Steinmetz & Block, 2022), 进一步揭示社会经济地位影响公正世界信念的作用机制。

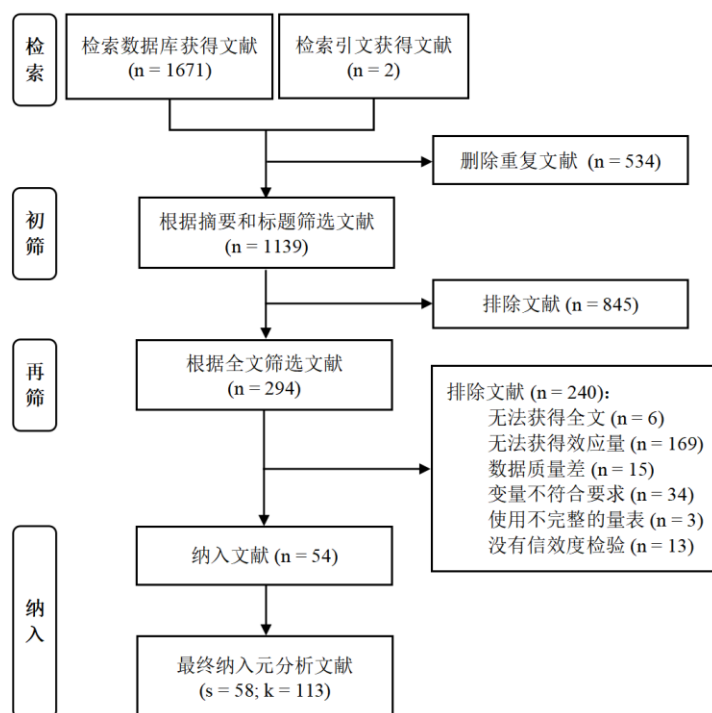
参考文献

Steinmetz, H., & Block, J. (2022). Meta-analytic structural equation modeling (MaseM): New tricks of the trade.

Management Review Quarterly, 72(3), 605–626. <https://doi.org/10.1007/s11301-022-00293-6>

意见 3: “图 1 文献检索流程图”中, 标注的“删除重复文献(n=1139)”是否容易让读者误解为一共删除了 1139 篇重复文献? 同理, 请检查流程图其他方框内的表述是否也存在类似歧义。

回应: 根据专家的建议, 我们对“图 1 文献检索流程图”进行了修改, 如下(详见 p. 10)。



意见 4: “将被试进一步划分为四个年龄组: 儿童(12 岁以下)、青少年(13-18 岁)、成年(19 岁及以上)和混龄(包含多个年龄段的样本)。” (p. 11)后文似乎并未出现与年龄分组相关的分析。对于主分析未涉及的编码内容, 是否应当将其划分依据和研究目的放在脚注中?

回应: 感谢编委专家的宝贵建议。首先, 关于年龄分组的分析结果, 我们确实未在正文中单独展开讨论, 这是因为: (1)年龄分组的调节效应并非本研究关注的核心调节变量; (2)其结果未达到显著水平。尽管如此, 我们已经在“表 1 残差异质性检验及调节效应分析”中呈现了该调节效应的结果(见 p. 15)。其次, 我们在“2.3 研究编码与质量评估”部分对所有变量的划分依据进行了详细说明(见 p. 11)。对样本年龄、性别比例、发表类型等变量进行编码, 其目的仅在于全面排查可能对主效应产生干扰的潜在人口学与方法学异质性来源, 且如“表

1 残差异质性检验及调节效应分析”所示，这些变量均未表现出显著调节效应(见 p. 15)，故未在正文中对这些结果展开讨论。若专家评估后仍认为有必要对这些变量的研究结果进行进一步说明，我们也非常乐意在后续修改中补充相应内容。

意见 5：“鉴于大多数研究报告了多个效应量，且这些效应量往往来源于同一被试样本(在统计上存在互依性)，故本研究采用三水平随机效应模型来评估总效应和异质性……”(p. 12) 三水平随机效应模型是本研究的关键分析方法，作者是否应当先简要说明该模型的基本原理？例如说明“三水平”是多层(multilevel)分析意义上的水平，还是作者所说的三种方差来源？以及该模型为什么能够解决效应量不独立的问题？此外，作者将国家层面的基尼系数、Hofstede 分数放在效应量层面进行元回归，这一处理是否合适？三水平随机效应模型能否解决国家内效应量嵌套(样本不独立)的问题？

回应：非常感谢编委专家的指导意见。第一，我们在原稿中确实未对三水平随机效应模型的基本原理进行详细说明。为此，我们在“2.4 数据分析”中更清晰地阐述三水平随机效应模型的统计学原理(p. 12)：

使用 R 4.4.0 中的 *metafor* 包(Viechtbauer, 2010)和 *dmetar* 包(Harrer et al., 2019)进行元分析。鉴于纳入文献的多数研究报告了多个效应量，且这些效应量常源于同一独立研究，因而这些效应量之间可能存在统计学上的互依性。传统元分析方法难以处理这种嵌套结构。三水平随机效应模型能有效分解三种变异源，包括抽样误差引起的效应量变异(水平 1)、同一研究内多个效应量间的变异(水平 2)，以及不同研究间的效应量变异(水平 3)。其中，水平 2 方差的引入意味着模型允许同一研究内部的效应量存在相关性，从而在无需对效应量进行平均(可能丢失有效信息)的前提下，有效控制同源数据的非独立性问题(Assink & Wibbelink, 2016)。为此，本研究采用三水平随机效应模型评估总效应和异质性，并检验调节效应、评估发表偏倚和进行敏感性分析。

第二，在统计模型中，基于“国家一年份”动态匹配的基尼系数，以及相对稳定的 Hofstede 分数，其本质仍是在不同独立研究之间产生变异。因此，我们在实际 R 语言建模中，是将其作为研究间的调节变量纳入三水平混合效应模型中，以解释不同研究背景带来的异质性。在具体技术路线上，我们参考了 Wu 等人(2025)发表于《*Psychological Bulletin*》上的一篇元分析文章；该文在标准三水平模型框架下，将国家级别的变量(如基尼系数、Hofstede 分数)作为研究间的调节变量纳入模型进行检验，以考察宏观背景对效应量的解释力度。

参考文献

- Assink, M., & Wibbelink, C. J. (2016). Fitting three-level meta-analytic models in R: A step-by-step tutorial. *The Quantitative Methods for Psychology*, 12(3), 154–174. <https://doi.org/10.20982/tqmp.12.3.p154>
- Wu, J. H., Balliet, D., Yuan, M. L., Li, W. Q., Chen, Y. Y., Jin, S. X., Luan, S. H., & Van Lange, P. A. M. (2025).

意见 6：“社会经济地位与一般公正世界信念($r = 0.07, t = 2.48, p = 0.016$)和个人公正世界信念($r = 0.14, t = 5.49, p < 0.001$)均呈显著正相关,而与综合维度(一般与个人公正世界信念合并)的关联不显著($r = 0.07, t = 1.49, p = 0.141$)。”此处两个关联的相关系数均为 $r=0.07$, 作者却仅根据 p 值将结果二分为“显著”和“不显著”,是否违背了效应量与元分析的研究初衷?根据我的理解,元分析的初衷本就是基于点估计和区间估计,为效应提供连续性的量化描述与解读。类似的问题在结果部分还有多处。

回应：感谢编委专家的专业指导。虽然上述两处的相关系数相同($r = 0.07$),但由于效应量个数不同,导致二者标准误与统计功效不同,最终表现为一个结果显著,而另一个结果不显著。此外,我们并非仅仅根据 p 值将结果二分为“显著”和“不显著”,而是同时结合“表 3 多变量调节效应分析:多元回归结果”(p. 17)的置信区间进行显著性判断。为避免读者困惑,我们在“3.3 调节效应检验”正文部分补充了各统计量相应的置信区间(详见 p. 14-15 标红处)。

意见 7：表 3 中的回归系数是否为标准化 β ? 基尼系数的标准化系数仅为 -0.01 吗?

回应：非常感谢编委专家的建议。在原稿中,我们在将连续型变量(如基尼系数、权力距离等)纳入元回归分析之前,并未对其进行标准化处理。经专家提醒,我们对所有连续型预测变量进行了标准化转换,并基于处理后的数据重新运行了单变量调节效应分析及多变量元回归检验。经对比,标准化转换后,所有连续型变量的调节效应方向与显著性未发生变化(个别统计数值有细微变化,详见修改稿“3.3 调节效应检验”与“3.4 多变量调节效应检验”的标红部分)。故而,现表 3 中的回归系数为标准化 β 。为避免困惑,我们在“表 3 多变量调节效应分析:多元回归结果”(p. 17)底部添加注释,指出 β 为标准化回归系数, SE 为标准误。对基尼系数进行标准化处理后,其标准化 β 系数为 -0.04(我们对该结果进行了仔细核对)。为确保研究的透明性与可重现性,我们已将重新分析后的分析代码及输出结果

(Rmarkdown 格式)上传至 OSF 平台:

(https://osf.io/kvg8x/?view_only=f64840a720d04902acaf1d3eb262966e)

最后,再次衷心感谢两位编委专家的宝贵意见!

第四轮

编委 1 意见：同意发表。

编委 2 意见：作者对部分意见的回复仍有不完善之处，建议作者小幅修改，以下为我提出的具体修改意见，供作者参考：

意见 1：我完全理解中介效应并非本文的分析重点，我的建议是作者不要在 H4 中提出带有中介意味的假设，仅提出调节效应假设即可；调节效应的作用机制，可以放在假设解释部分与讨论环节进行阐述。

回应：感谢编委的建设性意见。我们对“1.2.2 文化价值观”中个人主义—集体主义部分的内容重新进行了梳理，避免在调节效应的假设中带有中介意味。修改后的内容如下(见 p. 8)：

由上可见，个人主义可能会通过强化个体归因，进而强化社会阶层与公正世界信念之间的关联，而集体主义则可能会通过强化外部归因，进而弱化社会阶层与公正世界信念之间的关联。为此，我们假设：个人主义—集体主义这一文化维度可能在社会经济地位与公正世界信念之间起调节作用(H4)。

意见 2：对样本年龄、性别比例、发表类型等变量进行编码，其目的仅在于全面排查可能对主效应产生干扰的潜在人口学与方法学异质性来源，且如“表 1 残差异质性检验及调节效应分析”所示，这些变量均未表现出显著调节效应(见 p. 15)……

请作者将上述解释放到正文或脚注当中，避免其他读者也和我一样对纳入这些变量的意图产生疑问。

回应：根据编委建议，我们将上述解释以脚注的形式放入“表 1 残差异质性检验及调节效应分析”部分(见 p. 15)，如下：

² 对样本年龄、性别比例、发表类型等变量进行编码，其目的仅在于全面排查可能对主效应产生干扰的潜在人口学与方法学异质性来源；且如表 1 所示，这些变量均无显著调节效应，故未在正文中对这些结果展开讨论。

意见 3：在跨文化比较研究中，不同群体的数据往往存在数据不独立的问题：一是同一国家内的数据会因文化相似性等原因不独立，二是不同国家的数据会因文化、地缘临近性等原因不独立。因此开展跨文化比较时，研究者通常会采用多水平建模，或引入对自相关稳健的标准误等统计方法，来处理数据不独立的问题（例如：Bromham et al., 2018）。根据作者的描述，本次研究采用的“三水平随机效应模型”似乎并未考虑不同研究间效应量不独立的问题。如果作者确实无法通过统计建模排除这一因素对结果的潜在影响，可以在讨论部分点明这一潜在局限性。

Bromham, L., Hua, X., Cardillo, M., Schneemann, H., & Greenhill, S. J. (2018). Parasites and politics: Why cross-cultural studies must control for relatedness, proximity and covariation. *Royal Society Open Science*, 5(8). <https://doi.org/10.1098/rsos.181100>

回应：衷心感谢编委非常专业且深刻的审稿意见。您提到的关于跨文化比较研究中“国家间文化相似性与地缘临近性”导致的非独立性问题，确实是本研究的一个潜在统计局限。正如 Bromham 等人(2018)所指出的，跨文化数据如果未能控制历史亲缘关系(高尔顿问题)和地理邻近性，极易将“历史地理巧合”误认为是“功能性因果关系”。然而，正如编委所强调的，现有的三水平随机效应模型主要用于解决研究内部的效应量嵌套，确实未能将国家/文化间更宏观的空间自相关和历史关联纳入到统计模型的校正中。鉴于目前元分析数据结构的限制，我们完全接受编委的建设性建议，在“5 局限与未来研究方向”中(见 p. 22)对该局限性进行阐述，新增内容如下：

其二，在探讨国家级宏观变量(如基尼系数、Hofstede 分数)的调节效应时，虽然本研究采用了三水平随机效应模型，以控制效应量在研究内的嵌套与不独立问题，但仍未能完全排除国家间可能存在的非独立性对研究结果的影响。正如 Bromham 等人(2018)所指出的，不同国家或文化群体因地缘邻近引发的空间自相关，以及历史文化承袭带来的相似性，可能导致变量之间出现虚假或间接关联。未来研究可尝试引入更高层级的多水平模型，或在模型中引入对自相关稳健的标准误等统计技术，以更严谨地排除地缘与文化临近性带来的统计偏误。

参考文献

Bromham, L., Hua, X., Cardillo, M., Schneemann, H., & Greenhill, S. J. (2018). Parasites and politics: Why cross-cultural studies must control for relatedness, proximity and covariation. *Royal Society Open Science*, 5(8), 181100. <https://doi.org/10.1098/rsos.181100>

最后，再次衷心感谢编委专家的宝贵意见！

第四轮

编委 2 意见：作者已回复我的疑问，建议发表。

主编意见：论文经过多轮评审与修改，已经达到《心理科学进展》的要求，建议录用。