心理科学进展 2027, Vol. 35, No. 2, 395–411 https://doi.org/10.3724/SP.J.1042.2027.0395
Advances in Psychological Science https://cstr.cn/32111.14.2027.0395

·元分析(Meta-Analysis)·

# 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*

张晟轩 江蕴怡 丁 毅 郭永玉

(南京师范大学心理学院, 南京 210097)

**摘 要** 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, 对于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、非学生成人)中。一些反映社会发展的指标(人均 GDP、互联网普及率、城镇化率等)和反映社会治理的指标(现行有效法律数、反腐立案数等)与社会流动信念呈现显著的正向关联, 可能是支撑社会流动信念总体上保持稳定的重要宏观基础。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。

**关键词** 社会流动信念, 社会变迁与人类发展理论, 横断历史元分析, 社会变迁

**分类号** B849: C91

## 1 引言

“朝为田舍郎, 暮登天子堂”, 宋代汪洙在《神童诗》中道出了中国社会自古以来对社会流动的坚定信念。在当代, 持续的经济增长、教育普及与城镇化进程也在客观上拓宽着向上流动的通道。然而, 从“小镇做题家”与“寒门难出贵子”的自嘲, 到“内卷”与“躺平”的群体性共鸣, 阶层固化与流动停滞的悲观叙事在大众话语中日益盛行, 折射出公众对当下社会流动的焦虑与质疑。社会流动信念不仅关系到个体的成就动机、目标坚持和心理健康(胡小勇 等, 2016; Browman et al., 2017; Li et al., 2023; Lou & Li, 2023), 也深刻影响着人们对社会公平的感知(郭永玉 等, 2015)、对制度的信任(Day & Fiske, 2017)以及对社会政策的态度(Alesina et al., 2018; Shariff et al., 2016)。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。鉴于此, 为系统考察中国人社会流动信念在过去十年的变化趋势, 本研究采用横断历史元分析(cross-temporal meta-analysis)方法对 2014 年至 2024 年间中国人社会流动信念的变化趋势进行系统分析, 为理解中国社会转型期的社会心态变迁提供实证证据。

### 1.1 社会流动信念的概念与测量

社会流动是指社会成员在社会经济地位上的变化, 是衡量社会开放性与公平程度的重要指标(谭旭运, 吕邈, 2023; 张跃 等, 2020; 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

收稿日期：2026-05-19
* 国家社会科学基金(25BSH111)支持。
张晟轩和江蕴怡为本文共同第一作者。
通信作者：丁毅, E-mail: yiding2017@hotmail.com

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(王雪 等, 2024; Day & Fiske, 2019)。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信念, 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(杨远洋 等, 2025; 张凤, 黄四林, 2022; Davidai, 2018)。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身在内的社会成员总体上实现向上社会流动可能性的判断(“这个社会中人们总体上能否有机会实现向上阶层流动”)。

与上述概念相对应, 既有研究主要测量个体对自身或社会整体向上流动可能性的主观判断。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”(黄四林 等, 2016; 明朗, 2013), 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。个体感知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。值得注意的是, 在社会阶层领域的研究中, 有研究者还通过被试在主观社会阶层量表(MacArthur Scale)上对未来与当前社会阶层位置的两次评定差值(Alesina et al., 2018; Du et al., 2021)或直接估计不同阶层之间发生流动的概率(Davidai & Gilovich, 2015)来测量社会流动信念。考虑到横断历史元分析对测量工具可比性的要求, 本研究参照以往纳入多种同质测量工具的做法(侯娟 等, 2024; Cai et al., 2023; Hamamura & Septarini, 2017; Twenge & Campbell, 2001), 仅纳入使用自陈式量表测量社会流动信念的实证研究, 并将不同量表的得分统一转换为可比指标后进行分析。

### 1.2 中国人社会流动信念的变迁

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(沙晶莹, 张向葵, 2016; 辛自强, 2019; 苑明亮 等, 2024)。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发挥作用, 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。

#### 1.2.1 中国人社会流动信念可能随时间变化而下降

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。

中国社会近十余年最显著的宏观变化之一,

是经济发展从高速增长阶段转向中高速增长阶段, GDP 年均增长率从“十二五”期间的 7.8%持续回落至 2024 年的 5.0% (国家统计局, 2025)。经济增速的放缓可能通过增强个体对结构性竞争的感知而降低人们的社会流动信念。以往研究表明, 当个体感知到上升通道拥挤、竞争激烈时, 对未来阶层变动的乐观预期与相关动机会显著减弱(Browman et al., 2019; Sommet et al., 2019)。与传统熟人社会网络相比, 个体的流动前景越来越取决于在专业分工体系中与陌生人的直接竞争(Greenfield, 2009, 2016)。因此, 在增量空间收窄的背景下, 相同的努力所能获得的阶层提升空间较此前明显收窄, 个体也更容易感知到外部环境对自身流动前景的限制。

此外, 现代化进程也通过信息环境的变化对个体心理产生影响。随着互联网与社交媒体的迅速普及, 个体的社会比较范围随之大幅扩展, 这可能降低人们的社会流动信念。已有研究发现, 向上社会比较的强度增加会加剧个体的相对剥夺感, 削弱其对自身前景的乐观预期(Smith et al., 2012)。相较于传统社会, 当代中国个体的比较对象已从身边的邻里同乡拓展至跨地域、跨阶层的陌生人群体(Yuki & Schug, 2020)。不同阶层在教育资源、居住条件与生活方式上的差距变得前所未有地可见, 个体也更容易感知到自身与高位群体之间的结构性距离, 从而降低对社会阶层开放性和向上流动可能性的预期。

最后, 现代化伴随的另一项结构性后果是经济不平等的持续高位。许多研究表明, 中国社会随着经济的高速发展, 收入不平等也持续处于较高水平(Xie & Zhou, 2014), 这可能降低人们对社会流动的信念。McCall 等(2017)通过实验发现, 让被试接触到关于美国不平等持续上升的信息后, 其对机会与社会流动的信念显著降低; Browman 等(2022)的系列研究进一步证实, 无论是相关研究还是实验操纵, 感知到的较高经济不平等都会降低被试对向上流动可能性的信念。这一负向作用的心理机制可以从归因方式的角度加以理解。当个体感知到较高的经济不平等时, 倾向于将贫富差距归因于家庭出身、社会限制等外部因素, 而非个人能力与努力, 从而削弱了努力可以转化为成功这一信念的心理基础(白洁 等, 2021; 张跃等, 2020)。在社会发展过程中, 持续加剧的经济不平等可能通过改变人们的归因方式, 降低人们对社会成员通过努力实现阶层跃迁的预期。

#### 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所提供的现实基础; (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, 人们具有将当前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。当个体接触到经济增速下行、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(杨沈龙 等, 2016; Jost & Hunyady, 2005; Kay et al., 2007)。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当前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持有“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来看, 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。

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维持提供诸多现实基础。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 18,311 元增长至 2024 年的 41,314 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，可能为中国民众感知社会流动机会提供了现实基础，从而在一定程度上维持了这一时期社会流动信念的稳定。

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)。与这一文化叙事相契合，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)。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。

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。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，以及经济增速下降与持续高位的经济不平等，可能共同降低人们对社会流动前景的乐观预期；另一方面，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。然而，目前尚未有直接的实证研究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史元分析的视角来明晰我国民众社会流动信念在 2014 年至 2024 年间的变化趋势，以期对此问题做出初步解答。

### 1.3 本研究目的与思路

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 年至 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、大学生与非学生成人)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)。

## 2　研究方法

本研究所有的原始数据、分析代码以及其他补充材料(包括文献筛选流程图、元分析所纳入研究的基本信息表以及文献列表等)均已上传至开放科学平台(Open Science Framework, OSF) (https://osf.io/fyph3/overview?view_only=3cfa3dab07df435094394fa34b83da4d)。

### 2.1　文献检索与纳入标准

本研究使用中英文数据库检索了社会流动信念的实证研究文献。中文文献来源于中国知网、万方数据库和维普期刊资源整合服务平台、中国博士学位论文全文数据库和优秀硕士学位论文全文数据库, 检索关键词为: “社会流动”, “阶层流动”, “向上流动”, “向下流动”, “阶层跨越”, “阶层固化”等。英文文献来自 Web of Science、Google Scholar 和 ProQuest 数据库, 以“social mobility”, “class mobility”, “upward mobility”, “downward mobility”, “social stratification”, “status mobility” AND “China”, “Chinese”为关键词进行检索。最终检索的文献包括正式发表的期刊论文、会议论文以及硕博士学位论文。

纳入元分析的研究需符合以下标准：(1)研究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流动可能性的整体感知与判断; 经过统一方向处理后, 得分越高均表示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, 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)。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(见表 1)。

**表 1　纳入研究的基本特征**

| 纳入特征 | 独立样本数 | 被试量 |
|---|---|---|
| 出版类型 | | |
| 　期刊论文 | 34 | 17963 |
| 　学位论文 | 23 | 10126 |
| 测量维度 | | |
| 　个人层面 | 23 | 12806 |
| 　社会层面 | 34 | 15283 |
| 测量工具 | | |
| 　明朗(2013)/黄四林等(2016) | 18 | 11218 |
| 　Browman et al. (2017) | 12 | 5980 |
| 　Sagioglou et al. (2019) | 6 | 2428 |
| 　Yoon & Wong (2014) | 5 | 2647 |
| 　Day & Fiske (2017) | 7 | 1727 |
| 　Hays & Bendersky (2015) | 4 | 2091 |
| 　沈斌(2016) | 3 | 1152 |
| 　其他(Melita et al., 2023; Cheng et al., 2019) | 2 | 846 |
| 样本类型 | | |
| 　中学生 | 17 | 9462 |
| 　大学生 | 20 | 11091 |
| 　非学生成人 | 20 | 7536 |

### 2.2　文献编码及数据整理

基于统一的编码手册, 由两名独立编码者共同完成对本数据的编码工作。本研究的编码具有较好的一致性, 其中分类变量的编码一致性系数 $Kappa$ = 0.876, 连续变量编码一致性系数 $ICC$ = 0.914。如果编码存在不一致之处, 由两名研究者

进行核对、讨论并最终统一编码。

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(王祥坤 等, 2024; 苑明亮 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。(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)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)。(7)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。对于不同量表分数, 参照以往研究对原始分数进行百分比转换的做法(Cai et al., 2023), 将社会流动信念平均分转换为统一的 PSM 值(Percentage of Scale Maximum)。具体公式如下($M_0$、$V_h$、$V_l$分别代表原始量表测得的平均值、原始量表最高分、原始量表最低分, 取值范围为 0~100, 得分越高代表社会流动信念越高)：

$$PSM = \frac{M_o - V_l}{V_h - V_l} \times 100$$

### 2.3 宏观社会指标的选取与数据来源

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。

现代化进程类指标的选取依据社会变迁与人类发展理论。该理论指出, 全球范围的社会变迁主要表现为四个社会人口学变量的方向性变化：(1)居住模式, 即由农村向城市转变; (2)教育模式, 即由家庭非正规教育向学校正规教育转变; (3)经济模式, 即由自给自足经济向商业化经济转变; (4)技术环境, 即由低技术向高技术环境转变。本研究据此选取的指标包括：城镇化率、高等教育毛入学率、人均 GDP、互联网普及率。

社会治理类指标的选取参照世界银行“全球治理指标”(Worldwide Governance Indicators, WGI; Kaufmann et al., 2011; Kaufmann & Kraay, 2024)框架。该框架是国际上测量国家治理水平的权威指标体系, 将治理界定为一国行使权威所依赖的传统与制度, 包含话语权与问责(Voice and Accountability)、政治稳定(Political Stability)、政府效能(Government Effectiveness)、监管质量(Regulatory Quality)、法治(Rule of Law)以及腐败控制(Control of Corruption)六个维度。本研究结合中国情境下治理水平的可测量性以及与社会流动信念相关性的理论考量, 从 WGI 框架的多个维度中选取了以下指标：现行有效法律数、反腐立案数、国家教育经费支出、社会保障支出占比。

经济风险类指标的选取参照 OECD“全社会风险调查”(Risks that Matter Survey, RTM; OECD, 2024)对社会经济风险的界定。该框架将社会经济风险界定为个体或家庭面临的经济不安全因素, 主要涵盖收入不平等、经济增长放缓、贫困等多个维度。本研究结合中国情境下相关数据的可获得性与时间序列完整性, 选取了以下三个指标：基尼系数、经济减速幅度(反映经济增长动能的变化, 操作化为相邻年份 GDP 实际增速的差值, 即“前一年 GDP 增速−当年 GDP 增速”, 数值越大表示经济减速越明显)、农村贫困人口数。

以上指标中, 人均 GDP、GDP 实际增速、城镇化率、社会保障和就业支出占财政支出比例、农村贫困人口来源于《中国统计年鉴》; 基尼系数来源于国家统计局公开发布数据; 高等教育毛入学率来源于《中国教育统计年鉴》; 国家财政性教育经费来源于中国教育部政府门户网站; 互联网普及率来源于中国互联网络信息中心(CNNIC)发布的《中国互联网络发展状况统计报告》; 现行有效法律数来源于全国人大常委会工作报告; 反腐立案数来源于中央纪委国家监委工作报告。所有指标均取年度数据, 时间覆盖 2009 年至 2024 年, 以满足滞后相关分析的需要。

### 2.4 元分析程序

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。首先, 在基础模型中仅纳入年份, 检验社会流动信念随时间的整体变化趋势, 并进一步纳入年份的平方项以检验是否存在非线性趋势。其次, 在完整模型中同时纳入多种研究特征作为控制变量, 以获得排除研究特征差异后年份效应的更精确估计。在回归分析之后, 参考前人研究(苑明亮 等, 2024; Curran & Hill, 2019; Twenge & Campbell, 2001), 基于回归方程 $y = bx + c$ ($b$ 表示非标准化回归系数, $x$ 表示数据收集年份, $c$ 为回归方程的截距, $y$ 表示 PSM 值)分别估算起止年份的 PSM 预测值, 并以预测值之差除以标准差的算术平均数计算效应量 $d$, 以量化社会流动信念在研究时间跨度内的变化幅度。随后, 按测量维度(个人流动信念、社会流动信念)和样本群体(中学生、大学生、非学生成人)进行分组分析, 分别考察各亚组的时间变化趋势, 并通过在回归模型中纳入年份与分组变量的交互项检验组间差异是否显著。最后, 本研究将社会流动信念的加权平均值分别与数据收集当年、1 年前、3 年前以及 5 年前的宏观社会指标进行 Pearson 相关分析, 为理解流动信念变迁的社会基础提供补充证据。

## 3　结果

### 3.1　社会流动信念随年代的变化趋势

以数据收集年份为自变量, 以社会流动信念 PSM 值为因变量, 进行样本量加权的最小二乘回归分析。考虑到 2014 年至 2024 年间纳入文献的样本量分布不均, 本研究将年份中心化至样本量最为集中的 2021 年, 以使回归截距反映研究跨度内流动信念水平的加权中心估计值(Hamamura & Septarini, 2017)。在基础模型(模型 1)中仅纳入年份, 结果发现, 年份对社会流动信念的预测作用方向为正但未达到显著, $b = 0.585$, $SE = 0.489$, $p = 0.237$, $\beta = 0.159$ (见图 1 和表 2)。基础模型整体检验同样不显著, $F(1, 55) = 1.43$, $p = 0.237$。值得注意的是, 本研究考察的时段经历了中国经济由高速到中高速转型的关键时期, 在这一背景下, 社会流动信念可能呈现非线性变化(如先升后降)。为此, 在模型中进一步纳入年份的平方项, 检验社会流动信念随时间的变化是否存在非线性趋势。结果显示, 二次项的预测作用不显著($b = 0.100$, $SE = 0.154$, $p = 0.519$, $\beta = 0.118$), 表明社会流动信念不存在曲线变化趋势。

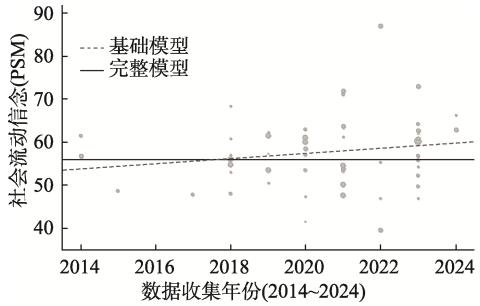



图 1　中国人社会流动信念随时间的历史变化趋势
注：每个圆点代表一个独立样本, 点大小与样本量成正比。虚线为基础模型回归线($b = 0.585$, $p = 0.237$), 实线为完整模型回归线($b = 0.084$, $p = 0.866$)。

样本均值的差异既可能反映年份效应, 也可能源自样本类型、测量工具等研究特征本身。为排除这一混淆, 在完整模型(模型 2)中同时纳入样本类型(中学生、大学生、非学生成人)、测量维度(个人层面与社会层面的流动信念)、量表类型、出版类型、语言以及女性比例作为控制变量。结果显示, 在控制上述研究特征后, 年份对社会流动信念的预测作用依然不显著, $b = 0.084$, $SE = 0.496$, $p = 0.866$, $\beta = 0.023$ (见图 1 和表 2)。完整模型的解释力($R^2 = 0.391$)显著优于基础模型($R^2 = 0.025$), $\Delta F(12, 43) = 2.13$, $p = 0.032$, 表明样本均值差异主要由研究特征而非年份所解释。进一步在完整模型中加入年份的平方项同样不显著, $\Delta F(1, 42) = 0.06$, $p = 0.807$, $\beta = 0.05$, 未发现社会流动信念的曲线变化趋势。

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, $F(6, 43) = 0.30$, $p = 0.932$, 各量表的单独

**表 2 社会流动信念的加权最小二乘回归模型分析结果**

| 变量 | 基础模型(模型 1) | | | | 完整模型(模型 2) | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | *b* (*SE*) | 95% CI | β | *t* | *b* (*SE*) | β | *t* | 95% CI |
| 年份 (中心化) | 0.585 (0.489) | [−0.40, 1.56] | 0.16 | 1.195 | 0.084 (0.496) | 0.02 | 0.169 | [−0.92, 1.09] |
| 样本类型 [a] | | | | | | | | |
| 中学生 | | | | | 1.539 (2.860) | 0.09 | 0.538 | [−4.23, 7.31] |
| 非学生成人 | | | | | 0.014 (3.169) | 0.01 | 0.004 | [−6.38, 6.40] |
| 测量维度 [b] | | | | | | | | |
| 社会层面 | | | | | −1.830 (5.788) | −0.11 | −0.316 | [−13.50, 9.84] |
| 量表类型 [c] | | | | | | | | |
| Browman et al. (2017) | | | | | −4.103 (6.707) | −0.20 | −0.612 | [−17.63, 9.42] |
| Day & Fiske (2017) | | | | | 0.994 (5.777) | 0.03 | 0.172 | [−10.66, 12.65] |
| Sagioglou et al. (2019) | | | | | 9.214 (7.498) | 0.31 | 1.229 | [−5.91, 24.34] |
| Yoon & Wong (2014) | | | | | 11.901 (7.368) | 0.41 | 1.615 | [−2.96, 26.76] |
| Hays & Bendersky (2015) | | | | | 8.087 (7.926) | 0.25 | 1.020 | [−7.90, 24.07] |
| 其他量表 | | | | | 3.852 (6.240) | 0.12 | 0.617 | [−8.73, 16.44] |
| 学位论文 [d] | | | | | 0.826 (3.353) | 0.05 | 0.246 | [−5.94, 7.59] |
| 英文文献 [e] | | | | | −1.950 (3.064) | −0.11 | −0.636 | [−8.13, 4.23] |
| 女性比例 | | | | | −6.359 (6.673) | −0.13 | −0.953 | [−19.82, 7.10] |
| $R^2$ | 0.025 | | | | 0.391 | | | |

注: $k = 57$。所有分析均以样本量加权。年份中心化至 2021 年。其他量表包括沈斌(2016; $k = 3$)、Cheng et al. (2019; $k = 1$)和 Melita et al.(2023; $k = 1$)。[a] 参照组 = 大学生, [b] 参照组 = 个人层面, [c] 参照组 = 黄四林 (2016), [d] 参照组 = 期刊论文, [e] 参照组 = 中文文献。

时间趋势也均未达到显著水平(*p*s > 0.15), 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(*p*s > 0.13), 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, $n = 11218$), 年份系数仍未显著($b = 1.11$, $p = 0.199$)。这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, $b = 0.084$, $SE_{HC1} = 0.378$, $t(43) = 0.222$, $p = 0.825$, 95% CI [−0.678, 0.846]。年份聚类 CR2 检验得到一致结果, $b = 0.084$, $SE_{CR2} = 0.399$, $t(4.06) = 0.211$, $p = 0.843$, 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。

基于完整模型的回归方程, 本研究对样本进行加权处理, 建立以“数据收集年份”为自变量、“社会流动信念 PSM 值”为因变量的回归方程(Twenge & Campbell, 2001; 沙晶莹, 张向葵, 2016)。加权回归分析结果显示, 年份与社会流动信念之间的回归方程为 $y = 0.084 \times x + 56.610$ (0.084 为非标准化回归系数, $x$ 为中心化后的年份, 56.610 是常数项, $y$ 为社会流动信念的 PSM 值)。将年份 2014 与 2024 分别代入回归方程, 即可获得 2014 年与 2024 年社会流动信念的预测值, 分别为 $M_{2014}$ 与 $M_{2024}$。根据所有标准差的算术平均数 *SD*, 结合下方公式计算效应量(Twenge & Campbell, 2001)。

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

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。

### 3.2　不同维度与群体的社会流动信念随年代的变化

#### 3.2.1　不同维度的社会流动信念随年代的变化

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。

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, $p$ = 0.999, β = 0.00, 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, $p$ = 0.133, 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, $p$ = 0.569; 年份 × 维度交互效应不显著($b$ = 1.489, $SE$ = 1.043, $p$ = 0.159), 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。

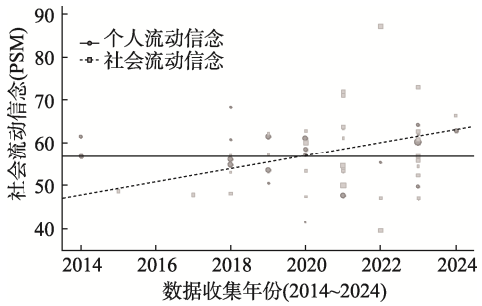



图 2　不同维度的社会流动信念随年代的变化趋势
注：圆形代表个人流动信念($k$ = 23), 方形代表社会流动信念($k$ = 34), 散点大小与样本量成正比。实线为个人流动信念回归线($b$ = −0.001, $p$ = 0.999), 虚线为社会流动信念回归线($b$ = 1.489, $p$ = 0.133)。

#### 3.2.2　不同群体的社会流动信念随年代的变化

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, 本研究进一步按样本类型进行分组分析。首先, 将样本分为学生群体(中学生和大学生, $k$ = 37, $N$ = 20553)和非学生成人群体($k$ = 20, $N$ = 7536)进行比较。学生群体的时间趋势不显著, $b$ = 0.389, $SE$ = 0.772, $p$ = 0.617, β = 0.09, $d$ = 0.21; 成人群体的时间趋势不显著, $b$ = 0.809, $SE$ = 0.488, $p$ = 0.115, β = 0.36, $d$ = 0.45。年份 × 群体(成人 vs.学生)的交互效应不显著, $b$ = 0.420, $SE$ = 0.997, $p$ = 0.675, 表明学生群体与成人群体的时间变化趋势无显著差异。

进一步将样本细分为中学生($k$ = 17, $N$ = 9462, $M_{age}$ = 12.61 岁)、大学生($k$ = 20, $N$ = 11091, $M_{age}$ = 19.97 岁)和非学生成人($k$ = 20, $N$ = 7536, $M_{age}$ = 30.76 岁)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, $p$ = 0.266, β = 0.29, $d$ = 0.90, 虽未达显著水平, 但在三组中斜率最大。大学生群体基本无变化趋势, $b$ = −0.023, $SE$ = 1.024, $p$ = 0.983, β = −0.01, $d$ = −0.01。成人群体呈微弱上升趋势, $b$ = 0.809, $SE$ = 0.488, $p$ = 0.115, β = 0.36, $d$ = 0.45。各组间的年份 ×

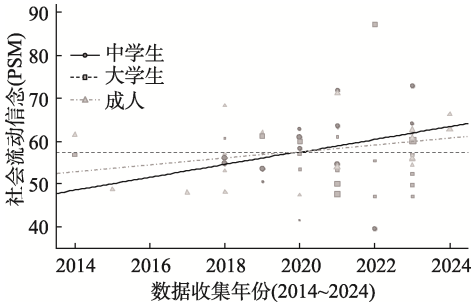



图 3 不同群体的社会流动信念随年代的变化趋势
注：圆形代表中学生($k$ = 17)，方形代表大学生($k$ = 20)，三角形代表非学生成人($k$ = 20)，散点大小与样本量成正比。实线为中学生回归线($b$ = 1.502, $p$ = 0.266)，虚线为大学生回归线($b$ = −0.023, $p$ = 0.983)，点划线为非学生成人回归线($b$ = 0.809, $p$ = 0.115)。

样本类型交互效应均未达显著水平(所有 $p$s > 0.32)，表明不同样本群体的社会流动信念时间变化趋势不存在显著差异。

此外，本研究还按发表类型和语言进行了分组分析。期刊论文($k$ = 34)与学位论文($k$ = 23)的时间趋势均不显著(期刊：$b$ = −0.074, $p$ = 0.859；学位论文：$b$ = 1.048, $p$ = 0.394)；中文文献($k$ = 36)与英文文献($k$ = 21)的时间趋势同样均不显著(中文：$b$ = 0.589, $p$ = 0.427；英文：$b$ = 0.247, $p$ = 0.653)。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。

### 3.3 社会指标与社会流动信念的关系

为进一步探讨社会指标与社会流动信念的关系，参照以往横断历史元分析的做法(沙晶莹，张向葵, 2016；辛素飞 等, 2021; Twenge, 2000)，本研究将各年度社会流动信念的加权平均值分别与数据收集当年、1 年前、3 年前以及 5 年前的宏观社会指标进行 Pearson 相关分析(见表 3)。结果表明，现代化进程类指标整体上与社会流动信念呈显著正相关，且预测作用在多个滞后期上稳定。其中，当期的人均 GDP ($r$ = 0.675, $p$ = 0.032)、城镇化率($r$ = 0.658, $p$ = 0.039)、高等教育毛入学率($r$ = 0.644, $p$ = 0.044)、互联网普及率($r$ = 0.696, $p$ = 0.026)均与社会流动信念呈正向关联，且该关联在当期及多个滞后期均达到统计显著水平。

社会治理类指标整体上同样与社会流动信念呈显著正相关。其中，当期的国家教育经费支出($r$ = 0.681, $p$ = 0.031)、社保支出占比($r$ = 0.701, $p$ = 0.024)以及现行有效法律数($r$ = 0.698, $p$ = 0.025)均与社会流动信念呈稳定的正向关联，且在多个滞后期上保持一致。反腐立案数与社会流动信念在滞后 3 年($r$ = 0.694, $p$ = 0.026)和滞后 5 年($r$ = 0.719, $p$ = 0.019)时呈显著正向关联。

**表 3 社会指标与社会流动信念的滞后相关分析**

| 宏观指标 | 当期 | 滞后 1 年 | 滞后 3 年 | 滞后 5 年 |
|---|---|---|---|---|
| 现代化进程 | | | | |
| 人均 GDP | 0.675* | 0.696* | 0.686* | 0.665* |
| 城镇化率 | 0.658* | 0.663* | 0.668* | 0.579 |
| 互联网普及率 | 0.696* | 0.693* | 0.667* | 0.622 |
| 高等教育毛入学率 | 0.644* | 0.659* | 0.654* | 0.712* |
| 社会治理 | | | | |
| 社保支出占比 | 0.701* | 0.682* | 0.713* | 0.701* |
| 国家教育经费支出 | 0.681* | 0.689* | 0.666* | 0.647* |
| 现行有效法律 | 0.698* | 0.715* | 0.724* | 0.676* |
| 反腐立案数 | 0.497 | 0.524 | 0.694* | 0.719* |
| 经济风险 | | | | |
| 基尼系数 | −0.131 | −0.472 | −0.292 | −0.394 |
| 经济减速幅度 | 0.321 | 0.400 | 0.146 | −0.561 |
| 农村贫困人口 | −0.496 | −0.566 | −0.592 | −0.690* |

注: $n$ = 10 个年度数据点(2014、2015、2017~2024)。滞后 N 年表示宏观指标取自数据收集年份的前 N 年。 经济减速幅度 = 前一年 GDP 增速 − 当年 GDP 增速，值越大表示经济减速越明显。数据为各滞后期社会指标与年度社会流动信念加权平均值的相关系数。* $p$ < 0.05.

与上述两类指标的稳定正向关联不同，经济风险类指标与社会流动信念的关联整体较弱，且具有方向异质性。具体而言，基尼系数与社会流动信念在当期及各滞后期均未达到统计显著水平(当期 $r = -0.131$, $p = 0.718$; 滞后 5 年 $r = -0.394$, $p = 0.259$)，未呈现一致的预测作用。经济减速幅度与社会流动信念的关联在各滞后期亦未达到统计显著水平(当期 $r = 0.321$, $p = 0.483$)。农村贫困人口与社会流动信念在 5 年滞后期上呈显著负向关联(滞后 5 年 $r = -0.690$, $p = 0.027$)，即贫困人口规模越大，社会流动信念水平越低。

综合而言，三大类社会指标与社会流动信念呈现出差异化的关联模式。现代化进程与社会治理类指标在多个滞后期与社会流动信念呈现较一致的正向关联，可能构成支撑社会流动信念相对稳定的宏观基础；而经济风险类指标的预测作用整体较弱，多个指标未呈现稳定的预测作用，表明经济压力维度对社会流动信念的影响并非简单的线性削弱关系。

## 4　讨论

在过去 10 年深刻社会变迁的背景下，中国人对社会流动的信念是否发生了变化？这一问题既具有重要理论意义，也回应了当前社会关于流动机会与阶层跨越可能性的现实关切。为回答这一问题，本研究系统检验了 2014 年至 2024 年间中国人社会流动信念的变迁轨迹，并结合宏观社会指标探讨其潜在的生态逻辑和宏观基础。

### 4.1　社会流动信念的整体变化趋势

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(个人层面、社会层面)和分群体(中学生、大学生、非学生成人)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。

值得注意的是，近年来中国多项社会心态和行为指标呈现出明确的方向性变化。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 年至 2019 年间显著上升(苑明亮 等, 2024)，大学生自尊在 1993 年至 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，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。Hamamura 和 Septarini (2017)对澳大利亚自尊变迁的横断历史元分析也观察到了类似的稳定性：尽管澳大利亚在 1978 年至 2014 年间经历了持续的经济发展，自尊水平在近 40 年间并未发生显著的时代变化。这表明，社会心态并不简单地随宏观发展水平而线性变化，而理解其变迁趋势则需要进一步区分宏观变迁中不同因素的复杂作用和动态平衡。

### 4.2　社会流动信念与社会指标的关系

本研究进一步结合宏观社会指标，考察不同类型的社会变迁因素与 2014~2024 年年度社会流动信念水平之间的关联，以探索其总体呈现相对稳定的潜在宏观社会因素。结果发现，不同类型的宏观指标与年度社会流动信念水平呈现出方向不一的关联：反映现代化进程与社会治理的多维指标(如人均 GDP、城镇化率、高等教育毛入学率、现行有效法律数等)整体上与社会流动信念呈正向关联，而部分反映经济风险的指标(如基尼系数等)则显示出不显著或相对有限的关联。这一结果表明，社会流动信念的时代变迁并不能简单由某一类宏观因素解释。相较而言，现代化进程指标和社会治理指标在多个滞后期与社会流动信念呈较一致的正向关联，可能在宏观层面为社会流动信念提供一定支撑。

首先，反映社会发展的现代化进程类指标与社会流动信念呈显著正向关联。个体对自身或他人社会流动可能性的判断并非纯粹的主观想象，而是会受到客观流动经验和实际机会信息的校准(Day & Fiske, 2019)。社会发展水平整体提升意味着教育、就业和跨地域流动等机会通道在数量和

可及性上的扩展，这些能够被个体在日常生活中观察到的变化，为社会流动信念提供了现实经验基础(Kim & Lee, 2023)。例如，高等教育毛入学率在中国近 10 年间持续上升，使通过教育实现地位改善的通道更加可见；当大学教育从相对少数群体的机会逐渐扩展为更广泛人群可接近的上升路径时，个体在家庭、学校和同伴网络中更容易接触到通过教育实现流动的现实案例。与此类似，互联网普及率和城镇化率的稳步提升降低了不同阶层之间的信息获取门槛，使得跨地域、跨阶层的流动经验在更广泛的社会群体中变得可见。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一些不利因素可能带来的影响。

其次，反映社会治理的指标也与社会流动信念呈显著正向关联。社会流动信念不仅依赖于个体观察到的实际机会，也依赖于其对社会运行公平性与规则可预期性的整体判断(Lu et al., 2024)。当制度环境趋于规范化时，个体关于“努力可以转化为成功”的基本预期便获得了制度层面的支撑(Lu et al., 2024)。以现行有效法律数为例，该指标在中国近 10 年间的持续上升可视为制度规则体系不断完善的间接体现，有助于增强个体对社会运行规则可预期性的判断。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的整体信任(Ma et al., 2024)。由此可见，制度建设作为社会变迁与人类发展理论中尚未充分关注的重要维度，可能在中国近 10 年间通过增强社会运行的规范性和可预期性，对社会流动信念的稳定形成支撑。

值得提出的是，与发展性指标和治理性指标的稳定正向关联不同，基尼系数和经济减速幅度与社会流动信念在当期及各滞后期均未表现出显著关联。就经济不平等而言，其对社会流动信念的影响并非单一方向，而可能同时存在抑制路径与支撑路径(张跃 等, 2020)。在抑制路径上，不平等加剧可能促使个体将贫富差距归因于出身阶层、社会限制和机会不均等外在因素，从而削弱其对个体努力实现流动的信心(Browman et al., 2019)。相反，在支撑路径上，当个体感知到不平等带来的威胁时，也可能激活系统合理化动机，使其倾向于将所处社会系统理解为公正、合理且仍具有流动机会的系统，从而部分削弱不平等对流动信念的负向冲击(Jost & Banaji, 1994)。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，当期的微弱正向关联可能与经济下行初期系统合理化动机的短期增强有关；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。综合来看，基尼系数与经济减速幅度未呈现稳定显著的预测作用，并不意味着经济风险与流动信念无关。更可能的解释是，经济风险维度同时激活了方向相反的心理路径：一方面，经济风险可能通过凸显结构性壁垒削弱流动信念；另一方面，系统合理化动机与“努力—成功”文化叙事又可能维持个体对流动机会的期待。两类路径的相互抵消，可能使经济风险类指标难以在宏观层面表现出稳定的线性效应。

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 40 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, 王鹏, 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，代际关联系数持续下降，相对流动率不断增长；在 21 世纪初至 2015 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, 王鹏, 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。

综合上述发现, 本研究在一定程度上拓展了社会变迁与人类发展理论。当前基于该理论的实证研究多以单一维度的现代化指标作为社会变迁的代理变量, 考察现代化变迁对心理特征的总体方向性影响(Sun & Ryder, 2016; Zeng & Greenfield, 2015)。本研究则通过系统区分现代化进程、社会治理与经济风险三类宏观指标, 发现它们与社会流动信念呈现出方向不一的关联。具体而言, 反映社会发展的现代化进程指标以及社会治理指标整体上对社会流动信念有稳定的正向预测作用。也就是说, 经济发展、教育扩展、城镇化推进和信息技术普及可能通过拓展客观的机会通道和提升信息可及性, 增强人们对社会流动可能性的预期; 而反映经济风险指标(如基尼系数、经济减速幅度)则未呈现稳定的预测作用, 这些指标可能在不同的作用路径上对社会流动信念产生复杂影响。基于这一发现, 本研究在社会变迁与人类发展理论框架基础上提出两点拓展。第一, 社会变迁对核心心态的影响不能被简化为单一方向的总体预测, 而需根据具体的社会生态维度加以区分。第二, 社会治理与制度建设作为社会变迁的重要维度, 对社会流动信念具有重要的支撑作用, 应被纳入社会变迁与心理建构关系的理论考察之中。这一“发展—治理”路径在原有理论框架中尚未得到充分展开, 是本研究的实质性补充。

### 4.3　研究启示和不足

#### 4.3.1　实践启示

本研究表明, 中国民众的社会流动信念在过去 10 年间整体保持稳定, 这一稳定性是当代中国社会一项重要的心理资源。在个体层面, 它为成就动机、长期奋斗与心理健康提供了支撑(Browman et al., 2017; Li et al., 2023); 在宏观层面, 它通过维系公众对“努力—成功”叙事的整体认同, 也为社会奋斗氛围与发展活力提供了重要的心理基础。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。当然, 社会流动信念的稳定也可能部分得益于文化叙事或系统合理化动机对外部压力的心理缓冲作用。这就意味着长期维系甚至提振民众的社会流动信心仍需在客观层面持续推进相关治理工作。具体而言, 相关政策实践有若干可能的着力点。第一, 应加快落实教育扩展与信息化普及, 扩大优质教育资源的可及性, 使通过个人努力实现地位改善的现实路径在更广泛的人群中持续保持可见, 巩固社会流动信念的现实基础。第二, 应持续推进法治建设、反腐治理与公共服务投入等治理性工作。通过增强社会规则的可预期性与一致性, 向公众持续传递规则正在被执行与维护的整体信号, 为流动信念提供制度层面的支撑。第三, 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。主观心态的稳定虽然可以作为社会心态健康的重要参考, 但不应替代对客观流动条件的持续监测。当客观条件出现风险信号时, 也应及时干预, 回应民众期待。综合而言, 社会治理与公共服务工作不仅是社会运行的外在框架, 也是塑造公众心态、维系社会凝聚力的重要心理基础设施, 其持续推进对维护当代中国社会流动信念的长期稳定具有不可替代的作用。

#### 4.3.2　研究不足

本研究存在以下几方面的不足。

第一, 本研究的时间跨度相对较短。本研究考察的 2014 年至 2024 年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 年至 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 年至 2013 年的 21 年时间。本研究由于 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。鉴于某些社会心态的演变较为缓慢, 现有时间跨度可能不足以揭示其长期变化趋势。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, 上述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。

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、非学生成人)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泛的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。

第三，本研究未能考察社会阶层对社会流动信念变迁的调节作用。已有研究表明，主观社会阶层较高的个体倾向于报告更高的社会流动信念水平(Kraus & Tan, 2015)，而处于不同阶层的个体在感知社会与归因模式上也存在系统性差异(胡小勇 等, 2014)。然而，由于纳入本元分析的研究中报告样本社会阶层信息的数量有限，本研究未能进行阶层层面的亚组分析。这意味着本研究观察到的“信念整体稳定”模式可能掩盖了不同阶层群体在变迁轨迹上的差异。例如，可以推测，因过去十年教育扩展直接受益的低阶层群体的流动信念可能呈现上升趋势，而面对住房成本上升、就业竞争加剧的中产阶层，其流动信念则可能有所回落，二者在整体层面相互抵消。未来实证研究可以更细致地考察不同阶层群体的社会流动信念差异，以及在元分析层面进一步考察这些差异在面对宏观社会变迁时的不同反应模式。

## 5 结论

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，社会流动信念未呈现显著的时间变化趋势，整体保持相对稳定；(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，可能是维系社会流动信念的重要宏观基础。

## 参考文献


白洁, 杨沈龙, 徐步霄, 郭永玉. (2021). 达者何以兼济天下: 高阶层再分配偏向的心理机制及谦卑的作用. *心理学报*, *53*(10), 1161−1172.

丁毅, 纪婷婷. (2021). 不患不均? 容忍和支持经济不平等的心理学解释. *心理科学*, *44*(2), 412−418.

郭永玉, 杨沈龙, 李静, 胡小勇. (2015). 社会阶层心理学视角下的公平研究. *心理科学进展*, *23*(8), 1299−1311.

国家统计局. (2025). *中国统计年鉴*. 北京: 中国统计出版社.

侯娟, 贾可可, 方晓义. (2024). 近 20 年中国夫妻婚姻满意度发展趋势与社会变迁. *心理学报*, *56*(7), 895−910.

胡小勇, 郭永玉, 李静, 杨沈龙. (2016). 社会公平感对不同阶层目标达成的影响及其过程. *心理学报*, *48*(3), 271−289.

胡小勇, 李静, 芦学璋, 郭永玉. (2014). 社会阶层的心理学研究: 社会认知视角. *心理科学*, *37*(6), 1509−1517.

黄四林, 韩明跃, 孙铃, 尚若星. (2016). 大学生公正感对其社会责任感的影响——社会流动信念的中介作用. *北京师范大学学报(社会科学版)*, (1), 68−74.

李路路, 王鹏. (2018). 转型中国的社会态度变迁(2005~2015). *中国社会科学*, *3*, 83−101.

明朗. (2013). *制度信任和社会流动信念的特征及其与学业投入的关系*[硕士学位论文]. 中央财经大学.

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.

沈斌. (2016). *个体社会阶层流动预期对自利倾向的影响*[硕士学位论文]. 浙江大学.

谭旭运, 吕邈. (2023). 青年社会流动感知与获得感. *青年研究*, *2*, 40−49.

谭旭运, 韦庆旺, 王清源. (2024). 现代化目标下社会变迁过程与社会心理演变的互动(代卷首语). *中国社会心理学评论*, *27*(2), 1−19.

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.

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.

辛素飞, 梁鑫, 盛靓, 赵智睿. (2021). 我国内地教师主观幸福感的变迁(2002~2019): 横断历史研究的视角. *心理学报*, *53*(8), 875−889.

辛自强. (2019). 市场化与人际信任变迁. *心理科学进展*, *27*(12), 1951−1966.

辛自强, 池丽萍. (2008). 横断历史研究: 以元分析考察社会变迁中的心理发展. *华东师范大学学报(教育科学版)*, *26*(2), 44−51.

杨沈龙, 郭永玉, 胡小勇, 舒首立, 李静. (2016). 低阶层者的系统合理化水平更高吗? ——基于社会认知视角的考察. *心理学报*, *48*(11), 1467−1478.

杨远洋, 王英芊, 蔡济民. (2025). 资源稀缺感与社会流动信念对女性择偶中先赋性资源偏好的影响. *心理科学*, *48*(5), 1162−1171.

苑明亮, 伍俊辉, 金淑娴, 林靓, 寇彧, Paul A. M. Van Lange. (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), 1159−1175.

张凤, 黄四林. (2022). 社会流动信念: 脱贫家庭青少年发

展的内生动力. *北京师范大学学报(社会科学版)*, (3), 140−150.

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*, *43*(5), 1197−1203.

Alesina, A., Stantcheva, S., & Teso, E. (2018). Intergenerational mobility and preferences for redistribution. *American Economic Review*, *108*(2), 521−554.

Almås, I., Bonn, C., Cappelen, A. W., Cappelen, C., & Tungodden, B. (2025). Inequality acceptance in China: Fairness views, inequality beliefs, and policy attitudes in a socialist market economy. *The Journal of Economic Inequality*, *23*(3), 623−636.

Benabou, R., & Ok, E. A. (2001). Social mobility and the demand for redistribution: The POUM hypothesis. *The Quarterly Journal of Economics*, *116*(2), 447−487.

Browman, A. S., Destin, M., & Miele, D. B. (2022). Perception of economic inequality weakens Americans' beliefs in both upward and downward socioeconomic mobility. *Asian Journal of Social Psychology*, *25*(1), 35−51.

Browman, A. S., Destin, M., Carswell, K. L., & Svoboda, R. C. (2017). Perceptions of socioeconomic mobility influence academic persistence among low socioeconomic status students. *Journal of Experimental Social Psychology*, *72*, 45−52.

Browman, A. S., Destin, M., Kearney, M. S., & Levine, P. B. (2019). How economic inequality shapes mobility expectations and behaviour in disadvantaged youth. *Nature Human Behaviour*, *3*(3), 214−220.

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.

Cheng, G. H. L., Chan, D. K. S., & Yeung, D. Y. (2019). Correlates of acceptance of wealth inequality: A moderated mediation model. *Frontiers in Psychology*, *10*, 900.

Cohen, J. (1992). Statistical power analysis. *Current Directions in Psychological Science*, *1*(3), 98−101.

Curran, T., & Hill, A. P. (2019). Perfectionism is increasing over time: A meta-analysis of birth cohort differences from 1989 to 2016. *Psychological Bulletin*, *145*(4), 410−429.

Davidai, S. (2018). Why do Americans believe in economic mobility? Economic inequality, external attributions of wealth and poverty, and the belief in economic mobility. *Journal of Experimental Social Psychology*, *79*, 138−148.

Davidai, S., & Gilovich, T. (2015). 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 J. Jetten & K. Peters (Eds.), *The social psychology of inequality* (pp. 365−380). 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.

Ge, X., & Hou, Y. (2022). Patterns of achievement attribution of Chinese adults and their sociodemographic characteristics and psychological outcomes: A large-sample longitudinal study. *Personality and Individual Differences*, *184*, 111230.

Greenfield, P. M. (2009). Linking social change and developmental change: Shifting pathways of human development. *Developmental Psychology*, *45*(2), 401−418.

Greenfield, P. M. (2016). Social change, cultural evolution, and human development. *Current Opinion in Psychology*, *8*, 84−92.

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.

Hays, N. A., & Bendersky, C. (2015). Not all inequality is created equal: Effects of status versus power hierarchies on competition for upward mobility. *Journal of Personality and Social Psychology*, *108*(6), 867−882.

Hirschman, A. O., & Rothschild, M. (1973). The changing tolerance for income inequality in the course of economic development: With a mathematical appendix. *The Quarterly Journal of Economics*, *87*(4), 544−566.

Hout, M. (2015). A summary of what we know about social mobility. *The ANNALS of the American Academy of Political and Social Science*, *657*(1), 27−36.

Inglehart, R., & Baker, W. E. (2000). Modernization, cultural change, and the persistence of traditional values. *American Sociological Review*, *65*(1), 19−51.

Jost, J. T. (2019). A quarter century of system justification theory: Questions, answers, criticisms, and societal applications. *British Journal of Social Psychology*, *58*(2), 263−314.

Jost, J. T., & Banaji, M. R. (1994). The role of stereotyping in system-justification and the production of false consciousness. *British Journal of Social Psychology*, *33*(1), 1−27.

Jost, J. T., Banaji, M. R., & Nosek, B. A. (2004). A decade of system justification theory: Accumulated evidence of conscious and unconscious bolstering of the status quo. *Political Psychology*, *25*(6), 881−919.

Jost, J. T., & Hunyady, O. (2005). Antecedents and consequences of system-justifying ideologies. *Current Directions in Psychological Science*, *14*(5), 260−265.

Kaufmann, D., & Kraay, A. (2024). The worldwide governance indicators: Methodology and 2024 update. Available at *SSRN 5154675*.

Kaufmann, D., Kraay, A., & Mastruzzi, M. (2011). The

worldwide governance indicators: Methodology and analytical issues. *Hague Journal on the Rule of Law*, *3*(2), 220−246.

Kay, A. C., Jost, J. T., Mandisodza, A. N., Sherman, S. J., Petrocelli, J. V., & Johnson, A. L. (2007). Panglossian ideology in the service of system justification: How complementary stereotypes help us to rationalize inequality. In M. P. Zanna (Ed.), *Advances in experimental social psychology* (Vol. 39, pp. 305−358). Elsevier Academic Press.

Kim, Y., & Lee, Y. (2023). Economic development, intergenerational mobility, and health in South Korea. *Economics & Human Biology*, *50*, 101260.

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

Kunda, Z. (1990). The case for motivated reasoning. *Psychological Bulletin*, *108*(3), 480−498.

Li, K., Yu, F., Zhang, Y., & Guo, Y. (2023). The effects of subjective social class on subjective well-being and mental health: A moderated mediation model. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *20*(5), 4200.

Lou, N. M., & Li, L. M. W. (2023). Social mobility and motivational payoff: Achievement motivation is more important in students' performance and well-being in cultures with high versus low social mobility. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, *54*(8), 827−848.

Lu, H., Zeng, K., & Yang, L. (2024). Perceptions of social mobility and political trust in China: The mediating role of perceived fairness. *Social Justice Research*, *37*(4), 382−405.

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.

McCall, L., Burk, D., Laperrière, M., & Richeson, J. A. (2017). Exposure to rising inequality shapes Americans' opportunity beliefs and policy support. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *114*(36), 9593−9598.

Melita, D., Rodríguez‐Bailón, R., & Willis, G. B. (2023). Does income inequality increase status anxiety? Not directly, the role of perceived upward and downward mobility. *British Journal of Social Psychology*, *62*(3), 1453−1468.

Sagioglou, C., Forstmann, M., & Greitemeyer, T. (2019). Belief in social mobility mitigates hostility resulting from disadvantaged social standing. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *45*(4), 541−556.

Shariff, A. F., Wiwad, D., & Aknin, L. B. (2016). Income mobility breeds tolerance for income inequality: Cross-national and experimental evidence. *Perspectives on Psychological Science*, *11*(3), 373−380.

Smith, H. J., Pettigrew, T. F., Pippin, G. M., & Bialosiewicz, S. (2012). Relative deprivation: A theoretical and meta-analytic review. *Personality and Social Psychology Review*, *16*(3), 203−232.

Sommet, N., Elliot, A. J., Jamieson, J. P., & Butera, F. (2019). Income inequality, perceived competitiveness, and approach‐avoidance motivation. *Journal of Personality*, *87*(4), 767−784.

Sun, J., & Ryder, A. G. (2016). The Chinese experience of rapid modernization: Sociocultural changes, psychological consequences? *Frontiers in Psychology*, *7*, 477.

Torche, F. (2015). Intergenerational mobility and equality of opportunity. *European Journal of Sociology*, *56*(3), 343−371.

Twenge, J. M. (2000). The age of anxiety? The birth cohort change in anxiety and neuroticism, 1952−1993. *Journal of Personality and Social Psychology*, *79*(6), 1007−1021.

Twenge, J. M., & Campbell, W. K. (2001). Age and birth cohort differences in self-esteem: A cross-temporal meta-analysis. *Personality and Social Psychology Review*, *5*(4), 321−344.

Twenge, J. M., Zhang, L., & Im, C. (2004). It's beyond my control: A cross-temporal meta-analysis of increasing externality in locus of control, 1960-2002. *Personality and Social Psychology Review*, *8*(3), 308−319.

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.

Wiederkehr, V., Bonnot, V., Krauth-Gruber, S., & Darnon, C. (2015). Belief in school meritocracy as a system-justifying tool for low status students. *Frontiers in Psychology*, *6*, 1053.

Xie, Y., & Zhou, X. (2014). Income inequality in today's China. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, *111*(19), 6928−6933.

Yoon, S., & Wong, N. (2014). Perceived economic mobility: Measurement, validity, and implication for consumer wellbeing and materialism. *Advances in Consumer Research*, *42*, 750-751.

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.

Yuki, M., & Schug, J. (2020). Psychological consequences of relational mobility. *Current Opinion in Psychology*, *32*, 129−132.

Zeng, R., & Greenfield, P. M. (2015). Cultural evolution over the last 40 years in China: Using the Google Ngram Viewer to study implications of social and political change for cultural values. *International Journal of Psychology*, *50*(1), 47−55.

# Have social mobility beliefs changed in China? A cross-temporal meta-analysis from 2014 to 2024

ZHANG Shengxuan, JIANG Yunyi, DING Yi, GUO Yongyu

(*School of Psychology, Nanjing Normal University, Nanjing* 210097, *China*)

**Abstract:** Have social mobility beliefs changed as China has undergone rapid social transformation? We addressed this question with a cross-temporal meta-analysis of 50 studies comprising 57 independent samples and 28,089 participants, with data collected between 2014 and 2024. Social mobility beliefs showed no significant temporal trend over the decade, and this pattern was consistent across individual- and society-level measures and across middle school students, college students, and adults. We also examined whether annual levels of social mobility beliefs covaried with macro-social conditions. Indicators of economic and educational development and several dimensions of social governance were positively associated with social mobility beliefs, whereas associations with economic-risk indicators were weaker and less consistent. Together, these findings suggest that social mobility beliefs remained relatively stable despite substantial societal change. Our findings provide macro-social evidence for understanding the maintenance of social mobility beliefs and offer new insight into the persistence and change of social attitudes amid rapid social transformation in China.

**Keywords:** social mobility belief, cross-temporal meta-analysis, social change, macro-social indicators, China

## 附录：纳入元分析的文献


冯文倩. (2019). *总体阶层流动知觉对系统合理信念的影响——一个双重中介模型* [硕士学位论文]. 华中师范大学.

龚玥. (2024). *乡村儿童贫富观念与社会流动信念的关系——以甘肃地区为例* [硕士学位论文]. 西北师范大学.

郭永玉, 冯文倩, 杨沈龙. (2019). 阶层流动知觉对系统合理化的预测作用. *中国社会心理学评论*, *16*(01), 137−154.

黄四林, 韩明跃, 孙铃, 尚若星. (2016). 大学生公正感对其社会责任感的影响——社会流动信念的中介作用. *北京师范大学学报(社会科学版)*, (1), 68−74.

赖即心. (2024). *大学生主观社会经济地位对心盛的影响及作用机制* [硕士学位论文]. 广西师范大学.

李倩莹, 刘方, 黎志华. (2022). 主观社会经济地位对成年早期幸福感的影响: 一个链式中介模型. *中国临床心理学杂志*, *30*(4), 802−807.

凌宇, 周雅婷, 袁言云, 尹霞云. (2024). 主观家庭经济地位对脱贫家庭儿童社会流动信念的影响:一般自我效能感的相对中介作用. *中国健康心理学杂志*, *32*(04), 587−591.

刘志源. (2020). *经济不平等、主观社会流动性和学习坚持性的关系研究* [硕士学位论文]. 广州大学.

罗芷萱. (2025). *感知收入不平等与希望感的关系：有调节的中介研究* [硕士学位论文]. 贵州师范大学.

沈斌. (2016). *个体社会阶层流动预期对自利倾向的影响* [硕士学位论文]. 浙江大学.

孙雅雯. (2024). *上行社会比较对农村籍大学生自卑感的影响：社会流动信念的调节作用* [硕士学位论文]. 中央财经大学.

谭千保, 李赛洪, 易艺宇, 周姣. (2025). 累积生态风险对大学生社会责任心的影响：公正世界信念的中介作用和社会流动信念的调节作用. *湖南第一师范学院学报*, *25*(06), 79−86.

唐纪芸. (2022). *阶层流动感知对青年人群幸福感的影响及其机制* [硕士学位论文]. 南京师范大学.

唐思洋. (2022). *回流青少年社会支持与公正世界信念对社会阶层流动知觉的影响* [硕士学位论文]. 四川大学.

王冬晓. (2019). *收入不平等感知影响生育意愿——社会流动信念的中介作用* [博士学位论文]. 武汉大学.

王丽安. (2024). *社会流动信念与青少年学业成绩的关系研究：父母参与和青少年学习投入的中介作用* [硕士学位论文]. 西北师范大学.

王伟强. (2024). *大学生主观社会阶层对社会流动信念的影响：心理资本和贫富差距归因的中介作用* [硕士学位论文]. 哈尔滨工程大学.

熊先畅. (2023). *个人向上流动感知与亲社会倾向的关系：一项有调节的链式中介模型* [硕士学位论文]. 浙江大学.

徐琳. (2021). *留守儿童社会流动信念对学习动机的影响* [硕士学位论文]. 华东师范大学.

杨远洋, 王英芊, 蔡济民. (2025). 资源稀缺感与社会流动信念对女性择偶中先赋性资源偏好的影响. *心理科学*, *48*(5), 1162−1171.

尹金荣, 孙晓玲, 熊先畅, 罗悦, 吴明证. (2025). 个人向上流动感知对亲社会倾向的影响：地位追求动机和共享关系取向的链式中介作用. *应用心理学*, *32*(02), 141−149.

岳静怡. (2024). *大学生主观社会地位、心理资本、社会流动信念与生活满意度的关系研究* [硕士学位论文]. 吉林大学.

张凤, 黄四林, 梅刻寒, 张嘉恬, 邓祎祎. (2025). 脱贫地区乡村青少年社会流动信念与其学业坚持性: 学业应对策略的调节作用. *心理发展与教育*, *41*(4), 510−517.

张嘉凯, 宋婷婷, 尉兆梁. (2025). 被剥夺感的情绪补偿：主观社会经济地位对幸灾乐祸的影响. *中国临床心理学杂志*, *33*(04), 757−762.

赵丽君. (2022). *系统合理信念对农村学生学习坚持性的影响* [硕士学位论文]. 西北师范大学.

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), 1499−1511.

周国欣. (2022). *童年社会经济地位对在职员工职业成功的影响：有调节的中介模型* [硕士学位论文]. 上海师范大学.

周玉洁. (2022). *高职生社会流动信念对学习投入的影响* [硕士学位论文]. 青海师范大学.

周卓钊, 毛晋平. (2021). 大学生社会流动信念与学习投入的关系: 成就目标定向和心理资本的作用. *中国临床心理学杂志*, *29*(1), 156−160.

曾佑添, 黎志华, 尹霞云. (2025). 农村低收入家庭青少年早期社会流动信念发展的异质性及其影响因素：基于潜变量混合增长模型的分析. *青海师范大学学报(自然科学版)*, *41*(02), 71−78.

Dong, Y., & Wang, X. (2025). What if hard work cannot pay off? Perceived low social mobility increases passive procrastination among students. *Social Psychological and Personality Science*, *16*(7), 827−834.

Huang, S., Hou, J., Sun, L., Dou, D., Liu, X., & Zhang, H. (2017). The effects of objective and subjective socioeconomic status on subjective well-being among rural-to-urban migrants in China: The moderating role of subjective social mobility. *Frontiers in Psychology*, *8*, 819.

Li, K., Yu, F., Zhang, Y., & Guo, Y. (2023). The effects of subjective social class on subjective well-being and mental health: A moderated mediation model. *International Journal of Environmental Research and Public Health*, *20*(5), 4200.

Li, W., Wu, J., & Kou, Y. (2020). System justification enhances life satisfaction of high- and low-status people in China. *Social Psychological and Personality Science*, *11*(5), 588−596.

Li, W., Yang, Y., Wu, J., & Kou, Y. (2020). Testing the status-legitimacy hypothesis in China: Objective and subjective socioeconomic status divergently predict system justification. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *46*(7), 1044−1058.

Lin, L., Hua, L., & Li, J. (2022). Seeking pleasure or growth? The mediating role of happiness motives in the longitudinal relationship between social mobility beliefs and well-being in college students. *Personality and Individual Differences*, *184*, 111170.

Liu, Z., Ma, R., & Sun, X. (2025). Why are the Relatively Deprived Reluctant to Improve Themselves? The Crucial Role of Perceived Upward Economic Mobility. *International Review of Social Psychology*, *38*, 10−10.

Ming, H., Jiang, Y., Tian, Y., & Huang, S. (2021). Cumulative risk and hopelessness among Chinese rural-to-urban migrant adolescents. *Journal of Child and Family Studies*, *30*(8), 2016−2027.

Ming, H., Zhang, F., Jiang, Y., Ren, Y., & Huang, S. (2021). Family socio‐economic status and children's executive function: The moderating effects of parental subjective socio‐economic status and children's subjective social mobility. *British Journal of Psychology*, *112*(3), 720−740.

Ming, H., Zuo, C., Zhang, F., Ren, Y., Zhang, H., & Huang, S. (2022). Positive affect decreases the negative association between social mobility belief and physical health among Chinese rural-to-urban migrant adolescents. *Psychoneuroendocrinology*, *143*, 105846.

Rao, T. T., Yang, S. L., Yu, F., Xu, B. X., & Wei, J. (2022). Perception of class mobility moderates the relationship between social class and prosocial behaviour. *Asian Journal of Social Psychology*, *25*(1), 88−102.

Tan, X., Dou, X., Zhang, Y., Xing, C., Bai, B., & Miao, R. (2021). The structural dilemma of citizen participation: the interactive influence of social status and subjective social mobility. *Journal of Pacific Rim Psychology*, *15*, 18344909211003169.

Wang, S., & Fan, C. (2022). The effect of perceived economic mobility on product preferences and choices: A moderated mediation model. *PsyArXiv*.

Wang, X., Zhuo, Y., Chen, W. F., Du, H., & Chen, Z. (2026). Perceiving low social mobility induces zero-sum beliefs about social hierarchies. *Personality and Social Psychology Bulletin*, *52*(3), 531−545.

Xiao, L., Yao, M., & Liu, H. (2024). Perceived social mobility and smartphone dependence in university students: the roles of hope and family socioeconomic status. *Psychology Research and Behavior Management*, 17, 1805−1817.

Xie, J., Zhang, B., Yao, Z., Peng, B., Chen, H., & Gao, J. (2022). The relationship between social mobility belief and learning engagement in adolescents: The role of achievement goal orientation and psychological capital. *Frontiers in Psychology*, *13*, 792108.

Zhang, F., Jiang, Y., Ming, H., Ren, Y., Wang, L., & Huang, S. (2020). Family socio-economic status and children's academic achievement: The different roles of parental academic involvement and subjective social mobility. *British Journal of Educational Psychology*, *90*(3), 561−579.

Zhang, F., Jiang, Y., Ming, H., Yang, C., & Huang, S. (2020). Family socioeconomic status and adolescents' academic achievement: The moderating roles of subjective social mobility and attention. *Journal of Youth and Adolescence*, *49*(9), 1821−1834.

Zhang, Y., Deng, Y., Ren, Y., Zuo, C., & Huang, S. (2025). The effects of allostatic load, bullying, and social mobility belief on depression among socioeconomically disadvantaged Chinese adolescents. *Journal of Research on Adolescence*, *35*(4), e70109.

Zuo, C., Ren, Y., Ming, H., Mei, K., & Huang, S. (2024). The double-edged effect of social mobility belief on socioeconomically disadvantaged adolescents' health: The mediating role of intentional self-regulation. *Health Psychology*, *43*(8), 570−578.