《心理科学进展》审稿意见与作者回应

题目：社会流动信念的变迁：一项基于 2014~2024 年中国样本的横断历史元分析
作者：张晟轩 江蕴怡 丁毅 郭永玉

第一轮

审稿人 1 意见：

文稿采用横断历史元分析方法，系统考察了 2014 年至 2024 年间社会流动信念的变迁趋势，具有一定理论和现实意义。研究发现社会流动信念在过去十年整体保持稳定，而非显著下降。这一“非同步”变迁模式，与“内卷”、“躺平”等悲观叙事形成有趣张力。同时，研究通过对宏观社会指标(如人均 GDP、城镇化率、现行有效法律数等）的分析，深入探讨社会流动信念保持稳定的宏观基础。论文结构清晰，设计严谨，分析方法得当，数据来源明确，撰写规范，建议修改后发表。

尽管本文整体质量较高，但以下方面仍值得商榷或进一步完善。

回应：非常感谢审稿专家的肯定和建设性意见。这些意见有利于我们进一步审视论文的科学问题和写作思路。以下我们逐一对专家意见进行修改和回复。为了方便审稿专家审阅，审稿专家 1 的相关修改在正文中用橙色字体作为标记(部分意见多位审稿人可能均涉及，因无法标识不同颜色，因此以顺序在前的审稿人回应修改做颜色标记），同时我们也在各个意见回应中增加了页码和/或插入了正文修改内容。

意见 1：文章最核心的问题或者说风险点在于核心结论的“稳定性”与结论的外部效度问题。研究发现社会流动信念“保持稳定”，但这一结论是否能完全反映“中国人”的整体情况？文章中纳入的样本主要为中学生和大学生群体，且作者在“研究不足”部分也坦诚了成人样本，特别是“中年群体”覆盖有限。基于当前样本得出的“整体稳定”结论，可能主要反映了学生群体或特定教育背景人群的稳定，未必能完全代表“工人”、“农民”、“中年职场人”或“新就业群体”的心态。

回应：感谢审稿专家的意见。审稿专家指出本研究样本以中学生、大学生和普通非学生成人为主，对“中国人”整体代表性有限的问题，我们认同这一意见。需要说明的是，样本代表性问题是横断历史元分析研究中较为常见的方法学限制。横断历史元分析通常基于特定时期内

既有文献所报告的样本数据进行分析，因此其样本结构在很大程度上受到原始研究对象分布的影响。基于这一特点，我们在修订中进一步收窄了研究结论的适用范围，并对论文作了如下修改：(1)我们已将标题中的“中国人”调整为“中国样本”(现标题为“社会流动信念的变迁：一项基于 2014~2024 年中国样本的横断历史元分析”)，并对正文中相关表述作了同步修改。(2)我们在摘要、方法等部分明确标注了样本的群体构成，以提醒读者注意样本的群体分布，避免过度推广。(3)我们在结果解释中进一步强调，本研究发现的“稳定性”主要是指 2014~2024 年既有文献所覆盖的中国样本中，社会流动信念未呈现显著下降趋势，而不是说明所有中国群体的社会流动信念均保持稳定。(4)我们在“研究不足”部分进一步明确指出本研究受限于既有文献样本结构，尚不能完全代表中国总体人群。未来研究有必要结合全国代表性追踪调查、分层抽样调查或针对特定职业群体的长期数据，进一步检验不同年龄、职业、城乡和社会阶层群体中社会流动信念的变化趋势。

修改后的正文内容如下**(pp.32, 38, 48, 52, 53)**：

“本研究采用横断历史元分析方法，对 2014~2024 年间采用社会流动信念量表的 50 篇文献(共 57 个独立样本，$N = 28089$；其中中学生 9462 名、大学生 11091 名、非学生成人 7536 名)进行分析，考察这一阶段中国被试样本社会流动信念的时代变迁趋势。”

“基于上述纳入标准，本研究共纳入 50 篇文献，总计 57 个独立样本和 28089 名被试(中学生 9462 名、大学生 11091 名、非学生成人 7536 名)，时间跨度为 2014 年到 2024 年。”

“本研究采用横断历史元分析方法，对 2014 至 2024 年间使用自陈式量表测量中国被试社会流动信念的 50 篇文献进行了系统分析(共 57 个独立样本，$N = 28089$)。结果发现，2014~2024 年间既有文献所覆盖的中国样本中，社会流动信念得分未呈现显著下降趋势，呈现出一定的稳定性，并且这种稳定性在不同测量维度(个人层面的流动信念、社会层面的流动信念)和样本群体(中学生、大学生、成人)上均表现出一致性。该结果揭示了，尽管宏观社会环境持续变化，个体对自己或他人未来社会经济地位改善的期望和信心在这一特定时期内仍保持了相对稳定的基调。”

“其次，本研究的结论仍受到既有文献样本结构的限制。横断历史元分析依赖已发

表或已完成研究中报告的样本数据，因此样本构成在很大程度上受原始研究对象分布的影响。本研究纳入的样本主要包括中学生、大学生和部分非学生成人，其中对工人、农民、中年职场人、新就业群体等群体的覆盖仍较有限。本研究虽然通过分群体亚组分析(中学生、大学生、一般成人)部分检验了不同群体之间的一致性，但成人样本相对青少年和大学生样本仍较为有限。未来的实证研究可在更广年龄段的样本中检验本研究的发现，特别是纳入更多中老年群体的样本，并直接比较不同年龄段在流动信念上的差异。未来研究也可结合全国代表性追踪调查、分层抽样调查或针对特定职业和社会阶层群体的长期数据，进一步检验不同年龄、职业、城乡和社会阶层群体中社会流动信念的变化趋势，以更全面地理解社会流动信念在不同生命阶段、不同群体的时代变迁特征。”

“本研究采用横断历史元分析方法探究了中国人社会流动信念在 2014~2024 年间的变迁趋势，结果发现：(1)2014~2024 年间既有文献所覆盖的中国样本中，社会流动信念整体保持稳定，未呈现显著的时间变化趋势；(2)反映社会现代化进程与社会治理的多维宏观指标与社会流动信念呈稳健的正向关联，是维系流动信念稳定的重要宏观基础。”

意见 2：文章基于方法学需要，严格限制文献纳入标准，但从文献散点图来看，文章纳入分析的文献中，2014~2017 年仅有 4 篇，2024 年 2 篇，文献数量都比较少，2025、2026 年文献未纳入分析，更凸显了“本研究的时间跨度相对较短”的问题，也进一步弱化了文章“信念保持稳定”这一核心结论的准确性和现实价值。

回应：感谢审稿专家的意见。关于样本的年份分布与时间跨度，我们作如下说明与修改。第一，关于早期年份样本相对较少。这一分布特征与社会流动信念研究在中国的发展阶段有关。该主题的本土实证研究大致兴起 2010 年代中期，2014~2017 年间的可纳入文献有限。为降低各年份样本量不均对趋势估计的影响，本研究在所有回归分析中均以样本量为权重进行加权最小二乘估计，使样本量较小的年份对结果的影响相应减弱。第二，本研究的文献纳入已包含了 2025 年和 2026 年的文章，但由于数据收集年份的编码规则(学位论文-1 年，期刊论文-2 两年)，最终年份呈现为 2014~2024 年。若要纳入在 2025、2026 年收集数据的文章，需要在未来更长时间的研究加以检验，我们也期待在更长的时间跨度内，中国民众的社会流动信念变化如何。第三，关于时间跨度对结论的影响。我们认同十年的跨度相对有限，并已在

研究局限中明确指出这一点。同时需要说明，本研究的核心结论已审慎地表述为“社会流动信念未呈现显著的随时间下降趋势”，而非主张其具有长期不变的稳定性，我们也再次对全文的结论表述进行检查修改，避免过度外推。此外，这一有限结论是建立在 2014~2024 年实证数据基础上的，跨度的局限会限制结论向更长时段的外推，但不影响其对所考察十年区间的描述效力。我们已在讨论的局限部分提示，未来研究可纳入更长时段与更新近的数据对这一趋势作进一步检验。

修改后的正文内容如下**(pp.48, 52, 53)：**

> “本研究采用横断历史元分析方法，对 2014 至 2024 年间使用自陈式量表测量中国被试社会流动信念的 50 篇文献进行了系统分析(共 57 个独立样本，N = 28089)。结果发现，2014~2024 年间既有文献所覆盖的中国样本中，社会流动信念得分未呈现显著下降趋势，呈现出一定的稳定性，并且这种稳定性在不同测量维度(个人层面的流动信念、社会层面的流动信念)和样本群体(中学生、大学生、成人)上均表现出一致性。该结果揭示了，尽管宏观社会环境持续变化，个体对自己或他人未来社会经济地位改善的期望和信心在这一特定时期内仍保持了相对稳定的基调。”
>
> “未来研究可在更长的历史跨度上检验本研究关于社会流动信念稳定性的发现，特别是考察当时间窗口扩展到 20 年甚至更长时，本研究所观察到的稳定模式是否依然成立。”
>
> “本研究采用横断历史元分析方法探究了中国人社会流动信念在 2014~2024 年间的变迁趋势，结果发现：(1)2014~2024 年间既有文献所覆盖的中国样本中，社会流动信念整体保持稳定，未呈现显著的时间变化趋势；(2)反映社会现代化进程与社会治理的多维宏观指标与社会流动信念呈稳健的正向关联，是维系流动信念稳定的重要宏观基础。”

意见 3：对“稳定性”成因的论证逻辑以及跨学科对话可以再加强。在增强研究结论可靠性的同时，文稿还要进一步梳理稳定性成因的论证逻辑。目前关于经济等宏观因素对流动信念的影响，在引言部分推论“下降”，到讨论部分成为“支撑”，文稿自身的自洽性要进一步增强。另外，社会学等学科对于代际、代内流动，流动预期等的研究比较多，尽管文稿本身仅聚焦流动信念的变迁，但信念与客观流动变迁的关系也需要充分考虑，并结合社会发展现实进行

系统解读，以增强文章的理论和现实解释力。

回应：感谢审稿专家的宝贵意见。针对意见 3 中的两条意见，我们进行分别回应：

(1)稳定性成因的论证逻辑与自洽性。我们经重新审视文稿后认识到，原文未能清晰区分经济因素的两个不同侧面，导致引言(推论下降)与讨论(作为支撑)之间出现表面上的矛盾。我们作了如下澄清与修改：

我们明确区分了经济变迁的两个维度：一是经济增长速度的变化(相对量)，二是经济总量与居民收入的绝对水平(绝对量)。在引言中，导致社会流动信念可能下降的，是经济增速的放缓。增速回落会加剧个体对结构性竞争的感知、压缩“相同努力所能换取的阶层提升空间”，从而削弱流动信念。而在讨论(及 1.2.2)中，为流动信念提供支撑的是经济总量与居民收入的持续绝对增长。尽管增速放缓，但财富存量的累积与生活水平的改善，为个体提供了正面的现实经验，缓冲了增速放缓带来的悲观预期。二者作用于经济变迁的不同侧面，增长速度的回落与财富存量的累积可以同时发生(经济增速放缓但总量仍在增长正是过去十年中国经济的真实特征)，因此它们对流动信念的相反作用并不矛盾，反而共同构成了“削弱流动信念”与“抵御下降”相互作用的格局。这也正是本研究观察到信念稳定的一种可能解释。我们已在引言 1.2.1、1.2.2 及讨论部分统一这一区分，以增强全文自洽性。

修改后的正文内容如下**(pp.35,36,49,50)：**

> “本研究从以下三个相互关联的视角论述中国人社会流动信念可能不会随时间变化而下降的依据：(1)个体在面对威胁时具有维护社会系统的心理倾向；(2)经济总量的增长与社会建设的持续推进提供的现实基础；(3)中国独特的文化传统。”
>
> “其次，经济总量的增长与社会建设的持续发展也为社会流动信念的稳定提供诸多现实基础。个体在判断社会流动可能性时，需要从日常生活中获取关于流动可能性的具体信息，包括自身收入是否在提升、教育和职业通道是否在拓宽、社会规则是否在规范化运作，最终将这些信息整合为对流动机会的整体判断(Day & Fiske, 2019)。中国经济虽然增速放缓，但绝对财富总量仍处于持续上升期，居民人均可支配收入也从 2013 年的 18311 元增长至 2024 年的 41314 元(国家统计局，2025)，多数民众能够切身感受到生活水平的改善。”
>
> “综合而言，这些反映经济社会发展的绝对水平的多维指标通过共同扩展机会通道与提升流动信息的可及性，可能在宏观层面为社会流动信念的稳定提供持续支

撑。”

“反映经济发展相对水平的经济减速幅度与社会流动信念的关联在当期及各滞后期同样未达到统计上的显著水平，且系数方向并不一致(由当期的微弱正向转为长滞后期的负向)，表明二者之间不存在稳定的线性关联。”

(2)跨学科对话。感谢审稿专家的宝贵意见。我们认同，尽管本研究聚焦于社会流动信念这一主观心理指标，但其与客观社会流动之间的关系仍值得充分讨论。我们已在“4.2 社会流动信念与社会指标的关系”部分新增一段跨学科对话，将主观的流动信念变迁与客观的社会流动现实趋势相对照，作为探讨社会流动信念与社会宏观因素关系的补充。此外，我们在结尾的展望部分也呼应了审稿专家的建议，指出本研究仅触及社会流动的一个侧面，未来研究可借助社会学等学科中关于社会流动更加细致、多维度的成果进行更系统的解读。

修改后的正文内容如下**(pp.50-51)**：

“此外，社会学等学科对客观社会流动的研究为理解本研究的发现也提供重要参照。从客观流动的实证研究来看，一方面，伴随工业化与市场化转型带来的职业结构变迁，社会总体的流动机会持续增加，代际间的总流动率在改革开放四十年间从约 0.38 持续上升至 0.71，个体跨越原有阶层的可能性显著提高(李路路 等, 2018)。另一方面，衡量社会开放程度的相对流动率则呈现“N 型”的阶段性波动：改革开放前到 20 世纪 80 年代末，代际关联系数陡然上升，相对流动率下降；从 90 年代至 21 世纪初的近二十年间，代际关联系数持续下降，相对流动率不断增长；然而在最近十年，代际关联系数出现反弹，相对流动率再次下降，反映出家庭出身的影响重新增强(李路路 等, 2018)。可见，客观流动格局在过去十余年间呈现出总体机会扩展与相对流动下降并存的复杂态势。本研究发现的社会流动信念并未随时间显著变化，可能正是这种复杂客观流动态势在主观信念层面的反映。总体流动机会的扩展可能为个体维持向上流动预期提供了现实经验，而相对流动率的下降和家庭出身影响增强又可能削弱这种积极预期。二者共同作用，使得社会流动信念并未表现出单向下降或上升，而是在近十年既有样本中呈现出相对稳定的趋势。”

……

审稿人 2 意见：

本文选题紧扣当下社会心态热点，兼具理论价值与现实意义，研究范式符合横断历史元

分析规范，已完成 OSF 预注册、原始数据公开等工作，元分析基础流程完整。但是在理论构建、方法、结果解读等方面都有硬伤，逻辑严谨性不足，可能会导致目前的研究结论是不可信的。主要问题有：

回应：非常感谢审稿专家对本文话题的肯定，并以在稿件中提出诸多具体、有价值的意见。这些意见对我们进一步深入思考该论文的科学问题和行文逻辑具有非常大的帮助。为便于审稿专家审阅，本回应分为两部分：首先我们针对在审稿系统中提出的主要意见作回应(意见 1、意见 2、意见 3)。其次就这些主要意见未涵盖的文中具体批注，按其在文中出现的先后顺序逐条说明(意见 4 至意见 21)，每一条均包含三部分：您的批注内容、该批注所指向的原文(修改前）、以及我们的回应说明。原文及修改稿中的相应改动我们也已用蓝色字体作为标记(部分意见多位审稿人可能均涉及，因无法标识不同颜色，因此以顺序在前的审稿人回应修改做颜色标记），同时我们也在作者回应中增加了页码和/或插入了正文修改内容。

意见 1：作者提出了两个竞争性假设，但是两个假设提出的逻辑与作者前文提到的社会流动信念的定义不符。即使修正了定义或切换研究目的，第二个假设的推导过程也有些过于自说自话，论证很不充分。

回应：十分感谢审稿专家的意见，这一意见切中了原稿的关键问题。我们认为，原稿引言混乱的症结在于构念界定与假设推导之间存在脱节，且假设 2 的论证不够聚焦。我们已对定义和引言作了系统修改。我们具体在以下四各方面做了修改，希望这些修改可以让审稿专家满意。

(1)原稿在梳理概念时，对社会流动信念的内涵界定较为含混，未明确其究竟指向流动的方向还是流动可能性的整体高低，尤其未锚定“向上”这一方向，由此导致后续假设缺乏一致的构念基础。我们已在 1.1 中将定义主要聚焦为指向向上的社会流动信念，即个体对自身或社会成员未来社会经济地位改善的感知与预期，亦即“相信通过努力能够改变自身社会经济地位”这一信念，并说明既有研究在概念界定与测量上均主要关注向上流动。如此，后文两个假设便与这一方向明确的构念相对应，不再出现定义与假设错位的问题。

修改后的正文内容如下**(p.33)**：

> “社会流动是指社会成员在社会经济地位上位置的变化，是衡量社会开放性与公平程度的重要指标(张跃 等, 2020; 谭旭运, 吕邈, 2023; Torche, 2015)。社会流动包括客观和主观两个方面。客观社会流动是指个体在社会经济结构中的位置所发

生的实际变动，通常表现为收入、职业和教育等方面的变化(Hout, 2015; Torche, 2015)；主观社会流动，即社会流动信念，是指个体对社会系统中社会经济地位流动(通常指向上流动)可能性的整体感知与判断(Day & Fiske, 2019; 王雪 等, 2024)。相较于客观社会流动，社会流动信念被认为更能直接预测个体的心理与行为结果(Alesina et al., 2018; Day & Fiske, 2019; Sagioglou et al., 2019)，因此近年来研究者更关注主观层面的社会流动信念。尽管社会流动信念在概念上可以包括向上与向下两个方向，但既有研究无论在概念界定还是测量上，均主要关注向上社会流动，即个体对自己或他人未来社会经济地位改善的期望和信心(张凤, 黄四林, 2022; Davidai & Gilovich, 2015; 杨远洋 等, 2025)。进一步地，依据信念所指向的对象不同，已有研究区分了个体层面与社会层面两个维度(Day & Fiske, 2017, 2019)。前者是指个体对自身阶层(向上)流动可能性的判断(“我自己能否实现阶层流动”)，后者是指个体对包括自己在内的其他社会成员阶层(向上)流动可能性的看法(“这个社会中人们总体上能否有机会实现向上阶层流动”)。”

(2)我们将假设 2 由信念稳定修改为不会下降，即假设 1 为“社会流动信念随时间下降”，假设 2 为“社会流动信念随时间不会下降”。因此，假设 2 的论证范围在逻辑上涵盖两种情形，一是得分保持稳定(无显著的时间变化趋势)，或得分有所上升(随时间显著的上升趋势)，二者同属“未发生下降”。因此本研究的核心对立是“下降(假设 1) vs. 不下降(假设 2)”，1.2.2 中各项抵御性力量的作用即在于对冲下行压力，既可能使信念维持稳定，也可能在缓冲下行的同时使其略有回升，二者均在假设 2 的范围之中。

修改后的正文内容如下**(p.34)**：

“近十余年来，中国社会在经济增长模式、收入分配格局、信息技术普及等方面经历了复杂且深刻的变迁。这些社会变迁既可能朝削弱社会流动信念的方向作用，也可能存在维持其稳定的力量。下文将从不同的理论视角和研究证据出发分析这一问题，并提出两种竞争性假设：(1)中国人的社会流动信念随时间下降假设 1)；(2)中国人的社会流动信念随时间不会下降(假设 2)。”

(3)关于假设 2 的推导与论证，本研究的核心立论是：基于近十年的客观社会变迁(经济增速放缓、社会比较范围扩展、经济不平等持续高位)，社会流动信念本应趋于下降(即假设 1 的推导，见 1.2.1)；而假设 2 所主张的并非信念会主动上升，是说中国社会变迁中同时存在一系列与削弱流动信念相抗衡的力量，能够缓冲、抵御上述下降趋势，使信念不致下降。

为此，我们在 1.2.2 中将假设 2 的论证落实到三个相互关联、各有文献支撑的抵御性机制。第一，系统合理化倾向——当社会现状受到经济下行、不平等加剧等信息冲击时，个体维护系统正当性的心理倾向反而被激活，从而抵御这些冲击对流动信念的削弱。第二，经济总量与居民收入的绝对增长所提供的现实经验。尽管增速放缓(相对量回落)，但财富存量累积与生活水平改善(绝对量上升)为个体提供了正面的现实依据，缓冲增速放缓带来的悲观预期；其三，稳定的文化传统与内归因倾向。“努力—成功”叙事及中国民众持续稳定的内归因倾向，使个体在外部压力下仍倾向于相信可通过努力实现流动。这三类机制与 1.2.1 中的削弱性力量相对，共同构成“削弱”与“抵御”相互作用的格局，从而为假设 2 提供了聚焦而充分的论证。我们也在 1.2 节最后新增一段总结来进一步明确这种相对的观点。

修改后的正文内容如下**(pp.35-37)**：

1.2.2 中国人社会流动信念可能不会随时间变化而下降

社会心态的形成不仅取决于客观条件本身，也受制于个体维护心理适应的动机以及社会发展所提供的现实经验(谭旭运 等, 2024; Kunda, 1990)。与前文社会流动信念的下降趋势相对，中国社会在变迁过程中也同时存在一些与之相抗衡的因素，可能缓冲或抵御社会流动信念的下降趋势。本研究从以下三个相互关联的视角论述中国人社会流动信念可能不会随时间变化而下降的依据：(1)个体在面对威胁时具有维护社会系统的心理倾向；(2)经济总量的增长与社会建设的持续推进提供的现实基础；(3)中国独特的文化传统。

首先，系统合理化理论为社会流动信念的韧性提供了心理学解释。该理论认为，人们具有将现存社会系统感知为公正合理的心理倾向，并表现出支持和维护现有体制和社会现状的心理和行为(Jost & Banaji, 1994; Jost et al., 2004)。这一倾向在个体面对威胁系统公正性的信息时尤为容易被激活。当社会现状受到不平等加剧、经济下行等信息的挑战时，人们维护系统正当性的心理倾向会被相应增强，以缓解认知不一致和心理不安(Jost & Hunyady, 2005; Kay et al., 2007; 杨沈龙 等, 2016)。社会流动是衡量社会系统是否公正的重要指标(丁毅, 纪婷婷, 2021)，对社会流动性的乐观判断，本身就反映了个体对现存社会系统公正合理性的支持。已有研究指出，人们对社会流动可能性的判断常常高于实际水平，这种对流动性的乐观倾向在心理功能上服务于对现有社会系统的维护(Jost, 2019)。类似地，对精英主义信念的实验研究表明，当个

体所处的社会系统受到挑战时，低社会经济地位群体反而更倾向于抱有“成功取决于个人努力”的信念，作为维护系统合法性的心理工具(Wiederkehr et al., 2015)。就中国情境而言，当社会受到经济下行、不平等加剧等信息冲击时，民众维持系统公正合理的心理倾向会被相应激活，从而抵御这些冲击对社会流动信念的削弱(丁毅, 纪婷婷, 2021; 杨沈龙 等, 2016)。换言之，维持较高的社会流动信念正是这一心理倾向的具体表现。

其次，经济总量的增长与社会建设的持续发展也为社会流动信念的稳定提供诸多现实基础。个体在判断社会流动可能性时，需要从日常生活中获取关于流动可能性的具体信息，包括自身收入是否在提升、教育和职业通道是否在拓宽、社会规则是否在规范化运作，最终将这些信息整合为对流动机会的整体判断(Day & Fiske, 2019)。中国经济虽然增速放缓，但绝对财富总量仍处于持续上升期，居民人均可支配收入也从 2013 年的 18311 元增长至 2024 年的 41314 元(国家统计局, 2025)，多数民众能够切身感受到生活水平的改善。Hirschman 和 Rothschild(1973)提出的隧道效应指出，在经济整体增长的时期，个体观察到周围人境遇改善时会推断自身境遇也终将改善，从而在下行压力下仍能维持对自身前景的信心。Benabou 和 Ok(2001)的向上流动预期假说进一步阐明，当个体预期自身未来收入将增加时，会对当下的阶层差距保持较高的容忍度，使其社会流动信念不易因当前差距而动摇。另一方面，过去十年间，我国高等教育毛入学率从约 35%上升至超过 60%，互联网普及率、城镇化水平、社会治理与制度建设均同步推进。当民众观察到自身所处社会的整体发展水平在持续提升、上升通道在持续打开时，对社会流动可能性的判断会获得来自现实经验的支撑，从而在一定程度上缓冲了由增速放缓带来的悲观预期。总的来说，中国近 10 年间在经济总量与发展质量层面的多维持续推进，可能为中国民众观察到的流动机会与现实经验提供了实际的支撑基础，从而缓冲了社会流动信念在这一时期的下降趋势。

此外，中国独特的文化传统也可能为社会流动信念的稳定提供深层基础。当今中国社会中“努力就有回报”仍是主流叙事，这一信念长期塑造着公众对努力与回报关系的理解，形成了对个人努力作用的基本信任(Almås et al., 2025)。与这一文化叙事相适应，中国民众在解释成败时更倾向于将原因归于个人努

力等内部因素，而非外部环境；基于大规模中国成人样本的研究发现，努力-决定归因是中国人最主要的成就归因模式(Ge & Hou, 2022)。更重要的是，这种内归因倾向具有较强的跨时间稳定性。一项横断历史元分析发现，中国大学生的内归因倾向在 2001~2019 年间并未发生显著变化(Wang & Xin, 2023)。这意味着，即便在外部环境趋紧的条件下，中国民众仍可能将社会流动的可能性建立在个人努力之上，从而缓解外部不利因素对社会流动信念的负面影响。

总的来说，既有理论和证据分别为中国人社会流动信念的下降和稳定提供了支持。一方面，社会生态的现代化变迁所带来的社会比较范围扩展，以及持续高位的经济不平等，可能共同降低人们对流动前景的乐观预期；另一方面，宏观经济与社会发展的持续推进，人们维护社会系统公正性的心理动机以及中国独特的文化传统，则可能为这一信念的稳定提供现实、心理与文化层面的多重支撑。然而，目前尚未有直接的实证研究纵向考察社会流动信念的变化情况。横断历史元分析可通过比较不同历史时间点的被试在同一测量或研究范式下的数据，探讨特定心理或行为随年代发展而变化的趋势(辛自强, 池丽萍, 2008; Curran & Hill, 2019; Twenge et al., 2004)。故本研究拟从横断历元分析的视角来明晰我国民众社会流动信念在 2014 至 2024 年间的变化趋势，以期对此问题做出初步解答。

意见 2：社会流动信念是一个包含方向和幅度的比较复杂的构念，有各类量表从不同角度或者不同理解来进行了测量。作者仅仅用现成的拟合公式把各量表拟合在一起，风险很大。事实上后文里的结果分析也出现了效应量过大而结果不显著这样的情况，提示样本可能存在过大的波动。而且作者认为对自陈量表进行了社会和个人层面的分类，且操作性定义依据不明，同样也是有些武断。

回应：感谢审稿专家的细致意见。这一意见涉及三个相互关联的问题：量表整合的方法与风险、效应量大却不显著、以及个人/社会层面分类的依据。我们已分别从理论、方法与统计多方面作了处理。完整说明如下：

(1)关于以统一公式整合不同量表，这一做法在横断历史元分析中已被广泛采用。横断历史元分析研究中对于多量表得分常用的转换方法包括百分比和 *Z* 分数等。例如，不同类型

生活满意度得分(Cummins, 1995; Li & Raine, 2014)、幸福感得分(Cai et al., 2022)、学习投入水平(张子健 等, 2025)的最大量尺百分比转换方法，以及信任感得分(Twenge et al., 2014)、道德推脱水平(王祥坤 等, 2024)的标准分数转换方法。我们参考并采用的是百分比转换方法。

参考文献：

王祥坤, 辛自强, 侯友. (2024). 我国大中学生道德推脱水平的变迁及宏观成因. *心理学报*, *56*(7), 859-875.

张子健, 陈继文, 彭顺, 吴佳慧, 王思倩. (2025). 中国内地学生学习投入的变迁 (2006～2024 年). *心理科学进展*, *33*(12), 2069.

Cai, H., Yuan, J., Su, Z., Wang, X., Huang, Z., Jing, Y., & Yang, Z. (2023). Does economic growth raise happiness in China? A comprehensive reexamination. *Social Psychological and Personality Science*, *14*(2), 238-248.

Cummins, R. A. (1995). On the trail of the gold standard for subjective well-being. *Social Indicators Research*, *35*(2), 179−200.

Li, J. Y., & Raine, J. W. (2014). *The time trend of life satisfaction in China. Social Indicators Research*, *116*(2), 409−427.

Twenge, J. M., Campbell, W. K., & Carter, N. T. (2014). Declines in trust in others and confidence in institutions among American adults and late adolescents, 1972−2012. *Psychological Science*, *25*(10), 1914−1923.

此外，我们也认同社会流动信念的测量工具在侧重点与维度上可能确有差异，将其整合分析时，量表的等值性是关系到结论可信度的关键问题。本研究在原稿中已就此问题进行了一定程度的检验，并在本次修改中进一步补充了逐一排除量表的敏感性分析，整理如下：①量表类型×年份的交互检验(原稿 3.1)：本研究已检验年份效应是否随量表类型而系统变化，结果交互作用不显著($p = .932$)，表明社会流动信念随年份变化的趋势在不同量表之间不存在显著差异，年份效应并非由某一类量表的特性所驱动。②逐一排除量表的敏感性分析(leave-one-out，本次新增)。 为进一步排除整体趋势由某一特定量表主导的可能，我们每次从数据集中剔除某一类量表对应的全部独立样本，对剩余样本重新拟合年份效应模型。结果显示，在依次排除各类量表后，年份回归系数始终为正(b 介于 0.40 至 1.11 之间)且均未达显著水平($ps > .13$)，95%置信区间均包含 0。即使排除占比最大的明朗/黄四林系列量表(18 个独立样本，$n = 16871$)，年份系数仍未显著($b = 1.11, p = .199$)。这表明“社会流动信念未呈现显著随时间下降”的整体结论不依赖于任何单一测量工具。上述两项分析共同表明，尽管纳入的量表在具体形式上存在差异，但整合分析所得的核心结论并未因量表构成而发生实质性改变，具有较好的稳健性。

修改后的正文内容如下**(pp.42-43)**：

“为进一步排除整体趋势由某一特定量表所主导的可能，本研究在基础模型上进行了逐一排除量表的敏感性分析(leave-one-out)。每次剔除某一类量表对应的全部独

立样本后，对剩余样本重新拟合年份效应模型。结果显示，在依次排除各类量表后，年份回归系数 *b* 始终介于 0.40 至 1.11 之间且均未达显著水平(*ps* > .13)，95% 置信区间均包含零；即使排除占比最大的明朗/黄四林系列量表(18 个独立样本，*n* = 16871)，年份系数仍未显著($b = 1.11, p = .199$)。表明本研究的整体结论不依赖于任何单一测量工具，对量表构成的变化具有稳健性。”

(2)关于效应量大却不显著，我们认同这一现象需谨慎对待。横断历史元分析中的效应量 *d* 是由年代回归斜率外推、再标准化所得。社会层面流动信念的回归斜率点估计虽较大，但并不显著、置信区间跨越零，不能据以推断显著上升。此处关于效应量问题的详细解释，见对意见 15 的回应。

(3)关于个人/社会层面分类的依据。原文对个人层面与社会层面流动信念何以能够合并分析的论证不够充分，我们已对该部分内容作了实质性的强化论述，具体包括：①明确操作性区分依据。我们明确说明，两类信念依“感知对象”区分：个人层面指向个体对自身流动可能性的预期，在问卷中多以“我”为主语，如“以目前的社会状况，我相信通过努力能够不断提高自己的社会地位”(明朗, 2013; 黄四林 等, 2016)；社会层面指向对社会成员总体流动可能性的预期，在问卷中多以“人们”为主语，如“人们有很多机会提升自己的社会阶层”(Day & Fiske, 2017)。②我们阐明了合并分析的理论与实证依据。已有文献指出，二者同属“社会流动信念”这一上位构念，仅在感知对象上有别而核心内涵一致(Day & Fiske, 2019)。并且已有研究表明二者呈正相关，且个体往往部分地从对社会整体流动的判断推断自身流动前景，在心理机制上相互关联(Alesina et al., 2018; Day & Fiske, 2017)。③我们同时认为，二者并非完全等同，也可能在不同的社会变迁过程中表现出不同的时间变化趋势，这也是本研究后续分析中进行分维度检验的原因。为此，本研究将纳入的 57 个独立样本按测量维度分为个人层面的流动信念($k = 23, N = 12806$)和社会层面的流动信念($k = 34, N = 15283$)两组，分别考察其随年代的变化趋势。结果发现，社会流动信念的稳定在不同维度上具有一致性。详见“3.2.1 不同维度的社会流动信念随年代的变化”。

修改后的正文内容如下**(p.33)**：

“进一步地，依据信念所指向的对象不同，已有研究区分了个体层面与社会层面两个维度(Day & Fiske, 2017, 2019)。前者是指个体对自身阶层(向上)流动可能性的判断(“我自己能否实现阶层流动”)，后者是指个体对包括自己在内的其他社会成员阶层(向上)流动可能性的看法(“这个社会中人们总体上能否有机会实现向上阶层流

动”)。两者虽在感知对象上有所区别，但本质上都反映了个体对社会流动机会的主观感知，并在已有研究中表现出稳定的高关联(Day & Fiske, 2017, 2019)。基于这一共同的核心构念，本研究将两者纳入统一的分析框架。

与上述概念界定相应，既有研究在测量上也主要围绕个体对自身或社会成员向上流动可能性的主观预期展开。针对我国民众的测量主要采用自陈式量表，有的由国内学者编制和完善，如“以目前的社会状况，我相信通过努力能够不断提高自己的社会地位”(明朗, 2013; 黄四林 等, 2016)，有的由研究者翻译或改编国外量表而来，如“人们有很多机会提升自己的社会阶层”(Day & Fiske, 2017)。这些量表在条目数量和计分方式上有所差异，但核心构念具有一致性。一方面，二者的测量仅在感知对象上有所区分，但都同属社会流动信念这一上位概念之下，均聚焦于个体对自身或其他社会成员未来社会经济地位流动可能性的感知与预期(Day & Fiske, 2019)。另一方面，已有实证研究表明，个人层面与社会层面的流动信念之间存在正相关。个体推断自身的流动前景时往往依据其对社会整体流动状况的判断。二者在心理机制上相互关联(Alesina et al., 2018; Day & Fiske, 2017)。”

意见 3：其余问题例如过度解释等主要问题，已在文中标出，还有一些格式问题还需作者自行修正。

回应：感谢审稿专家的意见。我们已对全文格式进行了全面检查与修正，包括统一了标点、字体、参考文献著录格式等。其余在稿件中您指出的具体问题，我们已逐一作了修改，相应的回应见后文按批注顺序的逐条说明。

意见 4：“讲完社会流动信念的重要性，还缺了一点与变迁结合的表述，以明确研究缺口。”(原文：社会流动信念不仅关系到.....为系统考察中国人社会流动信念在过去十年的变化趋势）

回应：感谢审稿专家的意见。我们已在该处增补如下表述：“面对我国经济社会的快速变迁和大众话语中的流动焦虑，社会流动信念的时代变迁日益成为一个亟待检验的问题”**(p.32)**。这一句承接前文对社会流动信念重要性的论述，点明在快速社会变迁与流动焦虑的现实背景下，考察该信念如何随时代变化构成了一个尚待回答的问题，从而自然引出本研究的目的。

意见 5：“国内学者编制或修订的量表，在量表类型中是统一被归为其他量表了吗？作者应该列出使用各量表的文章数量及特征。”(原文：针对我国民众的测量主要采用自陈式量表，

有的由国内学者编制和完善)

回应：感谢审稿专家的意见。此处“国内学者编制或修订的量表”主要指明朗(2013)、黄四林 等(2016)、沈斌(2016)所使用的量表。“其他量表”是指 Melita et al.(2023); Cheng et al.(2019)两个量表。我们已在“表 1 纳入研究的基本特征”中补充了所纳入量表的情况。

意见 6：“这句话有依据吗？有以往研究对这些量表统一界定为个人层面的社会流动信念吗？”(原文：这些量表在条目数量和计分方式上有所差异，但核心构念具有一致性，均聚焦于个体对未来阶层流动可能性的感知与预期。)

回应：感谢审稿专家的意见。原文对个人层面与社会层面流动信念何以能够合并分析的论证不够充分，我们已对该部分内容作了实质性的强化论述，具体包括：(1)我们明确说明，两类信念依“感知对象”区分：个人层面指向个体对自身流动可能性的预期，在问卷中多以“我”为主语，如“以目前的社会状况，我相信通过努力能够不断提高自己的社会地位”(明朗, 2013; 黄四林 等, 2016)；社会层面指向对社会成员总体流动可能性的预期，在问卷中多以“人们”为主语，如“人们有很多机会提升自己的社会阶层”(Day & Fiske, 2017)。(2)我们阐明了合并分析的理论与实证依据。已有文献指出，二者同属“社会流动信念”这一上位构念，仅在感知对象上有别而核心内涵一致(Day & Fiske, 2019)。并且已有研究表明二者呈正相关，且个体往往部分地从对社会整体流动的判断推断自身流动前景，在心理机制上相互关联(Alesina et al., 2018; Day & Fiske, 2017)。(3) 我们同时认为，二者并非完全等同，也可能在不同的社会变迁过程中表现出不同的时间变化趋势，这也是本研究后续分析中进行分维度检验的原因。为此，本研究将纳入的 57 个独立样本按测量维度分为个人流动信念(k = 23, N = 12806)和社会流动信念(k = 34, N = 15283)两组，分别考察其随年代的变化趋势。详见“3.2.1 不同维度的社会流动信念随年代的变化”**(pp.44-45)**。

修改后的正文内容如下**(p.33)**：

> “进一步地，依据信念所指向的对象不同，已有研究区分了个体层面与社会层面两个维度(Day & Fiske, 2017, 2019)。前者是指个体对自身阶层(向上)流动可能性的判断(“我自己能否实现阶层流动”)，后者是指个体对包括自己在内的其他社会成员阶层(向上)流动可能性的看法(“这个社会中人们总体上能否有机会实现向上阶层流动”)。
>
> 与上述概念界定相应，既有研究在测量上也主要围绕个体对自身或社会成员向上

流动可能性的主观预期展开。针对我国民众的测量主要采用自陈式量表，有的由国内学者编制和完善，如“以目前的社会状况，我相信通过努力能够不断提高自己的社会地位”(明朗, 2013；黄四林 等, 2016)，有的由研究者翻译或改编国外量表而来，如“人们有很多机会提升自己的社会阶层”(Day & Fiske, 2017)。这些量表在条目数量和计分方式上有所差异，但核心构念具有一致性。一方面，二者的测量仅在感知对象上有所区分，但都同属社会流动信念这一上位概念之下，均聚焦于个体对自身或其他社会成员未来社会经济地位流动可能性的感知与预期(Day & Fiske, 2019)。另一方面，已有实证研究表明，个人层面与社会层面的流动信念之间存在正相关。个体推断自身的流动前景时往往依据其对社会整体流动状况的判断。二者在心理机制上相互关联(Alesina et al., 2018; Day & Fiske, 2017)。基于以上分析，本研究将两者纳入统一的分析框架，并进一步在后续分析中开展亚组分析，以进一步检验社会流动信念的变迁趋势是否会因感知对象的不同而有所差异。”

意见 7：“在这个下降的小标题下，首段介绍的社会变迁与人类发展理论并不属于下降的直接支撑理论。特别是你给出的几个研究有上升有下降，无法得出本段末尾“进而削弱其社会流动信念”的结论。”(原文：已有研究表明，这一理论能够较好解释中国社会过去数十年的心理变迁。例如.....中国人的合作行为水平呈现上升趋势.....中国人的人际信任水平呈现下降趋势.....自尊水平在 1993 至 2013 年间持续下降.....)

回应：感谢审稿专家的意见。我们原意是用这些研究结果证明社会变迁与人类发展理论是分析中国心理变迁的适用框架，而非用它们直接支持流动信念下降。原文未将“论证理论适用性”与“论证社会流动信念下降”两个步骤区分清楚，导致歧义。我们将这部分内容重新梳理并将其转移到 1.2 总起段落中进行阐述。将“社会流动流动信念可能下降”的论证责任明确交由下文三个具体的理论视角承担。

修改后的正文内容如下**(p.34)**：

“社会流动信念并非一成不变，而是随着社会生态和文化环境的变迁而发生变化(Greenfield, 2009; Inglehart & Baker, 2000)。社会变迁与人类发展理论(Theory of Social Change and Human Development)认为，城市化、技术进步、教育扩展等现代化变迁会通过重塑日常生活环境和社会化经验，深刻改变个体的心理特征与社会认知方式(Greenfield, 2009, 2016)。已有研究表明，这一理论能够较好解释中国

社会过去数十年的心理变迁。例如，合作行为、人际信任、自尊等社会心理与行为指标均与社会变迁过程密切相关(苑明亮 等, 2024; 辛自强, 2019; 沙晶莹, 张向葵, 2016)，而社会流动信念在近十年间如何变化，目前仍不明朗。近十余年来，中国社会在经济增长模式、收入分配格局、信息技术普及等方面经历了复杂且深刻的变迁。这些社会变迁既可能朝削弱社会流动信念的方向作用，也可能存在维持其稳定的力量。下文将从不同的理论视角和研究证据出发分析这一问题，并提出两种竞争性假设：(1)中国人的社会流动信念随时间下降(假设 1)；(2)中国人的社会流动信念随时间不会下降(假设 2)。”

“就社会流动信念而言，近十年我国现代化进程中的若干社会生态变化可能通过改变个体对流动机会、竞争压力和阶层结构的感知，削弱其社会流动信念。本研究从以下三个相互关联的视角具体阐述中国人社会流动信念可能下降的依据：(1)经济增速放缓；(2)社会比较范围扩展；(3)经济不平等持续高位。”

意见 8：“这句主流叙事不能排除社会流动信念上升的观点。在社会流动信念可能保持稳定这一小节存在很多论述有类似问题，为什么与美国人相比，中国人的内归因倾向会支持(向上）流动信念的稳定呢？作者现在论证的是流动信念的变迁，那么应该是讲中国人的内归因倾向稳定不变，也就是内归因倾向的变迁情况，而不是说中美比较。如果中国民众普遍内归因倾向，但是内归因倾向性下降了呢？就是说作者的逻辑是有些脱离变迁的逻辑而自说自话了。”(原文：当今中国社会中“努力就有回报”仍是主流叙事.....)

回应：感谢审稿专家的意见。我们认同原论述存在两个问题：一是采用了中美横截面比较，偏离了变迁逻辑；二是如果采用内归因倾向作为解释的话，应考虑其本身是否随时间稳定。我们已删除了原文中关于中美归因差异的横截面比较(Stevenson et al., 1993)，并补充了内归因倾向跨时间稳定性的直接证据。一项横断历史元分析发现，中国大学生的内归因倾向在 2001~2019 年间未发生显著变化(Wang & Xin, 2023)。这说明，中国民众的内归因倾向作为一种稳定的文化心理特征持续存在，保持着相当的稳定性。因此，它可能能够在外部环境趋紧时持续发挥作用，从而缓解不利因素对社会流动信念的削弱。关于论据未排除上升的问题，已在意见 1 的回应中进行说明。

意见 9：“明确阐述研究目的”(原文：1.3 本研究目的与思路.....有理论和证据分别为中国人社会流动信念的下降和稳定提供了支持。)

回应：感谢审稿专家的意见。原文“1.3 本研究目的与思路”部分在开头未先行点明研究目的，而是仍在延续 1.2 部分的理论对话，研究目的不够突出。我们已在 1.3 开头增补了一句表述，开门见山地说明本研究的目的、方法与范围，使段落结构更为清晰。

修改后的正文内容如下**(p.37)**：

> “为了探讨中国人社会流动信念的变化趋势，本研究将采用横断历史元分析方法，对 2014 至 2024 年间使用社会流动信念量表的研究进行系统分析。本研究具体思路如下：首先，检验社会流动信念得分的均值与数据收集年份之间的关系，并在控制样本类型、测量工具、出版类型等研究特征后考察这一关系的稳健性。其次，本研究将从测量维度(个人层面的流动信念与社会层面的流动信念)和样本群体(中学生、大学生与一般成人)两个层面进行亚组分析，以更细致地检验社会流动信念在不同维度和群体中的时间变化。最后，为初步从宏观社会层面理解社会流动信念变化趋势的可能成因，本研究将考察近十余年反映中国社会宏观变迁的社会指标与社会流动信念之间的关联，以探索哪些宏观社会因素可能与社会流动信念的变迁相关联。”

意见 10：“词的组合检索是如何的。”(原文：英文文献来自于.....为关键词进行检索)

回应：感谢审稿专家的指出。我们考虑到不同数据库的检索语法存在差异，呈现逐库的完整检索式较为冗长。参考其他横断历史元分析的方法(苑明亮 等, 2024; 王祥坤 等, 2024; 张子健, 2025; Wang & Xin, 2023)，我们在正文仅作关键词的概括说明，并将完整检索式呈现于补充材料。https://osf.io/fyph3/overview?view_only=3cfa3dab07df435094394fa34b83da4d

参考文献：

苑明亮, 伍俊辉, 金淑娴, 林靓, 寇彧. (2024). 中国社会陌生人之间合作行为的变迁: 基于社会困境研究的元分析(1999~2019). *心理学报*, *56*(9), 1159.

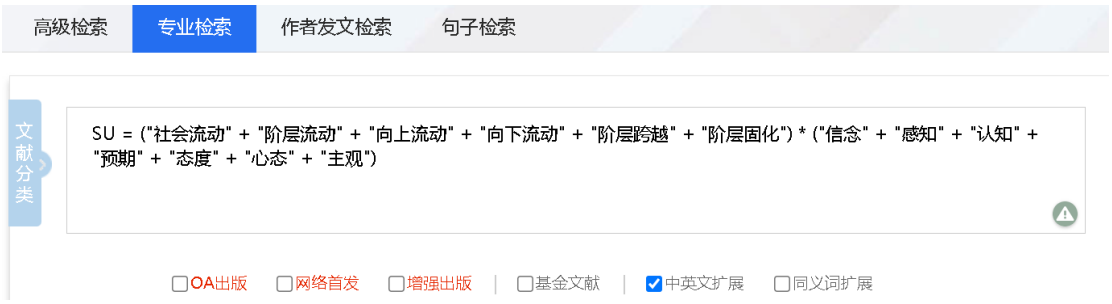
王祥坤, 辛自强, 侯友. (2024). 我国大中学生道德推脱水平的变迁及宏观成因. *心理学报*, *56*(7), 859-875.

张子健, 陈继文, 彭顺, 吴佳慧, 王思倩. (2025). 中国内地学生学习投入的变迁 (2006～2024 年). *心理科学进展*, *33*(12), 2069.

Wang, X., & Xin, Z. (2023). Cross-temporal meta-analyses of changes in the locus of control among Chinese college students: No changes were also a trend. *Journal of Pacific Rim Psychology*, *17*, 18344909231164770.

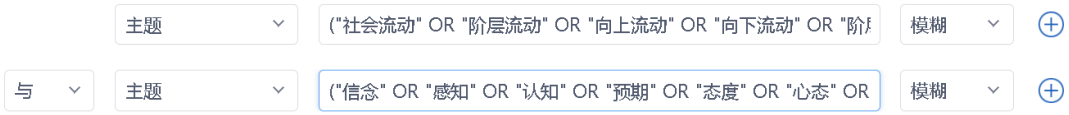
以下内容已上传至补充材料：

中国知网(专业检索)：



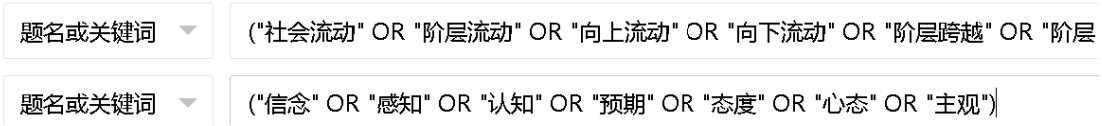
万方数据库(高级检索)：

主题:("社会流动" OR "阶层流动" OR "向上流动" OR "向下流动" OR "阶层跨越" OR "阶层固化") AND 主题:("信念" OR "感知" OR "认知" OR "预期" OR "态度" OR "心态" OR "主观")



维普中文期刊服务平台(高级检索)：

题名或关键词:("社会流动" OR "阶层流动" OR "向上流动" OR "向下流动" OR "阶层跨越" OR "阶层固化") AND 题名或关键词=("信念" OR "感知" OR "认知" OR "预期" OR "态度" OR "心态" OR "主观")



Google Scholar：

TS=(("social mobility" OR "class mobility" OR "upward mobility" OR "downward mobility" OR "social stratification" OR "status mobility") AND ("belief*" OR "perceiv*" OR "perception*" OR "expect*" OR "attitude*" OR "mindset*" OR "subjective") AND ("China" OR "Chinese"))

Web of Science(高级检索)：

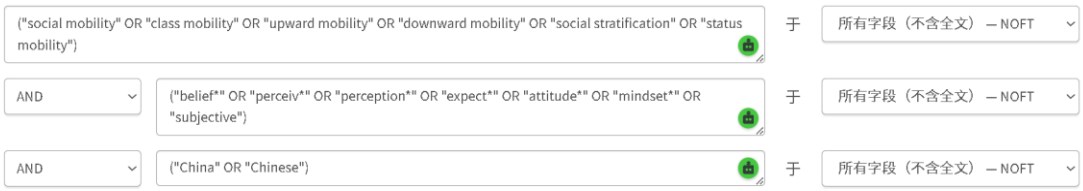
TS=("social mobility" OR "class mobility" OR "upward mobility" OR "downward mobility" OR "social stratification" OR "status mobility") AND ("belief*" OR "perceiv*"

OR "perception*" OR "expect*" OR "attitude*" OR "mindset*" OR "subjective") AND TS=("China" OR "Chinese")



ProQuest(高级检索)：

noft(("social mobility" OR "class mobility" OR "upward mobility" OR "downward mobility" OR "social stratification" OR "status mobility")) AND noft(("belief*" OR "perceiv*" OR "perception*" OR "expect*" OR "attitude*" OR "mindset*" OR "subjective")) AND noft(("China" OR "Chinese"))



意见 11：“为何这三类加起来就可以涵盖中国人这个群体呢？而且中学生和大学生的样本量几乎是非学生成人的三倍。”(原文：纳入元分析的研究需符合以下标准.....被试群体是中国被试，包括中学生、大学生和非学生成人被试)

回应：感谢审稿专家的意见。此处是我们写作有误，这三类是最终纳入文献的样本构成(即筛选的结果)，而非筛选时预设的标准，现已将这一不当表述删除。此外，审稿人 1 也同样提出了样本代表性的问题，我们做了如下修改：(1)已将标题中的“中国人”调整为“中国样本”(现标题为：社会流动信念的变迁：一项基于 2014~2024 年**中国样本**的横断历史元分析)，并对正文相关表述作了同步修改；(2)我们在摘要及方法部分明确标注了样本的群体构成，以提示读者注意样本的群体分布，避免过度推广。

修改后的正文内容如下**(p.38)**：

“纳入元分析的研究需符合以下标准:(1)研究的数据在中国大陆收集；(2)被试群体是中国被试；(3)研究必须使用了直接测量社会流动信念的量表；(4)研究必须报告了清晰的样本量(*N*)、使用该量表的总均值(*M*)和标准差(*SD*)，或者提供了能够推算这些指标的基础描述性统计量；(5)研究类型为定量实证研究。基于上述纳入标

准，本研究共纳入 50 篇文献，总计 57 个独立样本和 28089 名被试(中学生 9462 名、大学生 11091 名、非学生成人 7536 名)，时间跨度为 2014 年到 2024 年。由于部分文献包含多个子样本，这些子样本均来自互不重叠的被试群体，故分别作为独立样本编码和纳入。”

意见 12：“流动信念变迁的社会影响因素，这部分引证应该在放在文献综述部分，方法部分不应该有这样的大段论证。”(原文：本研究在选取宏观社会指标时.....以期更系统地考察不同维度的宏观社会变迁与社会流动信念之间的关系。)

回应：感谢审稿专家的意见。我们同意方法部分不宜展开大段理论引证。宏观社会指标的选取、操作化和数据来源属于方法内容，因此我们在方法部分仍保留了必要的指标说明；而将对宏观社会指标三维度划分(现代化进程、社会治理、经济风险)的理论说明，我们已将这段论证从“2.3 宏观社会指标的选取与数据来源”移至“1.3 本研究目的与思路”，使其与本研究的理论框架相衔接。

修改后的正文内容如下**(pp.37-38, 40)**：

“为了探讨中国人社会流动信念的变化趋势，本研究将采用横断历史元分析方法，对 2014 至 2024 年间使用社会流动信念量表的研究进行系统分析。本研究具体思路如下：首先，检验社会流动信念得分的均值与数据收集年份之间的关系，并在控制样本类型、测量工具、出版类型等研究特征后考察这一关系的稳健性。其次，本研究将从测量维度(个人层面的流动信念与社会层面的流动信念)和样本群体(中学生、大学生与一般成人)两个层面进行亚组分析，以更细致地检验社会流动信念在不同维度和群体中的时间变化。最后，为初步从宏观社会层面理解社会流动信念变化趋势的可能成因，本研究将考察近十余年反映中国社会宏观变迁的社会指标与社会流动信念之间的关联，以探索哪些宏观社会因素可能与社会流动信念的变迁相关联。在宏观社会指标的选取思路上，本研究参照社会变迁与人类发展理论并加以拓展。该理论指出，社会变迁主要表现为一系列社会生态特征由 Gemeinschaft(礼俗社会)向 Gesellschaft(法理社会)的方向性变化，具体涉及居住模式、教育模式、经济模式与技术环境等“发展性维度”。如前文所述，社会流动信念的变迁可能并非仅与现代化进程中的发展性因素有关，也可能受到“治理性维度”(即国家治理体系与公共服务投入水平，如法治建设、反腐治理与社会保障等；

Kaufmann et al., 2011, Kaufmann & Kraay, 2024)与“压力性维度”(即个体、家庭或社会面临的经济不安全因素，如收入不平等与经济增长放缓等；OECD, 2024)影响。本研究在现代化进程指标之外，进一步引入社会治理与经济风险两类指标，以期初步探索不同维度的宏观社会变迁与社会流动信念之间的关系(具体指标选取与数据来源见 2.3 部分)。”

“为探索宏观社会因素与社会流动信念之间的关系，本研究将宏观社会指标划分为三类：现代化进程类指标、社会治理类指标与经济风险类指标。”

意见 13：“这一部分前面表述了 57 个样本来自 50 篇文献，是否存在着同一文献多样本存在非独立性，应该做出说明。”(原文：本研究采用加权最小二乘回归进行分析，以样本量为权重)

回应：感谢审稿专家的意见。本研究中“57 个独立样本来自 50 篇文献”的情况，均源于部分文献包含多个基于不重叠被试的子研究或子样本(例如同一篇文献中的多个研究分别施测于不同批次的被试)，而非同一批被试被重复纳入。我们已在正文 2.1 部分对这一点作出明确说明。

修改后的正文内容如下**(p.38)**：

“基于上述纳入标准，本研究共纳入 50 篇文献，总计 57 个独立样本和 28089 名被试(中学生 9462 名、大学生 11091 名、非学生成人 7536 名)，时间跨度为 2014 年到 2024 年。由于部分文献包含多个子样本，这些子样本均来自互不重叠的被试群体，故分别作为独立样本编码和纳入。”

意见 14：“根据公式算出来的是应该是负数。确认一下公式是不是应为绝对值或者是 2024 年-2014 年？”(原文：最终计算的效应量 *d* 的数值为 0.05)

回应：感谢审稿专家的意见。经核查，效应量 *d* 的计算应为$(M_{2024}-M_{2014})/SD$，原文公式中两项的先后顺序误写为$(M_{2014}-M_{2024})$，导致与正数结果不一致，实际计算结果无误。我们已更正公式表述，并核对了全文所有效应量的计算结果。

修改后的正文内容如下**(p.44)**：

$$d=\frac{M_{2024}-M_{2014}}{SD}$$

意见 15：“结果不显著，效应量还这么大，作者应给出合理解释。为什么现实幅度很大，但是差异并不显著呢？是不是抽样的波动过大导致这个上升趋势达不到统计学标准呢？”(原文：年份的预测作用同样不显著，b = 1.489, SE = 0.965, p = .133, β= 0.26, 95% CI [−0.478, 3.455], d = 0.88)

回应：十分感谢审稿专家的意见。这一意见触及横断历史元分析中效应量的含义问题，我们借此作一澄清。

首先需要说明，横断历史元分析的 d 是按 Twenge 等(2004)的算法，由年代对各研究均值回归所得的斜率 B 外推估算研究起止年的预测均值之差，再除以各研究的平均标准差所得。本研究中的 d 值计算所采用的也是这一方法，即下方公式：

$$d = \frac{M_{2024} - M_{2014}}{SD}$$

因此，本研究 d = 0.88 表示的是按回归斜率外推、十年间预测均值变化约 0.88 个标准差，是一个基于回归预测的标准化变化量。正因如此，d 较大与结果不显著之间并不矛盾。社会层面流动信念的回归斜率点估计较大(b = 1.489)，外推十年得到的标准化变化量因而也较大(d = 0.88)；但这一斜率并不显著(p = .133)，其标准误较大、置信区间跨越 0(95% CI [−0.478, 3.455])，意味着年代与社会流动信念之间是否存在线性关系本身尚不确定。也就是说，d = 0.88 是基于一个不显著的回归系数外推而来，其本身同样不可靠，不能被解读为社会流动信念存在可靠的上升。

这种较大的不确定性，主要源于社会层面流动信念的独立样本量相对有限、样本在各年份间分布不均(早期年份稀少)，以及研究间测量值波动较大，正如审稿专家所推测的，正是这种较大的抽样波动使得数值上的上升趋势未能达到统计显著水平。

基于此，我们在结果作了审慎表述，明确说明社会层面的流动信念在数值上虽呈上升但未达显著，该效应量需谨慎解读。这一结果仍与本研究的核心结论(未呈现显著的随时间变化)一致。

修改后的正文内容如下**(pp.44-45)**：

> “对个人层面的流动信念得分的加权回归分析显示，年份的预测作用不显著，b = −0.001, SE = 0.434, p = .999, β = 0.01, 95% CI [−0.904,0.903]。基于回归方程，个人

层面的流动信念得分的预测值几乎无变化(从起始年的 56.89 下降至终止年的 56.88，d = −0.01)，未呈现随时间变化的趋势(见图 2)。对社会层面的流动信念得分的加权回归分析显示，年份的预测作用同样不显著，社会层面的流动信念得分的预测值从起始年的 47.79 上升至终止年的 62.68, b = 1.489, SE = 0.965, p = .133, β= 0.26, 95% CI [−0.478, 3.455], d = 0.88。需要指出的是，该效应量是基于年份回归系数点估计换算得到的标准化变化幅度。虽然该效应量点估计较大，但年份回归系数本身未达到统计显著，且 95%置信区间跨越 0。因此，当前结果仍不能支持社会层面的流动信念存在显著的上升趋势。进一步地，为检验两个维度的时间变化趋势是否存在差异，在加权回归模型中纳入年份 × 维度的交互项。结果显示，维度主效应不显著，b = 1.333, SE = 2.327, p = .569；年份 × 维度交互效应不显著(b = 1.489, SE = 1.043, p = .159)，表明个人流动信念与社会流动信念的时间变化趋势无显著差异。以上结果表明，社会流动信念的稳定在不同维度上具有一致性。”

意见 16：“经济减速幅度的指标操作化与相关方向存在矛盾，未在讨论中给出合理解释。按照常理，经济减速越快，人们应感到流动机会减少，预期应为负相关。当前结果呈现正向关联(尽管不显著），与直觉和理论预期相悖。讨论中完全没有提及这一矛盾，也未解释可能的原因。”(原文：表 3 社会指标与社会流动信念的滞后相关分析)

回应：感谢审稿专家的意见。原文确实未对经济减速幅度与社会流动信念之间的关联方向作出说明，尤其未解释当期呈现的正向关联何以与直觉相悖。我们已在讨论中补充了相应说明。具体而言，我们首先明确：经济减速幅度与社会流动信念的关联在当期及各滞后期均未达显著，且系数方向并不一致(由当期的微弱正向转为长滞后期的负向)，二者之间不存在稳定的线性关联，因此不宜对其作方向性的实质解读。在此前提下，我们给出了两种可能的诠释。其一，当期的微弱正向关联可能与经济下行时系统合理化倾向的短期增强有关——现实压力反而可能促使个体更积极地看待既有社会秩序，从而在短期内未削弱其流动信念；其二，长滞后期出现的负向关联，可能反映经济下行的不利影响需经一段时间累积方才逐渐显现。我们同时强调，由于各期系数均不显著，上述诠释均属推测，仅作为有待未来基于更长时段、更密集数据检验的线索，本研究不据此作实质性结论。

修改后的正文内容如下**(p.50)**：

“反映经济发展相对水平的经济减速幅度与社会流动信念的关联在当期及各滞后

期均未达统计显著水平，且系数方向并不一致(由当期的微弱正向转为长滞后期的负向)，二者之间不存在稳定的线性关联。对于这一结果，一方面可能反映了当期的微弱正向与经济下行时系统合理化倾向的短期增强有关；另一方面，在长滞后期显现出的负向关联，可能反映经济下行的不利影响需经一段时间累积方才显现。然而，鉴于各期系数均不显著，本研究不对其作实质性解读，有待未来基于更长时段、更密集的数据加以检验。”

意见 17：“中学的斜率确实是高，但是依旧是不显著。此处讨论存在过度解释，且缺乏必要限定，这个趋势非常不稳定，不适合给出较强的实质性解释，存在过度解释，尤其是心理保护功能的机制性推断。且本文中没有测量学校教育叙事或优绩主义等相关内容，前文也没有铺垫，这里不建议过分推断。”(原文：中学生群体的上升斜率在三组中最大.....这一潜在趋势提示了教育系统在维持流动信念方面可能发挥了某种心理保护功能)

回应：感谢审稿专家的意见。我们完全认同此处存在过度解释的问题。原文对中学生群体斜率最大这一现象给出了“学校教育塑造” “优绩主义叙事” “心理保护功能”等机制性推断，但正如审稿人所指出，该趋势并不显著(p = .266)、统计上并不稳健，且本研究并未测量学校教育经历、优绩主义信念等相关变量，前文亦无相应铺垫，此类推断确实缺乏依据。我们已删除 4.1 中关于该趋势的全部机制性解释。

修改后的正文内容如下**(p.48)**：

“本研究采用横断历史元分析方法，对 2014 至 2024 年间使用自陈式量表测量中国被试社会流动信念的 50 篇文献进行了系统分析(共 57 个独立样本，N = 28089)。结果发现，2014~2024 年间既有文献所覆盖的中国样本中，社会流动信念得分未呈现显著下降趋势，呈现出一定的稳定性，并且这种稳定性在不同测量维度(个人层面的流动信念、社会层面的流动信念)和样本群体(中学生、大学生、成人)上均表现出一致性。该结果揭示了，尽管宏观社会环境持续变化，个体对自己或他人未来社会经济地位改善的期望和信心在这一特定时期内仍保持了相对稳定的基调。”

意见 18：“这个特殊性要怎么理解？”(原文：值得注意的是，本研究观察到的社会流动信念的稳定性在当前中国社会心态变迁的整体语境中具有一定独特性。)

回应：感谢审稿专家的意见。我们的本意是表达在发现如此多指标存在显著方向性变动的背

景下，社会流动信念却保持相对稳定，这一稳定本身就构成了一个有待解释的理论问题，也正是本研究后续尝试通过探讨社会因素与社会流动信念的关系加以回答的问题。但在原文的表述中，仅笼统地称社会流动信念的稳定性“具有一定独特性”，未说明这种独特性具体体现在何处，存在表述不明的问题。我们在文中已对此处的表述进行了修改。

修改后的正文内容如下**(p.48)**：

> “值得注意的是，在近年来中国多项社会心态和行为指标呈现明确方向性变化的背景下，社会流动信念的稳定显得尤为特殊。例如，已有的横断历史元分析显示，陌生人之间的合作行为在 1999 至 2019 年间显著上升(苑明亮等, 2024)，大学生自尊在 1993 至 2013 年间持续下降(沙晶莹, 张向葵, 2016)，人际信任水平在改革开放以来的几十年间整体回落(辛自强, 2019)。这些指标无论方向如何，都随社会变迁呈现出系统性的趋势性变动；相比之下，社会流动信念在 2014 至 2024 年间表现出的跨维度、跨群体稳定性，呈现出一种与上述指标‘非同步’的变迁模式。”

意见 19：“重复，文献综述作为某一假设的支撑文献，讨论里又因为结果没有验证又把这些作为对比的文献，我觉得不太妥当。”(原文：事实上，中国近年来的多个社会心态指标都呈现出明确的方向性变化。例如，已有的横断历史元分析表明，陌生人之间的合作行为在 1999 至 2019 年间显著上升(苑明亮等, 2024)，大学生自尊在 1993 至 2013 年间持续下降(沙晶莹, 张向葵, 2016)，人际信任水平在改革开放以来的几十年间整体回落(辛自强, 2019)。

回应：感谢审稿专家的意见。关于这几项研究在引言与讨论中的使用，我们作如下说明。一方面，在引言中，这几项研究并非作为某一假设的支撑文献，而是作为社会变迁与人类发展理论在中国情境下适用性的例证，用以说明现代化变迁会带来社会心态的系统性改变。关于这一点的表述，我们已在前文相应处作了调整(详见对意见 8 的回应)，更清晰地将其界定为理论适用性的例证。另一方面，在讨论中，这几项研究的作用与引言不同，是作为“其他社会心态指标普遍变动、而社会流动信念保持相对稳定”这一对照的参照。我们的本意是表达：在如此多指标都呈现明确方向性变动的背景下，社会流动信念却保持相对稳定，这一稳定本身便构成了一个有待解释的理论问题。原文的表述与后文衔接不当，存在表述不明的问题。我们已对该处表述作了修改，详见对上一条意见 18 的回应。

意见 20：“文献支撑？”(原文：反腐立案数的累积上升则可能向个体传递社会规则正在被执行和维护的信号，强化其对规则一致性和制度公平性的整体感知。此外，国家教育经费支出、

社保支出占比等公共投入指标的持续提升，也可能通过强化社会保障网络与教育公共服务的覆盖范围，间接增强个体对社会系统支持性的整体信任。)

回应：感谢审稿专家指出。原文这两处推断缺乏文献支撑，我们已补充相关文献：(1)关于反腐治理与制度公平感知的实证证据；(2)社会治理质量与系统信任的实证证据。

修改后的正文内容如下**(p.49)**：

> “反腐立案数的累积上升则可能向个体传递社会规则正在被执行和维护的信号，强化其对规则一致性和制度公平性的整体感知(Yue & Liu, 2024)。此外，国家教育经费支出、社保支出占比等公共投入指标的持续提升，也可能通过强化社会保障网络与教育公共服务的覆盖范围，间接增强个体对社会系统支持性的整体信任(Ma et al., 2024)。”

新增参考文献：

Ma, Y., Ma, B., Yu, L., Ma, M., & Dong, Y. (2024). Perceived social fairness and trust in government serially mediate the effect of governance quality on subjective well-being. *Scientific Reports*, *14*(1), 15905.

Yue, L., & Liu, Q. (2024). How anti-corruption actions win hearts: The evaluation of anti-corruption performance, social inequality and political trust—Evidence from the Asian Barometer Survey and the Latino Barometer Survey. *International Journal of Comparative Sociology*, *65*(5), 664-685.

意见 21：“并未对阶层固化感、焦虑等相关的心理变量进行系统分析，可能存在过度推断。”(原文：本研究结果同时也表明阶层固化等焦虑话语虽然在公共讨论中颇为常见，但并未在实证层面转化为整体性的心态恶化。)

回应：感谢审稿专家的意见。原文“本研究结果同时也表明阶层固化等焦虑话语虽然在公共讨论中颇为常见，但并未在实证层面转化为整体性的心态恶化。”一句，用词超出了本研究测量的构念。此句的本意是想刻画“话语悲观、信念却稳定”这一对照的张力，但在写作时未能良好表达，存在过度推断，我们已将该句修改。

修改后的正文内容如下**(p.51)**：

> “研究结果也提示，对流动前景的悲观预期虽然在公共讨论中颇为常见，但并未在实证层面转化为整体性的信念下降。”

第二轮

审稿人 1 意见：

无进一步修改意见。

回应：非常感谢审稿专家对本次修改的认可，也再次感谢您在前一轮审稿中提出的宝贵意见，这些意见对我们进一步完善论文提供了很大帮助。

审稿人 2 意见：

再次感谢给予宝贵的学习机会。作者对本轮审稿意见进行了全面、细致且实质性的回应与修改，论文质量较初稿有了显著提升。但是有些问题作者并未作出有效解释和修改，建议作者酌情进一步完善。

回应：非常感谢审稿专家再次对本文进行细致、严谨的审阅，并进一步提出一系列具体且富有建设性的意见。这些意见对我们进一步深入思考该论文的科学问题和行文逻辑具有非常大的帮助。以下我们将针对审稿专家提出的各项意见逐条作出澄清与回应，并说明稿件中的相应修改。为清楚区分两轮修改，我们已将原稿和第一轮修订中的彩色字体统一恢复为黑色，仅将本轮新增或修改的内容标为蓝色。

意见 1：关于究竟是发现显著下降，还是保持稳定的问题。统计上的“未检测到显著的下降趋势”只能说明现有数据不足以拒绝零假设，但是不能等同于“信念保持稳定”。所以作者虽然把假设 2 从稳定改为了不会下降，但是全文仍大量使用保持稳定、呈现稳定性、稳定基调等肯定性表述，所以本质上还是在用“不显著”的结果包装出一个稳定的实质性结论。特别是 $b = 1.489$、$d = 0.88$ 的点估计值确实较大，效应量已接近大效应，且成人群体也有类似的微弱上升趋势($b = 0.809, p = .115$)，都需要作者仔细考虑这些统计结果是否暗示了某种趋势(可能还存有上升趋势)，而非单纯的稳定。建议作者重新审视表述，避免将统计不显著直接等同于理论上的无变化或稳定性，防止读者产生误解，从而提升论证的严密性与学术规范性。

回应：感谢审稿专家的意见。为了避免读者产生误解，我们已删除引言中将“稳定”作为预设结果的相关表述。为更加准确地呈现研究发现，我们也同步审查并修改了结果、讨论及结论部分有关表述。

在部分表述中，我们认为在做出明确限定的前提下，“相对稳定”仍可作为对本研究总体数据模式的描述性概括。**其依据不仅在于年份效应未达到显著水平，还包括对实际变化幅**

度的综合考察。在完整模型中控制众多研究特征后，年份效应的点估计接近于零($b = 0.084$)，2014 年和 2024 年的模型预测值分别为 56.02 和 56.86，十年间变化 0.84 个 PSM 分数，标准化变化量点估计为 $d = 0.05$；且二次年份效应也未达到显著水平，未发现明显的非线性变化趋势。此外，个人层面社会流动信念的年份效应点估计几乎为零($b = -0.001$)，其起止年份预测值亦基本相同。因此，从年份效应、实际变化幅度及变化趋势来看，整体数据模式可概括为相对稳定。对于社会层面社会流动信念的结果，我们则修改为更加谨慎的表述。

这种限定性使用“稳定(stable/stability)”的做法，在目前的横断历史元分析研究也较为常见。例如，Wang 和 Xin(2023)在报告中国大学生内外控水平的年份效应均未达到显著水平后，在摘要和正文中均将结果概括为内控与外控在过去二十年中趋于稳定(“both internal and external controls **tended to be stable** in the last two decades among Chinese college students”)；Hamamura 和 Septarini(2017)对 1978~2014 年澳大利亚人自尊水平进行横断历史元分析，完整模型中的年份系数接近于零，且起止年份预测均值几乎相同，作者因而认为该时期自尊水平保持稳定(“We therefore conclude that self-esteem among Australians has been **stable** during the period examined”)；Curran 等(2026)在检验完美主义与焦虑、抑郁之间的相关是否随时间变化时，发现年份效应及年份与结果类型的交互效应均未达到显著水平，随后将结果概括为：“correlations between perfectionism and psychopathology **remained stable** over time”。国内研究也有类似表述：陈必忠和孙晓军(2022)发现大学生时间价值感的年代效应不显著，且线性、曲线模型和散点轨迹均未显示明显变化，遂将其概括为“**保持稳定**”；杨明、辛素飞和辛自强(2026)也将未呈现明显年代变化的追求成功动机表述为“**随年代保持稳定**”。这些研究说明，在横断历史元分析文献中，“**稳定/stable**”有时被用于描述点估计接近于零、预测轨迹缺少明显方向性变化且时间效应未达到显著水平的数据模式，而不专门指经过等效性检验所证明的严格不变。我们引用这些研究并非意在主张“不显著即等于稳定”，而是为了说明，在明确其描述性和限定性含义后，“稳定”是元分析中较为常见的术语使用方式。

参考文献：

杨明, 辛素飞, 辛自强. (2026). 社会支持弱化与倾向避免失败: 中国大学生成就动机的代际演变. 心理发展与教育, 42(4), 525-535.

陈必忠, 孙晓军. (2022). 中国内地大学生时间管理倾向的时代变迁：1999~2020. *心理科学进展* , *30*(9), 1968-1980.

Wang, X., & Xin, Z. (2023). Cross-temporal meta-analyses of changes in the locus of control among Chinese college students: No changes were also a trend. *Journal of Pacific Rim Psychology*, *17*, 18344909231164770.

Hamamura, T., & Septarini, B. G. (2017). Culture and self-esteem over time: A cross-temporal meta-analysis among Australians, 1978-2014. *Social Psychological and Personality Science*, *8*(8), 904-909.

Curran, T., Hill, A., & Pose, P. M. (2026). Perfectionism is accelerating over time: A cross-temporal meta-analytic review of 35 years of college student data. *Psychological Bulletin*, *152*(3), 255.

此处修改较为分散，为方便审稿专家审阅，我们采用修改前后对比的方式更直观的呈现修改内容：

“按测量维度(个人层面、社会层面)和样本群体(中学生、大学生、成人)进行的亚组分析也均未发现显著的下降趋势，表明这种稳定性在不同测量维度和群体中具有一致性”**(修改前)** → “按测量维度(个人层面、社会层面)和样本群体(中学生、大学生、成人)进行的亚组分析也均未发现显著的时间变化趋势”**(修改后, p.49)**

“这些社会变迁既可能朝削弱社会流动信念的方向作用，也可能存在维持其稳定的力量”**(修改前)** → “这些社会变迁既可能朝削弱社会流动信念的方向作用，也可能存在抵消下降压力、维持社会流动信念的反向力量”**(修改后, p.51)**

“经济总量的增长与社会建设的持续发展也为社会流动信念的稳定提供诸多现实基础”**(修改前)** → “经济总量的增长与社会建设的持续发展也为社会流动信念的维持提供诸多现实基础”**(修改后, p.53)**

“既有理论和证据分别为中国人社会流动信念的下降和稳定提供了支持**(修改前)** → “既有理论和证据分别为中国人社会流动信念的变化提供了不同的预测”**(修改后, p.54)**

“宏观经济与社会发展的持续推进，人们维护社会系统公正性的心理动机以及中国独特的文化传统，则可能为这一信念的稳定提供现实、心理与文化层面的多重支撑”**(修改前)** → “宏观经济与社会发展的累积成果、人们维护社会系统公正性的心理动机以及中国独特的文化传统，则可能缓冲上述因素带来的下降压力”**(修改后, p.54)**

“经计算，2014 年社会流动信念的预测值 M_{2014}为 56.02，2024 年的预测值 M_{2024}为 56.86。10 年间，社会流动信念的 PSM 值上升了 0.84 分。平均标准差 *SD* 为 17.11，最终计算的效应量 *d* 的数值为 0.05，根据 Cohen(1992)的效应量大小标准，这一效应量远小于小效应(0.2~0.5)的阈值。结合年份回归系数不显著的结果，说明从 2014 年至 2024 年间，中国样本的社会流动信念在整体上保持稳定，未呈现明显的变化趋势”**(修改前)** → “经计算，2014 年社会流动信念的预测值 M_{2014}为 56.02，2024 年的预测值 M_{2024}为 56.86。10 年间，社会流动信念的 PSM 值上升了 0.84 分。平均标准差 *SD* 为 17.11，最终计算的效应量 *d* 的数值为 0.05，根据 Cohen(1992)的效

应量大小标准，这一效应量远小于小效应(0.2~0.5)的阈值。综合来看，十年间社会流动信念的实际变化幅度较低且年份回归系数未达到显著水平，表明2014~2024 年间中国样本的社会流动信念未呈现明确的年代变化，总体呈相对稳定的数据模式。”**(修改后, p.62)**

“为检验社会流动信念的时间稳定性是否在两个维度上具有一致性”**(修改前)** → “为检验社会流动信念的时间趋势是否在两个维度上具有一致性”**(修改后, p.62)**

“为考察社会流动信念的时间稳定性是否在不同样本群体中具有一致性”**(修改前)** → “为考察社会流动信念的时间趋势是否在不同样本群体中具有一致性”**(修改后, p.63)**

“上述结果表明，社会流动信念的时间稳定性不受发表类型和语言的影响”**(修改前)** → “上述结果表明，社会流动信念的时间变化趋势不受发表类型和语言的影响”**(修改后, p.64)**

“本研究采用横断历史元分析方法，对 2014 至 2024 年间使用自陈式量表测量中国被试社会流动信念的 50 篇文献进行了系统分析(共 57 个独立样本，N = 28089)。结果发现，2014~2024 年间既有文献所覆盖的中国样本中，社会流动信念得分未呈现显著下降趋势，呈现出一定的稳定性，并且这种稳定性在不同测量维度(个人层面的流动信念、社会层面的流动信念)和样本群体(中学生、大学生、成人)上均表现出一致性。该结果揭示了，尽管宏观社会环境持续变化，个体对自己或他人未来社会经济地位改善的期望和信心在这一特定时期内仍保持了相对稳定的基调”**(修改前)** → “本研究采用横断历史元分析方法，对 2014~2024 年间使用自陈式量表测量中国被试社会流动信念的 50 篇文献进行了系统分析(共 57 个独立样本，N = 28089)。结果显示，在控制相关研究特征后，年份效应的点估计接近于零(b = 0.084)，2014 年和 2024 年的模型预测值分别为 56.02 和 56.86，十年间变化量仅为 0.84(d = 0.05)，且未发现显著的非线性变化趋势。综合上述结果，2014~2024 年间既有文献所覆盖的中国样本中，社会流动信念总体未呈现明确的年代变化，表现出相对稳定的数据模式。进一步的分维度和分群体检验均未发现时间变化趋势存在显著差异。总体而言，个体对自己或他人未来社会经济地位改善的期望和信心在这一特定时期内仍保持了相对稳定的基调”**(修改后, p.67)**

“相比之下，社会流动信念在 2014 至 2024 年间表现出的跨维度、跨群体稳定性，呈现出一种与上述指标“非同步”的变迁模式”**(修改前)** → “相比之下，本研究所考察的社会流动信念总体稳定的结果，未呈现与上述指标相似的方向性趋势，表现出一种“非同步”的变迁模式”**(修改后, p.66)**

“综合而言，这些反映经济社会发展的绝对水平的多维指标通过共同扩展机会通道与提升流动信息的可及性，可能在宏观层面为社会流动信念的稳定提供持续支撑”**(修改前)** → “综合而言，这些反映经济社会发展绝对水平的多维指标，可能通过扩展机会通道与提升流动信息的可及性，对社会流动信念形成正向支撑，并在一定程度上抵消不利因素可能带来的影响”**(修改后, p.67)**

“相关治理工作者还应警惕“主观信念稳定”与“客观机会结构”之间可能出现的错位”**(修改前)** → “相关治理工作者还应警惕主观信念与客观机会之间可能出现的错位”**(修改后, p.69)**

未来研究可在更长的历史跨度上检验本研究关于社会流动信念稳定性的发现”**(修改前)** →未来研究可在更长的历史跨度上检验社会流动信念的变化”**(修改后, p.70)**

“反映社会现代化进程与社会治理的多维宏观指标与社会流动信念呈稳健的正向关联，是保持社会流动信念稳定的重要宏观基础”**(修改前)** → “反映社会现代化进程与社会治理的多维宏观指标与社会流动信念呈稳健的正向关联，是维系社会流动信念的重要宏观基础”**(修改后, p.71)**

意见 2：由此看到作者提出的假设，两个竞争性假设下降和不下降包含了一个零假设，但是竞争性假设是否应该是提出有明确预测方向的假设例如上升和下降呢。因为现在的假设其实是指有效应和零效应，不符合竞争性假设检验的一般范式，这种设定带来的就是，只要结果不显著，假设二就会成立，所以不会出现不符合假设的情况，但这实际是一种比较取巧的方式。

回应：感谢审稿专家的意见。本研究提出的两个假设均具有各自独立、明确的理论和研究依据，而不是将“下降”作为备择假设、将“不下降”作为缺乏实质内容的零假设。具体而言，经济增速放缓、社会比较范围扩展和经济不平等等理论分析与既有研究结果，共同支持社会流动信念可能随年代下降的预测；系统合理化倾向、经济社会发展的累积成果以及努力—成功文化叙事等理论和研究证据，则支持下降压力可能受到缓冲或抵消、社会流动信念呈现没有

明显变化的预测。基于两组理论力量可能产生不同结果，我们原先将其表述为不同的竞争性假设。

经重新审视，我们认同审稿专家指出的逻辑不对称问题，已删除“竞争性假设”的相关表述，不再将两种可能性设定为需要相互排斥的正式假设。参考多数横断历史元分析的常见做法(沙晶莹, 张向葵, 2016; 陈必忠, 孙晓军, 2022; 王祥坤 等, 2024)，将其改为两种不同的理论预测：一方面，部分社会变迁因素可能削弱社会流动信念；另一方面，现实、心理与文化层面的因素也可能缓冲这种削弱作用。相应地，我们也修改了结果和讨论部分，不仅依据年份效应不显著直接判断某一假设得到支持，而是结合回归系数、置信区间、起止年份预测值及标准化变化幅度对结果进行审慎解释。

参考文献：

沙晶莹, 张向葵. (2016). 中国大学生自尊变迁的横断历史研究：1993~ 2013. *心理科学进展*, *24*(11), 1712-1722

陈必忠, 孙晓军. (2022). 中国内地大学生时间管理倾向的时代变迁：1999~2020. *心理科学进展* , *30*(9), 1968-1980.

王祥坤, 辛自强, 侯友. (2024). 我国大中学生道德推脱水平的变迁及宏观成因. *心理学报*, *56*(7), 859-875.

修改后的正文内容如下**(pp.51, 54)**：

“下文将从不同的理论视角和研究证据出发分析这一问题，并提出两种不同的理论预测：(1)中国人的社会流动信念随时间下降；(2)中国人的社会流动信念随时间不会下降。”

“总的来说，既有理论和证据分别为中国人社会流动信念的变化提供了不同的预测。”

意见 3：关于社会变迁与文中理论适配性的问题。用现代化带来个体主义集体主义变化的理论一般解释自我构念、认知方式等，而社会流动信念作为社会态度信念范畴，其变迁机制与前面的几个相同吗？再就是用系统合理化理论来解释，是如何判定中国过去情境的呢？还有引用了李路路的研究指出近几十年如何，但是这篇文章是 2018 年的，时间窗口是否与本研究的十年有错位呢？

回应：十分感谢审稿专家的细致意见。

(1)**关于社会变迁与人类发展理论和社会流动信念之间的适配性问题。**原稿引入社会变迁与人类发展理论，主要是将其作为理解**宏观社会生态(及其变迁)如何塑造心理与社会认知**的总体框架，而不是作为社会流动信念具体变化方向的直接证据。现代化过程这一宏观背景

带来诸多社会生态的变迁，会通过不同的路径作用于不同的心理和行为。与自我构念和认知方式主要通过文化价值、社会化环境和学习方式发生变化不同，社会流动信念更直接地受到教育与职业机会、经济发展经验、竞争压力、社会比较信息、不平等程度及阶层结构等线索的影响。换言之，两类心理变量共享“宏观社会生态变化能够塑造个体心理”这一上位前提，但其具体作用路径并不相同。基于审稿专家的意见，我们在修订稿中进一步明确了上述关系。

修改后的正文内容如下**(pp.51)**：

> “社会流动信念并非一成不变，而是随着社会生态和文化环境的变迁而发生变化(Greenfield, 2009; Inglehart & Baker, 2000)。社会变迁与人类发展理论(Theory of Social Change and Human Development)认为，城市化、技术进步、教育扩展等现代化变迁会通过重塑日常生活环境和社会化经验，深刻改变个体的心理特征与社会认知方式(Greenfield, 2009, 2016)。已有研究表明，这一理论能够较好解释中国社会过去数十年的心理变迁。例如，合作行为、人际信任、自尊等社会心理与行为指标均与社会变迁过程密切相关(苑明亮 等, 2024; 辛自强, 2019; 沙晶莹, 张向葵, 2016)。然而，不同心理变量受到社会变迁影响的具体路径并不一致，社会流动信念在近十年间如何变化尚不明朗。近十余年来，中国社会在经济增长模式、收入分配格局、信息技术普及等方面经历了复杂且深刻的变迁。这些社会变迁既可能朝削弱社会流动信念的方向作用，也可能存在抵消下降压力、维持社会流动信念的反向力量。下文将从不同的理论视角和研究证据出发分析这一问题，并提出两种不同的理论预测：(1)中国人的社会流动信念随时间下降；(2)中国人的社会流动信念随时间不会下降”

(2)关于系统合理化理论。近十年来经济增速放缓、收入不平等持续高位等现实变化，可能使个体接触到更多有关社会公平性和个人发展前景的不利信息。系统合理化理论认为，面对这些威胁现有社会系统正当性的信息时，个体可能产生维护系统公正合理性的心理动机。也就是说，即使外部环境存在削弱社会流动信念的现实信息，但个体在主观上仍然相信社会存在向上流动机会，正是这种系统合理化动机的表现。本文引用该理论并不是将“中国样本的系统合理化倾向在过去十年间保持稳定”作为前提。无论系统合理化动机的总体水平在过去是否产生变化，其在威胁情境下都仍可能被激活并发挥作用，从而产生上述缓冲效应。我们已在正文中进一步阐述上述“宏观情境威胁—系统合理化反应—流动信念维持”的过程，使其更为清晰。

修改后的正文内容如下**(pp.52-53)**：

“首先，系统合理化理论为社会流动信念的韧性提供了心理学解释。该理论认为，人们具有将现存社会系统感知为公正合理的心理倾向，并表现出支持和维护现有体制和社会现状的心理和行为(Jost & Banaji, 1994; Jost et al., 2004)。这一倾向在个体面对威胁系统公正性的信息时尤为容易被激活。当个体接触到经济下行、收入不平等加剧等威胁社会系统正当性的信息时，这种动机可能被激活，以缓解由现实信息带来的心理不安(Jost & Hunyady, 2005; Kay et al., 2007; 杨沈龙 等, 2016)。社会流动是衡量社会系统是否公正的重要指标(丁毅, 纪婷婷, 2021)，对社会流动性的乐观判断，本身就反映了个体对现存社会系统公正合理性的支持。已有研究指出，人们对社会流动可能性的判断常常高于实际水平，这种对流动性的乐观倾向在心理功能上服务于对现有社会系统的维护(Jost, 2019)。类似地，对精英主义信念的实验研究表明，当个体所处的社会系统受到挑战时，低社会经济地位群体反而更倾向于抱有“成功取决于个人努力”的信念，作为维护系统合法性的心理工具(Wiederkehr et al., 2015)。从系统合理化理论的视角而言，近 10 年中国经济增速下行、不平等加剧等不利信息可能不仅不会削弱社会流动信念，反而会激活系统合理化动机(丁毅, 纪婷婷, 2021; 杨沈龙 等, 2016)。在这一动机作用下，个体可能继续相信社会中存在向上流动的机会，从而在一定程度上缓冲现实压力对社会流动信念的负面影响。换言之，维持较高的社会流动信念正是这一心理倾向的具体表现。”

(3)关于李路路(2018)研究的引用。此处的表述确有不严谨之处。我们增加这部分内容的原意并非将李路路等(2018)的研究作为与本研究时间窗口完全一致的客观流动证据，也不是据此直接解释 2014~2024 年社会流动信念的变化，而是希望从社会学视角提供一个历史性的客观参照。我们已对该部分作出修改：第一，明确标注李路路等(2018)研究的数据范围及其历史参照性质，避免与本研究 2014~2024 年的时间窗口混同。第二，删除客观流动趋势直接解释本研究结果的表述，仅将其作为理解主观流动信念的跨学科背景。第三，明确指出现有客观流动研究尚不能与本研究的完整时间窗口进行严格对应，未来研究可以结合同期的主客观数据直接检验客观机会结构与主观流动信念之间的同步或错位关系。

修改后的正文内容如下**(pp.68)**：

“此外，社会学等学科对客观社会流动的研究为理解本研究的发现也提供重要参照。从客观流动的实证研究来看，一方面，伴随工业化与市场化转型带来的职业结构变迁，社会总体的流动机会持续增加，代际间的总流动率在改革开放四十年间从约 0.38 持续上升至 0.71，个体跨越原有阶层的可能性显著提高(李路路 等, 2018)。另一方面，衡量社会开放程度的相对流动率则呈现“N 型”的阶段性波动：改革开放前到 20 世纪 80 年代末，代际关联系数陡然上升，相对流动率下降；从 20 世纪 90 年代至 21 世纪初的近二十年间，代际关联系数持续下降，相对流动率不断增长；然而在最近十年，代际关联系数出现反弹，相对流动率再次下降，反映出家庭出身的影响重新增强(李路路 等, 2018)。可见，客观流动格局的长期演变呈现总体流动机会扩展与相对流动阶段性变化并存的复杂特征，这一发现为理解主观流动信念提供了跨学科的历史背景参照。不过，现有客观流动证据尚不能与本研究的完整时间窗口严格对应，未来研究也可以在同一时期内进一步明确考察社会流动信念与客观流动现实的关系。”

意见 4：关于不同量表拟合的问题。不同的量表测的是不是同一个东西？简单拟合的风险很大。作者上一轮的回应回答了结论的稳健性，但不是量表构念的等值性。我担心这些量表所测量的“社会流动信念”在内涵、维度还有参照点等方面都是否等价？把几类不同量表的得分强行拉到一个区间然后合并，是否会存在不同东西相加的问题呢？所以我觉得作者始终没有正面回应构念效度的质疑，而是用结论并不依赖某一量表绕开了这些量表测的可能不是同一构念这个根本问题。

回应：感谢审稿专家的意见。

经重新审视，我们认为需要首先区分“不同工具是否完全等值”与“不同工具能否在元分析中进行综合”这两个问题。受限于横断历史元分析所使用的是既有研究报告的汇总数据，无法进行传统意义上的跨工具测量不变性检验。但元分析的基本目的之一，是对不同研究中针对同一理论构念所采用的不同操作化测量进行综合。纳入研究并不必然需要使用题项、计分方式和心理测量参数完全相同的工具。更为关键的是，不同工具是否指向同一目标构念，其得分是否具有一致的理论含义，以及工具差异是否对总体效应或变化趋势造成系统性影响。换言之，跨工具的完全测量等值并不是开展元分析的必要前提，但不同测量结果之间必须具有足够的构念可比性。本研究在实际的文献检索、编码、数据处理中，首先就是对各量

表的理论定义与题项内容进行核查以确保构念一致性，随后再通过最大量尺百分比转换统一其计分范围。

同时，本研究并未忽略不同工具可能带来的异质性。我们通过将量表类型纳入完整模型、检验量表类型与年份的交互效应，以及上一轮修改中补充开展的逐一排除量表的敏感性分析，对不同测量工具可能带来的不确定性在统计上作出了必要控制。这些分析虽然不能证明不同工具在心理测量意义上完全等值，但能够说明本研究所得的总体年代趋势并非由某一种量表主导，也未因量表类型不同而呈现系统性差异。

为进一步回应审稿专家对构念可比性的关切，我们在本轮修订中重新核查了纳入分析的量表内容(见表 1)，并在方法部分明确了量表纳入的构念标准。本文将社会流动信念界定为个体对自身或一般社会成员的社会经济地位是否能够改变、是否存在流动机会以及能否实现向上改善的主观判断。虽然纳入量表在判断对象、题项表述和计分方式上存在差异，但其核心测量内容均指向社会经济地位的可变性或向上流动可能性，且经过方向统一后，较高得分均表示更强的社会流动信念。也就是说，本研究所要判断的并不是各量表是否在所有方面完全相同，而是它们是否都直接测量社会流动信念这一目标构念。

综合上述工作来看，我们认为在现有汇总数据条件下将这些具有共同构念的测量工具纳入统一分析框架具有合理性。为了更加审慎地处理这一方法学问题，我们还就上述处理方式咨询了两位具有元分析研究经验的专家。两位专家认为，目前的处理方式已较为全面、可行。若审稿专家还有进一步的方法学建议，我们也恳请进一步指正。

表 1 纳入量表的共同构念内容核查情况

量表来源	代表性题项	判断对象	符合共同构念的依据
明朗(2013)/黄四林等(2016)	“以目前的社会状况，我相信通过努力能够不断提高自己的社会地位”；“若干年之后，我会进入较高的社会阶层”	个体自身	直接测量个体对未来提高自身社会地位、进入更高社会阶层的预期与信心。
Day 和 Fiske(2017)，个人层面	“在社会上，我有很多机会可以往上爬”；“对我来说，提高在社会上的地位并不难”	个体自身	直接测量个体对自身上流动机会的主观判断

量表来源	代表性题项	判断对象	符合共同构念的依据
Melita 等(2023)	“您认为您有多大可能上升到收入较高的阶梯？”	个体自身	直接测量个体对未来进入更高收入阶层的主观可能性判断。
Yoon 和 Wong(2015)	“不论出生时的环境如何，人们都很可能获得巨大的财富”；“每个人都有公平的机会在经济阶级中向上移动”	一般社会成员	测量个体对一般社会成员实现向上流动的可能性。
Day 和 Fiske(2017)，社会层面	“人们有很多机会提升自己的社会阶层”；“对于有足够动力的人来说，‘白手起家’的可能性仍然很大”	一般社会成员	测量个体对一般社会成员改变阶层及实现向上社会流动的机会。
Sagioglou 等(2019)	“在当今社会，‘白手起家’的可能性仍然很大”	一般社会成员	测量个体对一般社会成员实现地位改善的可能性
Cheng 等(2019)	“‘在当下，从一贫如洗到家财万贯仍然是非常有可能的”	一般社会成员	测量个体对一般社会成员贫富地位转换，改善社会经济地位的可能性。
沈斌(2016)	“你认为一个人从低阶梯爬往高阶梯的可能性有多大？”	一般社会成员	直接包含由低阶梯向高阶梯流动的可能性，并通过社会阶层流动速度反映社会地位结构的开放程度。
Hays 和 Bendersky(2015)	“努力的人可以在社会阶层中向上移动”	一般社会成员	通过阶层位置可变性及努力能否带来向上移动，测量个体对社会地位改变可能性的信念。

修改后的正文内容如下**(pp.55)：**

“纳入元分析的研究需符合以下标准：(1)研究的数据在中国大陆收集。(2)被试群体是中国被试。(3)研究必须使用了符合本研究核心构念的社会流动信念量表。具体而言，量表题项应涉及个体自身或一般社会成员的社会经济地位、收入

阶梯或社会等级位置，并考察这些位置是否可变或能否实现向上改善；经过统一方向处理后，得分越高均表示越相信流动的可能性越高。仅测量一般成功信念、努力观、公平感、当前社会阶层位置或已经发生的客观流动的研究不予纳入。(4)研究必须报告了清晰的样本量(N)、使用该量表的总均值(M)和标准差(SD)，或者提供了能够推算这些指标的基础描述性统计量。(5)研究类型为定量实证研究。基于上述纳入标准，本研究共纳入 50 篇文献，总计 57 个独立样本和 28089 名被试(中学生 9462 名、大学生 11091 名、非学生成人 7536 名)，时间跨度为 2014 年到 2024 年。由于部分文献包含多个子样本，这些子样本均来自互不重叠的被试群体，故分别作为独立样本编码和纳入。”

意见 5：再回到上次提到的效应量大却不显著，可能是抽样波动太大的问题。作者详细解释了 *d* 值的计算原理，澄清了 *d* 值大与不显著是不矛盾的逻辑，这个解释是正确的。但是我想请作者再次思考问题的实质。社会层面的流动信念只有 34 个样本，而且早年间的样本稀少，这导致标准误过大、置信区间过宽。这本来是统计效力不足的硬伤，但是也说明当前的研究根本没有足够的检验力来探测社会层面的变化趋势。

回应：感谢审稿专家的意见。我们对社会层面的流动信念检验结果修改为更加审慎的表述，不再将该结果概括为独立、确定的稳定趋势以及作为跨维度稳定性证据的相关表述，以及在文中进一步明确开展分维度检验的目的。

当前本研究中 34 个独立样本较宽的置信区间虽然确实表明其估计精度有限，但并不意味着分维度分析本身无法开展或没有报告、比较的价值。从纳入分析的样本数量来看，既有横断历史元分析也曾基于 20 余篇文献开展亚群体年代趋势检验(沙晶莹、张向葵, 2016; Oberleiter et al., 2025)。从理论上来看，我们保留该分析是考虑到现有研究和理论已根据感知对象的不同，将社会流动信念划分为个人与社会两个维度(Day & Fiske, 2017, 2019; 王雪, 2024)，并且感知对象的不同也会影响社会流动判断的乐观偏差的程度(Davidai & Gilovich, 2015; Kraus & Tan, 2015)。因此，本研究进一步考察不同维度是否可能呈现不同的年代变化模式。分维度分析有助于呈现总体结果之下可能存在的维度差异及其不确定性。各个模型的结果显示，完整模型中的年份效应点估计接近于零($b = 0.084$，$d = 0.05$)，个人层面的年份效应也几乎为零($b = -0.001$)，社会层面的点估计则为正而非负，年份与维度的交互效应也未达到显著水平。也就是说，尽管各模型的估计精度不同，但完整模型、个人层面均未呈现明确

的下降信号。社会层面的结果虽有一定的不确定性，不能单独证明流动信念有明显的变化，但它也未提供与总体模型相反的下降证据。综合这些分析来看，我们认为“社会流动信念没有出现明显下降”这一结论是成立的。因此，我们保留分维度分析，并将其作为对总体结果的补充。

参考文献：

沙晶莹，张向葵. (2016). 中国大学生自尊变迁的横断历史研究：1993~ 2013. *心理科学进展*, *24*(11), 1712-1722

王雪，卓悦民，杜洪飞，高海燕，史佳鑫. (2024). 社会流动感知：研究现状及未来方向. *心理科学*, *47*(6), 1410-1421.

Davidai, S., & Gilovich, T. (2015b). Building a more mobile America—One income quintile at a time. *Perspectives on Psychological Science*, *10*(1), 60-71.

Day, M. V., & Fiske, S. T. (2017). Movin’on up? How perceptions of social mobility affect our willingness to defend the system. *Social Psychological and Personality Science*, *8*(3), 267-274.

Day, M. V., & Fiske, S. T. (2019). Understanding the nature and consequences of social mobility beliefs. In *The Social Psychology of Inequality* (pp. 365-380). Cham: Springer International Publishing.

Kraus, M. W., & Tan, J. J. (2015). Americans overestimate social class mobility. *Journal of Experimental Social Psychology*, *58*, 101-111.

Oberleiter, S., Stickel, P., & Pietschnig, J. (2025). A farewell to the narcissism epidemic? A cross-temporal meta-analysis of global npi scores (1982-2023). *Journal of Personality*, *93*(4), 884-894.

修改后的正文内容如下**(pp.62)**：

“对社会层面的流动信念得分的加权回归分析显示，年份的预测作用同样不显著，社会层面的流动信念得分的预测值从起始年的 47.79 上升至终止年的 62.68, b = 1.489, SE = 0.965, p = .133, β = 0.26, 95% CI [−0.478, 3.455], d = 0.88。需要指出的是，该效应量是基于年份回归系数点估计换算得到的标准化变化幅度。虽然该效应量点估计较大，但年份回归系数本身未达到统计显著，且 95%置信区间跨越 0。因此，当前结果仍不能支持社会层面的流动信念存在显著的上升趋势。进一步地，为检验两个维度的时间变化趋势是否存在差异，在加权回归模型中纳入年份 × 维度的交互项。结果显示，维度主效应不显著，b = 1.333, SE = 2.327, p = .569；年份 × 维度交互效应不显著(b = 1.489, SE = 1.043, p = .159)，表明个人流动信念与社会流动信念的时间变化趋势无显著差异。~~以上结果表明，社会流动信念的稳定在不同维度上具有一致性(已删除)。~~”

“已有研究指出，社会流动信念依据感知对象的不同可区分为个人层面(personal mobility beliefs)和社会层面(societal mobility beliefs)两个维度(Day &

Fiske, 2017, 2019)。前者关注个体自身的阶层流动可能性，后者关注社会中人们总体的阶层流动可能性。两者虽呈正相关，但属于部分独立的构念，可能在不同的社会变迁过程中表现出不同的时间变化趋势(Day & Fiske, 2017, 2019)。因此，为检验社会流动信念的时间趋势是否在两个维度上具有一致性，本研究将 50 篇研究中的 57 个独立样本按测量维度分为个人层面的流动信念(k = 23, N = 12806)和社会层面的流动信念(k = 34, N = 15283)两组，分别考察其随年代的变化趋势。”

意见 6：还有作者用大学生的内归因稳定性来支撑中国民众内归因倾向稳定，进而论证全体样本的流动信念稳定问题，存在样本不匹配的情况。

回应：感谢审稿专家的意见。我们在正文中修改了该引用的表述，收窄了其论证功能。此外，我们对系统合理化与内归因倾向这类解释机制重新做了深入思考，并在此进一步澄清。我们认为**结果变量的相对稳定可以由变化中的外部压力与仍然发挥作用的心理缓冲机制相互抵消而形成，并不要求缓冲机制本身在历史时期内绝对稳定。**具体而言，只要努力归因仍是一种具有影响力、能够被个体调用的解释框架，它就可能发挥上述缓冲作用。大学生横断历史研究仅为这一机制在特定群体中的持续存在提供补充线索，并且对本文所包含的大学生样本具有较为直接的参考意义。该部分论述还结合了成人样本中努力归因具有较强影响，以及中国文化中“努力—成功”叙事的相关研究。这些证据共同表明，将社会经济地位的改善与个人努力相联系，仍可能是人们理解社会流动机会的重要心理框架，并在面对不利结构性信息时缓冲其对社会流动信念的削弱。因此，我们认为将该研究与成人样本研究及文化叙事等其他证据结合，用于提出一种可能的心理机制是合理的，故在正文中保留了这一研究证据的引用。

修改后的正文内容如下**(pp.54)**：

“此外，中国独特的文化传统也可能为社会流动信念的稳定提供深层基础。当今中国社会中“努力就有回报”仍是主流叙事，这一信念长期塑造着公众对努力与回报关系的理解，形成了对个人努力作用的基本信任(Almås et al., 2025)。与这一文化叙事相适应，中国民众在解释成败时更倾向于将原因归于个人努力等内部因素，而非外部环境；基于大规模中国成人样本的研究发现，努力-决定归因是中国人最主要的成就归因模式(Ge & Hou, 2022)。更重要的是，这种内归因倾向具有较强的跨时间稳定性。一项横断历史元分析发现，中国大学生的内归因倾向在 2001~2019 年间并未发生显著变化(Wang & Xin, 2023)。这意味着，即便在外部流

动条件受限的条件下，中国民众仍可能将社会流动的可能性建立在个人努力之上，从而缓解外部不利因素对社会流动信念的负面影响。一项基于大学生群体的横断历史元分析也发现，内归因倾向在 2001~2019 年间未呈现显著的年代变化(Wang & Xin, 2023)，表明这一解释框架在该群体中仍持续发挥影响。综合这些证据，将社会经济地位的改善与个人努力相联系仍可能是人们理解社会流动机会的重要方式。因此，即便在外部流动条件受限的条件下，中国民众仍可能将社会流动的可能性建立在个人努力之上，从而缓解外部不利因素对社会流动信念的负面影响。”

意见 7：还有就是我最担心的问题，就是以问卷主语来区分个人和社会层面的流动信念，这种做法有些避重就轻。个人层面和社会层面的划分，本质指向的是对自身流动前景的判断，还是对社会整体流动机会的判断。以“我”为主语的题项，也未必只测量个人层面，有些题项里其实是同时包含了对社会环境的判断和对自身预期的，如果只是简单归为个人层面忽略了多重属性。即使作者回应了划分的依据，但是我依旧觉得这种依据缺乏理论构念的划分，也没有在方法上进行明确划分，所以相当于用一个粗糙的二分法抹平了不同量表之间真实的构念差异，把不同量表强行塞进两个框里。请作者重新审视这一问题。

回应：感谢审稿专家的意见。我们已在方法部分明确维度划分的依据，并进一步表明分维度分析的目的。同时，我们也在此进一步澄清区分维度的检验目的、理论基础和划分依据。

首先需要澄清的是，分维度检验并不是本研究总体结论成立的必要前提。本研究对全部 57 个样本的分析已经发现，社会流动信念未呈现显著变化趋势。随后，我们之所以进行分维度的补充分析，是因为已有研究区分了个体对自身流动前景的判断和对一般社会成员或社会整体流动机会的判断(Day & Fiske, 2017, 2019)。因此，本研究进一步考察不同维度是否可能呈现不同的年代变化模式。这一分析旨在细化总体结果、提供更多维度信息。最终综合这些分析来看，我们认为在考察时期内，中国样本的社会流动信念未出现明显变化。

从理论上来看，已有研究和综述按照感知对象区分自身流动与社会流动，即将个人层面的流动信念界定为个体对自身阶层改变可能性的判断，将社会层面的流动信念界定为对一般社会成员或社会整体流动机会的判断(王雪等，2024; Day&Fiske,2017,2019)。与此相应，Day 和 Fiske(2017)在实证研究中也分别测量个人层面和社会层面的流动信念。Matamoros-Lima 等(2024)则在同一研究中采用平行方式，分别询问被试本人及其子女的未来阶层位置(个人层面)，以及与被试处于相同社会经济地位的一般成员及其子女的未来位置(社会层面)。上述研

究表明，个人与社会层面的区分是同一社会流动信念构念下基于判断对象形成的两个相互关联但可以区分检验的维度。

从维度归属的判断依据上来看，本研究的分类标准是量表得分所指向的**核心判断对象**。具体而言，当量表得分反映被试**对自身**未来社会经济地位改变可能性的判断时，编码为个人层面；当量表得分反映被试**对一般社会成员或社会整体**流动机会的判断时，编码为社会层面。依据上述标准，我们也重新对纳入工具的维度归属进行了核查，核查后的最终分类结果仍与原数据编码一致(见表 1)。审稿专家指出，以“我”为主语的题项也可能同时包含对社会环境的判断。我们认同这一观察，但认为需要进一步区分题项的判断背景与核心判断对象。例如，“以目前的社会状况，我相信通过努力能够不断提高自己的社会地位”同时涉及社会状况和个人努力，但“目前的社会状况”构成被试作出判断的情境背景，“我能否提高自己的社会地位”才是该题项要求被试评估的核心命题。因此，该题项被归为个人层面是因为其量表得分最终表示个体对自身流动前景的预期。社会环境可以作为个人流动判断的信息来源，但信息来源与被判断对象并非同一概念。

参考文献：

Day, M. V., & Fiske, S. T. (2017). Movin’on up? How perceptions of social mobility affect our willingness to defend the system. *Social Psychological and Personality Science*, *8*(3), 267-274.

Day, M. V., & Fiske, S. T. (2019). Understanding the nature and consequences of social mobility beliefs. In *The Social Psychology of Inequality* (pp. 365-380). Cham: Springer International Publishing.

Du, H., Liang, Y., Chi, P., & King, R. B. (2021). Chinese perceive upward social mobility: How future mobility is influenced, but not limited by past mobility. *International Journal of Psychology*, *56*(6), 951-960.

Matamoros-Lima, J., Willis, G. B., Navarro-Carrillo, G., & Moya, M. (2024). (Mis) perception in social mobility: Optimistic bias for personal (but not societal) mobility beliefs. *The Spanish Journal of Psychology*, *27*, e29.

修改后的正文内容如下**(pp.57, 62)**：

“本研究的编码主要包含以下几个部分：(1)文献基本信息。包括赋予文献编号、作者信息、发表类型(期刊论文、学位论文)等；(2)数据收集年份。如果研究报告了数据收集的年份，则直接编码该年份(k = 10)。如果研究未报告此信息，则按照当前元分析的常见做法进行编码(苑明亮 等, 2024; 王祥坤 等, 2024; Twenge et al., 2004)：若文献为期刊论文，则按照发表的年份减 2 年计算(k = 13)；若文献为学位论文，则按照实际出版年份减 1 年计算(k = 27)；(3)样本与人口学特征。包括样本量、平均年龄、女性比例、受教育程度、样本类型(1 = 中学生，2 = 大学生，3 = 一般成人，0 = 未明确报告)、数据收集地区(1 = 东部，2 = 中部，3 = 西部，4=

东北，5 = 跨区域，0 = 未明确报告)等。(4)量表特征。包括量表类型、使用题目数量、计分方式、量表内部一致性系数。(5)测量维度(1 = 个人层面的社会流动信念，2 = 社会层面的社会流动信念)。依据题项指向的核心判断对象，当反映被试对自身未来社会经济地位改变或提高可能性的判断时，编码为个人层面的流动信念；当反映被试对一般社会成员或社会整体流动机会的判断时，编码为社会层面的流动信念。(6)效应量数据。包括使用量表测量的社会流动信念均值和标准差。”

“已有研究指出，社会流动信念依据感知对象的不同可区分为个人层面(personal mobility beliefs)和社会层面(societal mobility beliefs)两个维度(Day & Fiske, 2017, 2019)。前者关注个体自身的阶层流动可能性，后者关注社会中人们总体的阶层流动可能性。两者虽呈正相关，但属于部分独立的构念，可能在不同的社会变迁过程中表现出不同的时间变化趋势(Day & Fiske, 2017, 2019)。因此，为检验社会流动信念的时间趋势是否在两个维度上具有一致性，本研究将 50 篇研究中的 57 个独立样本按测量维度分为个人层面的流动信念(k = 23, N = 12806)和社会层面的流动信念(k = 34, N = 15283)两组，分别考察其随年代的变化趋势。”

第三轮

审稿人 2 意见：

作者已针对审稿意见进行了详尽且认真的修改，补充了相关材料和论证，文章质量有显著提升，无进一步修改建议。

回应：非常感谢审稿专家对本次修改的认可，也再次感谢您在前两轮审稿中提出的宝贵意见，这些意见对我们进一步完善论文提供了很大帮助。

……

编委 1 复审意见：

作者还需阐明元分析的方法选择问题，以更好地推广横断历史元分析的方法原理，并推动其方法论的迭代更新。

回应：非常感谢编委专家对本文进行细致、严谨的审阅，并提出一系列具体且富有建设性的

意见。这些意见对我们进一步深入思考该论文的科学问题具有非常大的帮助。以下我们将针对编委专家提出的各项意见逐条作出回应，并说明稿件中的相应修改。为方便编委专家审阅，我们已将原稿中的彩色字体统一恢复为黑色，仅将本轮新增或修改的内容标为橙色。我们也在作者回应中增加了页码和/或插入了正文修改内容。

意见 1：为何选择加权最小二乘(weighted least squares, WLS)回归而非其他元回归技术？该方法为何更适用于本研究的分析场景或数据集？

回应：非常感谢编委专家的意见。我们已在“2.4 元分析程序”部分补充说明了方法选择的依据。

本研究以各独立样本经统一转换后的社会流动信念均值作为分析单位，目的在于检验样本平均水平随数据收集年份的变化趋势。每个独立样本在主分析中仅贡献一个均值，不存在因拆分同一实验的多个条件而形成的多个嵌套效应量。基于这一分析目标，本研究参考既有横断历史元分析的常见做法(侯娟 等, 2024; 王祥坤 等, 2024; Twenge, 2001; Cai et al., 2022; Hamamura & Septarini, 2017)，采用加权最小二乘回归进行分析。与不加权的普通最小二乘回归相比，WLS 避免了不同规模样本对回归结果产生相同影响，使样本量较大、均值估计相对稳定的样本具有更高权重。

其他的元回归技术如三水平混合效应元回归则更适用于同一研究贡献多个相互依赖效应量的情形。例如，苑明亮等(2024)因将不同实验条件分别编码为多个合作率，效应量嵌套于研究之中，因而采用三水平模型区分抽样误差、研究内变异和研究间变异。本研究不具有这种多重效应量嵌套结构，因此样本量加权 WLS 与本研究的分析目的及数据结构更为一致。

修改后的正文内容如下**(p.65)**：

> “为检验中国人的社会流动信念是否随时间变化，本研究采用加权最小二乘(weighted least squares, WLS)回归进行分析。考虑到纳入样本的样本量差异较大，各样本均值的估计精度并不相同。参照既有横断历史元分析，本研究采用以样本量为权重的加权最小二乘回归检验社会流动信念随数据收集年份的变化趋势，使样本量较大、均值估计相对稳定的样本在模型中获得更高权重。在所有回归模型中，将数据收集年份(中心化至 2021 年)作为自变量，将社会流动信念的 PSM 值作为因变量。”

意见 2：跨时间的元回归可能存在数据不独立的问题(例如，同一年份的数据之间存在相关性，或不同年份回归的残差之间存在相关性)。本研究采用的分析方法如何避免数据不独立对回归参数精度(特别是标准误)的影响？若无法解决，请在研究局限部分加以讨论。可参考以下两篇文献。

Cai, H., Yuan, J., Su, Z., Wang, X., Huang, Z., Jing, Y., & Yang, Z. (2023). Does economic growth raise happiness in China? A comprehensive reexamination. *Social Psychological and Personality Science*, *14*(2), 238-248.

Varnum, M. E., Krems, J. A., Morris, C., Wormley, A., & Grossmann, I. (2021). Why are song lyrics becoming simpler? A time series analysis of lyrical complexity in six decades of American popular music. *PloS one*, *16*(1), e0244576.

回应：非常感谢编委专家提出的重要方法学建议。

(1)关于同一年份之间可能存在的相关问题。我们已在正文中补充了两种稳健性检验。

针对同一年份内样本可能存在的相关性，我们补充进行了聚类稳健性分析。具体而言，我们以数据收集年份作为聚类单位，使用 CR2 小样本偏差修正，采用 Satterthwaite 近似自由度重新估计回归系数的标准误、置信区间和显著性。这一处理允许同一年份内不同样本的回归残差存在相关，从而避免将同一年份的多个样本完全视为彼此独立的信息来源。

首先，我们在原样本量加权 WLS 模型的基础上采用**怀特稳健标准误检验**，以降低残差方差不齐对统计推断的影响。结果显示，年份效应在完整模型中同样不显著，$b = 0.084$, $SE_{HC1} = 0.378$, $p = .825$。其次，我们以数据收集年份为聚类单位，**采用 CR2 小样本偏差修正**和 Satterthwaite 近似自由度，允许同一年份内不同样本的回归残差存在相关。结果显示，年份效应在完整模型中亦不显著，$b = 0.084$, $SE_{CR2} = 0.399$, $p = .843$。上述结果表明，中国样本的社会流动信念在 2014 年至 2024 年间未呈现明显的时间变化趋势这一结论是稳健的。

修改后的正文内容如下**(p.67)**：

“本研究也对社会流动信念的时间趋势进行了多种稳健性检验。首先，本研究纳入了多种社会流动信念测量工具，这些量表在题项结构和计分方式上存在差异，可能影响时间趋势的估计。因此，在模型中进一步纳入量表类型与年份的交互项，结果显示，量表类型 × 年份的交互效应整体不显著，$F(6, 43) = 0.30$, $p = .932$，各量表的单独时间趋势也均未达到显著水平($ps > .15$)，表明多量表纳入未对本研究结论产生混淆。其次，为进一步排除整体趋势由某一特定量表所主导的可能，本研究在基础模型上进行了逐一排除量表的敏感性分析(leave-one-out)。每次剔除某一类量表对应的全部独立样本后，对剩余样本重新拟合年份效应模型。结果显示，

在依次排除各类量表后，年份回归系数 b 始终介于 0.40 至 1.11 之间且均未达显著水平($ps > .13$)，95%置信区间均包含零；即使排除占比最大的明朗/黄四林系列量表(18 个独立样本，$n = 16871$)，年份系数仍未显著($b = 1.11$, $p = .199$)。表明本研究的整体结论不依赖于任何单一测量工具，对量表构成的变化具有稳健性。最后，为排除异方差对标准误估计的影响以及同一年份内样本残差可能相关的问题，本研究分别采用怀特稳健标准误和以年份为聚类单位的 CR2 小样本修正。怀特稳健标准误分析结果显示，年份效应在完整模型中同样不显著，$b = 0.084$, $SE_{HC1} = 0.378$, $t(43) = 0.222$, $p = .825$, 95% CI [−0.678, 0.846]。年份聚类 CR2 检验得到一致结果，$b = 0.084$, $SE_{CR2} = 0.399$, $t(4.06) = 0.211$, $p = .843$, 95% CI [−1.018, 1.186]。上述结果表明，中国样本的社会流动信念在 2014 年至 2024 年间未呈现明显的时间变化趋势这一结论是稳健的。”

(2)关于跨年份残差相关问题。我们阅读了编委专家推荐文献中的处理方式，相关研究通常采用考虑自相关的回归模型、去趋势分析或 ARIMA 模型以控制时间序列中的自回归结构。然而，本研究覆盖 2014~2024 年，仅包含 11 个独立年份，时间点数量较少，不足以稳定估计包含多个自回归或移动平均参数的复杂时间序列模型。若在如此有限的时间点上拟合 ARIMA 等模型，可能造成参数估计不稳定或模型过度拟合。因此，本研究未进一步采用复杂时间序列模型，并在研究局限中增加说明。

修改后的正文内容如下**(pp.77)**：

“第一，本研究的时间跨度相对较短。本研究考察的 2014 至 2024 十年的窗口虽然能够检验近期的时代效应，但可能不足以捕捉社会变迁对流动信念产生的长期累积影响。以往关于中国社会心态的横断历史元分析往往覆盖了更长的时间跨度，例如苑明亮等(2024)对合作行为变迁的研究覆盖了 1999 至 2019 年的 20 年时间，沙晶莹和张向葵(2016)对大学生自尊变迁的研究覆盖了 1993 至 2013 年的 21 年时间。本研究受限于 2014 年之前国内系统测量社会流动信念的原始研究较为稀缺，难以将分析时间窗口进一步扩展。一些缓慢演化的心态变化可能需要更长的时间跨度才能在统计上显现出方向性的趋势。此外，本研究实际包含的独立观测年份较少，难以稳定估计包含自回归或移动平均参数的复杂时间序列模型。尽管本研究通过按年份聚类的稳健标准误处理了同一年份内不同样本可能存在的残差相关，但仍不能完全排除相邻年份之间潜在的序列相关，相关回归结果应作审慎

解释。未来研究可在更长的历史跨度上检验社会流动信念的变化，特别是考察当时间窗口扩展到 20 年甚至更长时，本研究所观察到的稳定模式是否依然成立。”

……

编委 2 复审意见：

建议作者完善以下内容再提交终审。

回应：非常感谢编委专家的审阅和建设性意见。这些意见对我们进一步深入思考该论文的科学问题和行文逻辑具有非常大的帮助。以下我们将针对编委专家提出的各项意见逐条作出澄清与回应，并说明稿件中的相应修改。为清楚区分三轮修改，我们已将原稿中的彩色字体统一恢复为黑色，仅将本轮新增或修改的内容标为蓝色。我们也在作者回应中增加了页码和/或插入了正文修改内容。

意见 1：摘要应做进一步精简。例如：为考察 2014~2024 年间中国人的向上社会流动信念变化趋势，对此时间内采用社会流动信念量表的 50 篇文献(N = 28089)进行横断历史元分析方法分析。结果发现此十年内中国人的社会流动信念基本稳定在同一水平(最好说出来是较高、中等还是较低水平，使读者有一个直观的判断；高、中、低可能需要有一个比较基准，如基于国际比较，或者基于更早时段的标准)。这一趋势同时体现在个人及社会层面，以及中学生、大学生、成人亚组层面。人均 GDP、教育经费投入、城镇化率等社会发展指标，现行有效法律数、反腐立案数等社会治理指标与向上社会流动信念呈正向关联。再用一两句说总结研究的意义及未来展望。

回应：非常感谢编委专家的建议。我们已对摘要做了进一步精简。

此外，我们也进一步检索并参考了社会流动信念的相关实证研究以及既有的横断历史元分析。发现现有社会流动信念的相关研究尚未建立公认的常模或高、中、低临界值。2014 年以前符合纳入标准的相关研究较为稀缺，也难以形成可靠的早期历史参照。在缺乏统一常模、同质历史基线或具有测量可比性的国际数据的情况下，难以将当前结果划分为较高、中等或较低水平。因此，我们在摘要中仍主要报告社会流动信念的时间变化趋势，未对其绝对水平作进一步分类，恳请编委谅解。

修改后的正文内容如下**(p.56)：**

“社会流动信念是指个体对社会成员在不同社会经济地位间流动可能性(通常指向上流动)的感知与预期，对理解社会公平与维持社会稳定具有重要意义。为考察 2014~2024 年间中国样本社会流动信念的变化趋势，本研究对采用社会流动信念量表的 50 篇文献(57 个独立样本，N = 28089)进行横断历史元分析。结果发现：过去十年间，中国被试样本的社会流动信念未呈现显著的时间变化趋势，整体保持相对稳定。这一稳定的结果同时体现在不同维度(个人层面、社会层面)和样本群体(中学生、大学生、成人)中。一些反映社会发展的指标(人均 GDP、教育经费投入、城镇化率等)和反映社会治理的指标(现行有效法律数、反腐立案数)与社会流动信念呈现显著的正向关联。本研究从宏观社会因素的视角为解释社会流动信念的稳定提供了线索，为理解社会变迁背景下社会心态的变化与维系提供了新的实证证据。”

意见 2：总样本及分样本的年龄信息可否做更清晰的报告？向上流动信念主要的测量对象是青年人，中老年人的流动信念可能相对不是那么重要的问题。中学生和大学生相对能够让人了解其年龄的大致范围，但亚组中的“成年人”到底处于哪个年龄段，文中没有明确的交待。如果这些人的平均年龄和大中学生的差异不是那么大，也可能与前两个亚组的存在较大重合，只是在原始数据中未做区分而已。作者宜进一步检视并报告相关信息。

回应：非常感谢编委专家的意见。我们已在编码部分进一步明确了样本类型的划分依据，以及在文献纳入结果及分群体分析部分补充报告了各群体的年龄信息。三类群体的样本量加权平均年龄分别为 12.61 岁、19.97 岁和 30.76 岁，呈现出清晰的年龄梯度，表明该分类一方面表明了样本的不同身份类型，另一方面也对应了不同的发展阶段。因此我们认为进一步检验不同群体社会流动信念的时间变化趋势具有必要性。

修改后的正文内容如下：

“基于上述纳入标准，本研究共纳入 50 篇文献，总计 57 个独立样本和 28089 名被试，时间跨度为 2014 年到 2024 年。其中，中学生 9462 名(k = 17, M_{age} = 12.61)、大学生 11091 名(k = 20, M_{age} = 19.97)、非学生成人 7536 名(k = 20, M_{age} = 30.76)。”**(pp.62–63)**

“(6)样本类型。依据原始文献报告的被试身份及教育阶段将样本划分为中学生、大学生和非学生成人三类，1 = 中学生，2 = 大学生，3 = 非学生成人，

0 = 未明确报告)。”**(p.64)**

“进一步将样本细分为中学生(k = 17, N = 9462, M_{age} = 12.61)、大学生(k = 20, N = 11091, M_{age} = 19.97)和一般成人(k = 20, N = 7536, M_{age} = 30.76)三组(见图 3)。中学生群体的社会流动信念呈微弱上升趋势，b = 1.502, SE = 1.302, p = .266, β = 0.29, d = 0.90，虽未达显著水平，但在三组中斜率最大。”**(p.70)**

意见 3：文献还有多处未校对，可能是过分依赖于文献管理软件，导致缺少终止页码。如以下文献都没有终止页码：

苑明亮, 伍俊辉, 金淑娴, 林靓, 寇彧. (2024). 中国社会陌生人之间合作行为的变迁: 基于社会困境研究的元分析(1999~ 2019). *心理学报*, *56*(9), 1159.

张跃, 郭永玉, 丁毅. (2020). 经济不平等对阶层流动感知的影响及其机制. *心理科学*, (5), 1197.

赵纤, 胡义秋, 黎志华. (2024). 脱贫家庭青少年社会流动信念与亲社会行为的纵向发展关系: 城乡差异的调节作用. *心理学报*, *56*(11), 1499.

应对文献信息做进一步的补充和核实。页码的连接符不应当是 hyphen (-)，而是 en dash (–)。

回应：非常感谢编委专家的细致指正。我们已对参考文献进行了全面核查与修改。

编委 1 意见：

修改令人满意，推荐发表。

主编意见：

同意发表。