

《心理学报》审稿意见与作者回应

题目：自我意识情绪影响时距知觉的潜在机制：唤醒度和注意网络的中介作用

作者：尹华站，吴德华，贺荣华

第一轮

审稿人 1 意见：

作者系统研究四种自我意识情绪对时距知觉的影响，发现自豪和羞耻会导致低估时距，而内疚和尴尬对时距估计没有影响，并进一步利用中介分析揭示唤醒与执行控制在自豪与羞耻影响时距知觉中的作用。研究突破以往研究只关注基本情绪类别的局限，初步考察并验证复杂的自我意识情绪在计时中的作用。这一主题与工作对时间知觉这一领域具有相当的贡献。尽管实验进行较为严格的控制，在文章在一些概念界定、数据分析与行文规范上，仍然存在如下问题，请作者解释讨论补充或更正。

总体回复：审稿人提到“研究突破以往研究只关注基本情绪类别的局限，初步考察并验证复杂的自我意识情绪在计时中的作用。这一主题与工作对时间知觉这一领域具有相当的贡献。”，这些肯定性评价确实让我们信心大增，下面课题组会根据您的宝贵建议逐条回复。

意见 1：实验 1 目的仅仅是对实验操纵有效性的评估，并不足以拆分成一个单独的实验。作者可以将这部分放在实验 2 的方法部分加以简要说明即可，相关详细结果即可以在正文列出，也可以考虑放补充材料中。

回复 1：感谢外审的宝贵建议。课题组在修改稿中已将实验 1 的内容调整至实验 2 的方法部分，并将实验 1 结果调整至实验 2 的结果的开头部分。正文修改如下：

2 实验 1：自我意识情绪影响时距知觉的初步探索

2.1 目的

借鉴 Ibanze (2021) 的方法，将情境模拟与回忆想象相结合，对诱发的四种自我意识情绪进行有效性验证。同时，采用时距二分任务探索自我意识情绪对时距知觉的影响。

2.2 方法

2.2.1 被试

被试筛选主要包括两个阶段。第一个阶段是自我意识情绪诱发的有效性检验阶段。这一阶段采用 G*Power3.1 软件($\alpha = 0.05$, 检验力 0.80, 效应量 0.25)(Faul et al., 2007), 计算出需要被试总量为 200 人。从某高校随机抽取在校大学生 225 人, 随机分配给五个组(尴尬启动组、内疚启动组、自豪启动组、羞耻启动组及中性组)。剔除规律作答、不认真作答和空白问卷等无效问卷 22 份之后, 共 203 名大学生参与本阶段实验。其中尴尬组 40 人, 内疚组 40 人, 羞耻组 41 人, 自豪组 41 人, 中性组 41 人。男性 101 人, 女性 102 人, 平均年龄 19.21 ± 1.49 岁。

第二个阶段是自我意识情绪影响时距知觉的探索阶段。这一阶段采用 G*Power3.1 软件($\alpha = 0.05$, 检验力 0.80, 效应量 0.25)(Faul et al., 2007), 计算出需要被试总量为 110 人。以某高校大学生为被试群体, 拟选取 200 人参与实验。再根据被试的选取标准: (1)无抑郁。在贝克抑郁量表(BDI-II)上的得分小于或等于 9; (2)无焦虑。在贝克焦虑量表(BAI-II)上的得分小于或等于 44 分; (3)了解电脑基本操作, 视力正常; (4)右利手。最终排除贝克焦虑量表得分大于 44 分、贝克抑郁量表得分大于 9 分的被试之后, 共 188 人参与正式实验, 符合样本量要求。其中尴尬组 36 人, 内疚组 38 人, 自豪组 36 人, 羞耻组 40 人, 中性组 38 人。男性 93 人, 女性 95 人, 平均年龄为 19.17 ± 1.52 岁。两个阶段的所有被试均是自愿参与,

实验前已签署知情同意书, 视力或矫正视力正常。本研究经第一作者所在大学人类伦理委员会批准, 参加实验的学生可以获得相应报酬。

2.2.2 实验设计

自我意识情绪诱发有效性检验阶段采用实验组对照组前测后测设计。自变量为情绪组别(尴尬启动组、内疚启动组、羞耻启动组、自豪启动组和中性启动组)。因变量指标为所诱发情绪类型及其唤醒度和愉悦度, 譬如尴尬启动组诱发出的情绪除了要对尴尬情绪相关指标进行评定, 还需要对内疚、羞耻、自豪以及中性情绪的相关指标也进行评定。

自我意识情绪影响时距知觉探索阶段采用 5(情绪类型: 尴尬、内疚、自豪、羞耻和中性) \times 7(探测时距: 400ms、600ms、800ms、1000ms、1200ms、1400ms、1600ms)混合设计, 其中情绪类型为被试间变量, 探测时距为被试内变量; 因变量指标为长反应比例[Proportions of "long" responses, $P(\text{long})$]、主观相等点(Point of Subjective Equivalence, PSE)和韦伯系数(Weber Ratio, WR)。

2.2.3 研究材料和工具

① 自我意识情绪诱发材料。

尴尬启动材料: 仿照 Leary (1991)的尴尬启动材料编制而成。内容为“你走进熟悉的食堂吃午饭, 午饭时间人潮涌动。正当你端着餐盘, 穿过熙熙攘攘的人群, 准备寻找座位时。突然, 你一不小心踩到一块香蕉皮, 脚底一滑, 不禁“啊”的一声, 身体瞬间向后倾倒, 食物全洒落在身上, 旁边的人目光纷纷投向你, 尴尬氛围弥漫在空气中。”

内疚启动材料: 仿照 Ibanze(2021)的内疚启动材料编制而成。内容为“夜幕降临, 你想要在商店打烊之前赶上优惠活动。于是, 你向朋友借来他外婆生前送给他的自行车匆匆赶往商店。在逛完商店回来时发现自行车不翼而飞。无奈之下, 向朋友告知这一消息, 看着他眼中流露出的悲伤, 你内心愧疚如潮水般涌上心头。”

羞耻启动材料: 仿照高学德(2013)的羞耻启动材料编制而成。内容为“你在学校附近书店发现一本非常喜欢却一直没有找到的书, 却发现身上带的钱不够。环顾四周, 几个顾客正专心挑看书籍, 书店老板也在低着头忙碌。禁不住诱惑, 你顺手将这本书塞进书包里。正准备离开时, 一只手搭在肩膀上, 你脸刷地一下红了, 觉得特别羞耻。”

自豪启动材料: 仿照 Ibanze(2021)的自豪启动材料编制而成。内容为“你正在上一门课, 课程作业是要求每人做一次课程报告, 于是你精心制作 PPT, 准备演讲。演讲时, 同学们对你的内容表现出极大兴趣, 并问了很多问题, 你对这些问题应对自如。演讲结束之后, 所有同学都为你起立鼓掌, 老师也当众表扬你。你感到由衷的自豪。”

中性启动材料: 自编中性启动材料。内容为“生活中, 你会发现许多习以为常的事情。清晨, 我们会准时起床、洗漱, 吃过早餐之后, 步行或骑着电瓶车前往教室上课, 或者独自去往图书馆安静地学习。下午, 约三五好友一起去往步行街购物或玩耍。到了晚上, 再乘坐交通工具返回宿舍。”

② 贝克焦虑量表(BAI-II)。贝克焦虑量表(Beck, 1988)共 21 个条目, 每一个条目分为 1-4 级评分。总分 0-44 分为无焦虑, 45-54 分之间为轻度焦虑, 55-64 分之间为中度焦虑, 大于 65 分为重度焦虑。该量表的 Cronbach's α 系数为 0.85。

③ 贝克抑郁量表(BDI-II)。贝克抑郁量表(Beck, 1996)为 BDI 第 2 版中文版, 包含 21 个条目, 每一个条目分为 0-3 级评分。总分 0-9 分为无抑郁, 10-18 分为轻度抑郁, 19-29 分为中度抑郁, 30-63 分为重度抑郁。该量表的 Cronbach's α 系数为 0.83。

2.2.4 研究程序

整个研究包括两个阶段。第一个阶段是自我意识情绪诱发的有效性检验阶段。这一阶段的程序是将经过 1 名教授和 3 名博士从材料性质(情绪类型)和文字篇幅等角度进行初步评估和反复修订的五种情绪启动材料分别编制成五类情绪事件问卷。每一名被试随机分配给一类情绪事件问卷, 以进行自我意识情绪的诱发。具体流程如下: 首先阅读指导语, 掌握四种自我意识情绪的基本含义, 接着判定自身起始所处的情绪类别, 并用 0-6 点计分描

述其强度,然后根据指导语阅读启动材料,接着回忆书写自己在生活中遇到的相似情绪事件,最后再次对该阶段的情绪类别进行判定,并用 0-6 点计分描述其强度。

第二个阶段是自我意识情绪对时距知觉影响的探讨阶段。这一阶段包括抑郁和焦虑测评、时距二分任务的标准时距的学习阶段和练习阶段、自我意识情绪启动、时距二分任务正式实验阶段等四个子阶段。抑郁和焦虑测评阶段主要是通过对被试施测贝克焦虑量表(BAI-II)和贝克抑郁量表(BDI-II),筛选合适被试进入下一轮。接下来,进入时距二分任务标准时距的学习阶段和练习阶段。学习阶段,“短”400ms 和“长”1600ms 标准时距各呈现 5 次,以帮助被试学习这两个标准时距。然后再随机呈现这两个标准时距各 10 次,要求被试 100% 做出正确判断再进入练习阶段,反之,继续学习和测试,直至 100% 通过方可进入练习阶段。练习阶段,给被试随机呈现 7 种探测时距,分别是 400ms、600ms、800ms、1000ms、1200ms、1400ms、1600ms,被试需要判断探测时距靠近“短”标准时距或“长”标准时距。若判定靠近“短”标准时距,按“D”键;反之,按“K”键。若正确率达到 85% 则进入下一轮。自我意识情绪启动阶段按照诱发程序检验阶段的相应步骤进行启动。时距二分任务正式实验阶段,给被试随机呈现 7 种探测时距,分别是 400ms、600ms、800ms、1000ms、1200ms、1400ms、1600ms,被试需要判断探测时距更靠近“短”标准时距或“长”标准时距。若判定靠近“短”标准时距,按“D”键;反之,按“K”键。实验共 5 个 block,每一个 block 包含 42 个试次随机出现,共 210 个试次。为确保被试始终维持特定的情绪状态,在每一个 block 之间,要求被试再次朗读一遍自己事先书写好的情绪事件内容。时距二分任务单试次刺激流程如图 1 所示。

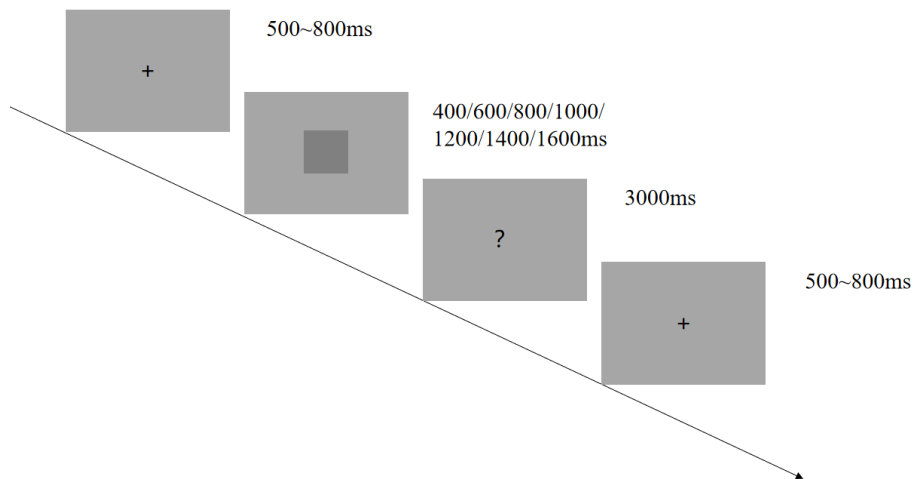


图 1 时距二分任务单试次刺激呈现程序

2.3 数据处理

采用 SPSS 25.0 对实验结果进行分析。自我意识情绪诱发有效性检验阶段以尴尬启动组数据处理方法为例,首先,把尴尬启动组诱发的尴尬情绪前后测结果进行配对样本 t 检验,以证明尴尬启动组诱发情绪有效;其次,把尴尬启动组诱发的尴尬情绪后测结果与尴尬启动组诱发的内疚、自豪、羞耻情绪后测结果进行重复测量方差分析,以证明尴尬启动组诱发的确实主要为尴尬情绪,而非其他自我意识情绪;最后,将尴尬启动组的后测尴尬情绪与中性组后测尴尬情绪进行独立样本 t 检验,以证明情绪材料内容诱发有效,而非诱发程序本身有效。其他启动组以同样方法进行数据处理。

自我意识情绪影响时距知觉探索阶段:首先计算每一名被试的 $P(long)$ 。 $P(long)$ 是指个体判定探测时距靠近“长”标准时间的次数与总次数之比。然后,使用 Matlab 2016 对每一组情绪类型下每一个个体的数据进行伪 logistic 函数拟合,以探测时距为横坐标,以某一探测时距下被试按键判断为 $p(long)$ 为纵坐标。PSE 是指一种主观上的相等点,即对于每一种情绪启动组中每一个被试做出 50%“长”反应判断所对应刺激时距的理论长度,PSE 值越

小,感知时间越长。WR的计算方法是将 $[D(p(long)=.75) - D(p(long)=.25)] / 2$ 再除以PSE,WR值越小表示时间敏感度越高。使用SPSS 25.0对PSE和WR分别进行单因素方差分析。

2.4 结果

以情绪内容判断为因变量指标,对四类自我意识情绪启动组前后测进行配对样本 t 检验,结果显示,自我意识情绪在诱发情绪前和诱发情绪之后存在显著差异($ps < .001$)。以情绪强度为因变量指标,对四类自我意识情绪启动组前后测进行配对样本 t 检验,结果显示,在诱发自我意识情绪之前唤醒度显著低于诱发情绪之后的强度($ps < .001$)。

以情绪内容判断为因变量指标,将每一类情绪启动组诱发出的所有类型自我意识情绪进行重复测量方差分析,结果显示,每一类情绪启动组诱发出的自我意识情绪内容之间存在显著差异($ps < .001$),这说明每一类情绪启动组确实诱发出的主要情绪为相应情绪。

将每一项情绪启动组诱发出的相应情绪与中性启动组诱发出的相应情绪进行独立样本 t 检验,结果发现情绪启动组主效应显著($ps < .001$),这说明相比中性组,四类情绪启动组均能有效地诱发出相应自我意识情绪。

对抑郁和焦虑的分数分别进行单因素方差分析显示,情绪启动组在抑郁和焦虑得分上差异不显著($ps > .05$),这说明每组被试的抑郁和焦虑水平较低,且无显著差异,被试的抑郁、焦虑情绪不会影响自我意识情绪的诱发。

图2是时间二分任务中以探测时距为横坐标,长反应比例为纵坐标的拟合曲线。这个图显示出羞耻启动组和自豪启动组的心理物理函数曲线偏右,暗示着低估效应。这一趋势得到以PSE为指标的统计结果的验证。本实验以长反应比例为指标进行了二因素重复测量方差分析,但由于结果趋势与PSE为指标的单因素方差分析相似,因此此处只报告了PSE为指标的结果。对PSE进行单因素方差分析表明,情绪启动组别主效应显著差异, $F(4, 183) = 11.15$, $p < 0.001$, $\eta_p^2 = .196$,多重比较发现,羞耻启动组($M=1025, SD=111.2$)显著大于中性组

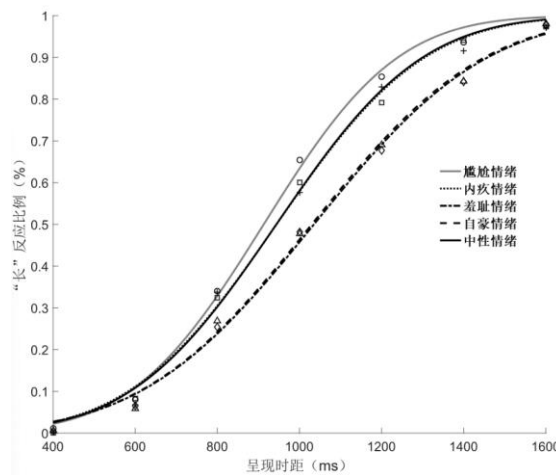


图2. $p(long)$ 的拟合曲线

($M=936, SD=126.5$), [$t(76) = 3.302, p = 0.001$, Cohen's $d=.75$]、自豪启动组($M=1018, SD=93.3$)显著大于中性组($M=936, SD=126.5$), [$t(72) = 3.156, p = 0.002$, Cohen's $d=.74$]。尴尬启动组和内疚启动组与中性组无显著差异($ps > .05$)。

对WR进行单因素方差分析表明,情绪启动组别主效应显著, $F(4, 183) = 9.44, p < 0.001$, $\eta_p^2 = .171$,多重比较发现,羞耻启动组($M=.39, SD=.09$)显著大于中性组($M=.31, SD=.10$), [$t(76) = 3.863, p < 0.001$, Cohen's $d=.84$]、自豪启动组($M=.40, SD=.09$)显著大于中性组

($M=.31, SD=.10$), [$t(72) = 4.028, p < 0.001$, Cohen's $d=.74$]。尴尬启动组和内疚启动组与中性启动组无显著差异 ($ps > .05$)。

表 4 情绪启动组与中性组之间两分点和韦伯系数的平均值和标准差

	两分点		韦伯系数	
	M	SD	M	SD
尴尬启动组	899	98.6	.29	.12
内疚启动组	917	104.7	.35	.09
羞耻启动组	1025	111.2	.39	.09
自豪启动组	1018	93.3	.40	.09
中性启动组	936	126.5	.31	.10

意见 2: 3.1 和 4.1 的假设部分建议删掉引言和这里并未给出具体方向性的假设, 只是笼统的假设会有影响, 并没有提供更多信息。

回复 2: 审稿人的意思是我们应该删掉 3.1 和 4.1 的假设部分。根据这条意见我们对修改稿进行了如下处理。其一, 将假设提前至问题提出部分; 其二, 查阅了更多文献尽可能对某些变量关系做出明确假设。正文具体修如下:

综上所述, 四种自我意识情绪影响时距知觉的潜在机制(唤醒和注意机制)仍然是一个悬而未决的科学问题。因此, 本研究借鉴 Ibanze (2021) 的方法, 旨在诱发尴尬、内疚、自豪、羞耻等自我意识情绪, 系统探讨四种自我意识情绪影响的时距知觉的潜在机制。本研究共包括实验 1 和实验 2。实验 1 借鉴 Ibanze (2021) 的方法, 将情境模拟与回忆想象相结合, 诱发四种自我意识情绪进行有效性验证。同时, 采用时距二分任务探索自我意识情绪对时距知觉的影响。根据相关实证研究 (Droit-Volet, et al., 2015; Grondin, 2015; Gil, & Droit-Volet, et al., 2011; Mioni, et al., 2016; 尹华站等, 2025), 实验 1 可以预测羞耻和自豪会导致时距低估或者无显著差异, 尴尬和内疚对时距知觉的影响属于探索性问题。实验 2 基于实验 1 的结果, 要求被试完成时距二分任务, 同时测量唤醒度和注意指标, 探讨自我意识情绪影响时距知觉的潜在机制。根据 Oatley (1995) 提出的情绪理论, 当人类面对情绪刺激时, 会诱发出两种过程: 一是与自动化应激相关的生理唤醒; 二是与自我应变能力评估相关的认知注意。生理唤醒是指由情绪刺激引起的生理反应, 主要由人类的生存动机所决定。生理唤醒又会激活两种本能机制: 防御机制和趋进机制, 防御机制用于应激, 即当机体受到外界威胁时, 组织和调动身体各种机能, 做出逃跑、对抗等行为反应; 趋进机制则用于促进欲望的满足、后代的繁衍。注意与认知加工相关, 主体一方面调动意识集中于对情绪事件的重要程度、利弊程度以及个人应对能力的评估; 另一方面沉浸于情绪状态下的自我感受、自我体验。两种过程在面对不同情绪刺激时的激活程度存在差异 (Oatley & Jenkins, 1996; Bradley, Codispoti, Cuthbert, & Lang, 2001), 如: 恐惧会诱发出更强烈的与本能相关的生理唤醒及相应的行为倾向; 而羞耻作为一种社会情绪, 更多的是与认知注意相关。目前研究认为, 正是因为这种差异的存在, 带来了不同情绪刺激下, 时距知觉歪曲的程度和方向的不一致, 而造成这种不一致的原因, 可能就在于生理唤醒和认知注意对内部时钟产生的干扰效应是不同且共同存在的 (Droit-Volet & Meck, 2007; Noulhiane, Mella, Samson, Ragot, & Pouthas, 2007)。根据 Oatley (1995) 提出的情绪理论和 Zakay 和 Block (1997) 提出注意闸门模型以及相关实证研究 (Droit-Volet, et al., 2015; Grondin, 2015; Gil, & Droit-Volet, et al., 2011; Mioni, et al., 2016), 实验 2 可以预测唤醒度和注意机制在自我意识情绪(譬如羞耻和自豪)影响时距知觉过程中起中介作用。

意见 3: 引言中提及“Droit-Volet 等(2015)探索对时间扭曲的意识是否调节自我意识情绪对时距知觉的影响, 结果发现, 对于无意识组, 羞耻与中性情绪对时距知觉的影响无显著差异。”

此处“对时间扭曲的意识”具体指什么？是指无法意识到时间的改变还是计时的刺激是无意识的？请作者更清晰的介绍避免歧义。

回复 3：审稿人提到“Droit-Volet 等(2015)探索对时间扭曲的意识是否调节自我意识情绪对时距知觉的影响，结果发现，对于无意识组，羞耻与中性情绪对时距知觉的影响无显著差异。”此处“对时间扭曲的意识”具体指什么？。非常抱歉，因为我们表达不清楚，给审稿人带来困扰。“对时间扭曲的意识”是指实验之前通过指导语告知被试在某些特定条件下时间估计发生偏差的相关信息（真实信息、虚假信息及不提供信息），进而比较被试在三种条件下的时距知觉。

正文修改稿修改如下：“Droit-Volet 等(2015)通过操纵指导语探索了三种条件下（无提示信息、真实信息以及错误信息）的陈述性知识对（愤怒、厌恶以及羞耻）时距知觉情绪效应的调节，结果发现，提供错误信息条件下，愤怒情绪（无信息提示条件下会高估）对时距知觉的高估效应会降低；羞耻情绪和厌恶情绪（无信息提示条件下无显著扭曲）对时距知觉基本也无影响”。

意见 4：3.3“对每一组情绪类型进行 logistic 函数拟合，以探测时距为横坐标，以某一探测时距下被试按键判断为 $P(\text{long})$ 为纵坐标，进行非线性拟合成一条曲线”，其中 logistic 函数是对二分变量 $(0, 1)$ 进行的拟合，并且适用于对所有试次进行拟合，这里使用了 logit 模型对 $p(\text{long})$ 进行了转换吗？下文提到了拟合函数的标准差，请给出曲线具体方程，是 logit 或 sigmoid 还是累积正态？

回复 4：感谢审稿人非常专业的意见。在统计学和机器学习中，Logit、Sigmoid 和 累积正态分布是密切相关的概念，但它们扮演不同的角色。以下是它们的清晰区分：

Logit 是一个数学函数，定义为概率 (p) 的对数几率 (log-odds)
 $\text{logit}(p) = \log\left(\frac{p}{1-p}\right)$ 。它将概率值 $(p \in (0,1))$ 映射到整个实数轴 $(-\infty, +\infty)$ 。在模型中，logit 通常指线性预测器的输出（如 $(w^T x + b)$ ），是未归一化的分数，也被称为“logits”。

Sigmoid 是 Logit 函数的反函数，其数学形式为： $\sigma(z) = \frac{1}{1+e^{-z}}$
它将任意实数 $(z \in (-\infty, +\infty))$ 映射回概率值 $(\in (0,1))$ 。Sigmoid 函数是 Logistic 函数的具体实现，常用于二分类模型的输出层，将 logits 转换为概率。

累积正态分布是指标准正态分布的累积分布函数 (CDF)，记作 $(\Phi(z))$ 。它与 Logit/Sigmoid 类似，也是一种将实数映射到 $(0,1)$ 区间的 S 型函数，但其形状基于正态分布而非逻辑分布。在模型中，使用累积正态分布作为连接函数的模型称为 Probit 回归，而使用 Sigmoid 的称为 Logistic 回归。

在本研究中，我们采用的是 logistic 函数进行拟合。方程式是：
 $\text{logit}(p) = \log\left(\frac{p}{1-p}\right)$ 。

意见 5：3.3“对于数据拟合伪随机函数”这里指的是什么意思？

回复 5：感谢外审的意见。数据拟合伪随机函数是指通过数学方法或算法生成看似随机但实际上是通过确定性过程产生的数据序列。这种函数通常用于模拟随机行为或生成伪随机数，但其本质是可预测的，因为它们基于特定的初始条件（种子值）和固定的算法。

意见 6：实验 2 和实验 3 结果部分，如果已经对 PSE 指标进行了统计分析，无需再分析 $p(\text{long})$ ，

他们的信息是相同的，建议删掉相应部分。每个条件的 PSE 数值是多少，其标准差或标准误差应当报告。

回复 6：感谢审稿人的建议。课题组将修改稿中的实验 1（原初稿实验 2）和实验 2（原初稿实验 3）的结果部分关于 p(long)的分析进行了删除。修改稿进行了两方面修改：其一，对相关的 p(long)的分析部分进行了删减；其二，以表格形式描述了 PSE 和 WR 的平均值和标准差。

表 5 情绪启动组与中性组之间两分点和韦伯系数的平均值和标准差

	两分点		韦伯系数	
	M	SD	M	SD
尴尬启动组	899	98.6	.29	.12
内疚启动组	917	104.7	.35	.09
羞耻启动组	1025	111.2	.39	.09
自豪启动组	1018	93.3	.40	.09
中性启动组	936	126.5	.31	.10

意见 7：3.4，“情绪启动组别主效应边缘显著差异， $F(4, 161) = 31.56, p < 0.001$ ”。此处数据为显著。“情绪启动组别主效应显著， $F(4, 161) = 8.06, p = 0.46$ ”，此处数据为不显著，为何要拆开做多重比较，且拆开比较的所说显著的结果也未报告统计值。另外所有方差分析请报告统计值的效应量。所有的多重比较分析请给出相应的 t 值及效应量。

回复 7：感谢审稿人的建议。修改稿中对这部结果的描述修改如下：

对 PSE 进行单因素方差分析表明，情绪启动组别主效应显著差异， $F(4, 183) = 11.15, p < 0.001, \eta_p^2 = .196$ ，多重比较发现，羞耻启动组 ($M=1025, SD=111.2$) 显著大于中性组， $t(76) = 3.302, p = 0.001$ ，Cohen's $d=.75$)、自豪启动组显著大于中性组 ($M=1018, SD=93.3, t(72) = 3.156, p = 0.002$ ，Cohen's $d=.74$)。尴尬启动组和内疚启动组与中性组无显著差异 ($ps > .05$)。

对 WR 进行单因素方差分析表明，情绪启动组别主效应显著， $F(4, 183) = 9.44, p < 0.001, \eta_p^2 = .171$ ，多重比较发现，羞耻启动组显著大于中性组 ($M=.39, SD=.09, t(76) = 3.863, < 0.001$ ，Cohen's $d=.84$)、自豪启动组显著大于中性组 ($M=.40, SD=.09, t(72) = 4.028, < 0.001$ ，Cohen's $d=.74$)。尴尬启动组和内疚启动组与中性启动组无显著差异 ($ps > .05$)。

意见 8：“3.4 小结”，应为“3.5”

回复 8：课题组按照审稿人的建议进行了修改。将全文所有的各级标题进行核查，确保没有问题。

意见 9：实验 3，在变量解释时，使指的注意是对时间的注意，而 ANT 任务中的 orienting 是空间定向，两者并不一致，使用 ANT 来反映注意的合理性需要阐明。

回复 9：感谢审稿人的意见。审稿人指出“ANT 任务中的 orienting 是空间定向，而注意是对时间的注意”，两者并不一致。非常抱歉因为我们的表达不够清晰导致给审稿人带来困扰。其实，时间信息是依托一定的外界刺激而存在。在具体计时任务中，一般以*或者+作为符号表征，且位置一般出现在电脑屏幕中央。当计时开始，被试一般是把注意先朝向表征符号 (*或+)，然后才有持续的计时过程。所以用 ANT 任务的定向 (空间定向) 来指代计时开始阶段对电脑屏幕中央的表征符号 (*或+) 的注意的空间朝向是存在一定的合理性的。

意见 10: 4.2.3, 此处的唤醒度是如何测评的? 结果有对其部分的统计, 但这里没有介绍具体的测评方法, 无法得到评分高低代表的意义。“该范式通过线索有效性(有效/无效)与侧翼一致性(一致/冲突)的操纵, 分别测量注意网络的三个子系统: 警觉网络(无提示 vs 双重提示)、定向网络(空间提示有效性)和执行控制网络(侧翼冲突效应)”。此处还应介绍具体的因变量指标及其计算, 比如需要提到是对反应时进行的比较, 而且要说明这里指标是如何计算的。结果中只提到反应时在情绪启动主效应显著, 但并未说明这个反应时是条件的平均反应时, 还是哪两个条件相减的反应时差异? 比如“羞耻启动组的执行控制反应时显著长于中性启动组 ($p = .009$)”这里是一致冲突相减后的反应时在不同情绪间有差异, 还是反应时本身有差异要介绍清楚。

回复 10: 感谢审稿人的意见。唤醒度测评主要是通过主观评分。0-6 分代表平静至非常兴奋。得分越高, 唤醒度越高。关于注意网络测验的三个指标具体指标和计算如下: 警觉效应 = $RT_{\text{无线索}} - RT_{\text{双重线索}}$; 定向效应 = $RT_{\text{中央线索}} - RT_{\text{空间线索}}$, 执行控制效应 = $RT_{\text{侧翼不一致}} - RT_{\text{侧翼一致}}$ 。警觉与定向网络的效应值越大代表其效率更高, 执行控制网络的效应值越小代表其效率更高。关于情绪启动组别的主效应显著, 这里是分别经过计算之后的警觉、定向以及执行控制对应的效应值为因变量指标。

意见 11: 5.1“实验 2 和 3 没有发现内疚和尴尬对时距知觉的显著影响”。实验 3 没做这两种情绪。

回复 11: 感谢您的严谨认真。修改稿中对这一笔误进行了修订, 删除了实验 3 这一表述。

意见 12: 5.2, 结合前人结果与当前研究结果, 如果自我意识情绪对时间估计的影响会因为唤醒与注意相反的作用而有时高估, 有时低估, 那么这一效应将具有极高的灵活性而变得无法证伪, 那么现在的中介作用也只能是自我意识导致低估时距时的一个特例, 其是否能迁移到发生高估时?

回复 12: 感谢审稿人的意见。审稿人一针见血地指出自我意识情绪对时间估计影响具有极大的灵活性。对于这一点, 课题组是这么认识的: 其一, 自我意识情绪影响时距知觉的研究方兴未艾, 随着证据的逐渐积累, 学界对它的认识也会逐渐清晰。正如科学研究也是一个不断接近真理的过程, 不能因为在这一过程中出现一些认知上分歧就否认研究结果的价值; 其二, 唤醒和注意对时距知觉的影响趋势可以概括: 唤醒提高、脉冲增加, 时距长估; 唤醒降低, 脉冲减少, 时距短估。注意机制更为复杂, 主要分为两种情况: 注意朝向机制以及注意共享机制。按照注意闸门模型, 注意朝向可以调节开关的潜伏期, 进而影响脉冲丢失的数量, 这一潜伏期的变化遵循加法法则, 不随目标时距长度而变化。注意共享机制调节闸门打开的程度, 以乘法规则影响时距知觉的长度。因此, 在自我意识情绪状态下的时距知觉的表现可能是多种机制共同作用的结果。在这些共同机制的作用下, 时距知觉可能变长或变短。这些估计趋势是在特定条件下出现的, 是可以对相关预测进行证伪的。

.....

审稿人 2 意见:

稿件《自我意识情绪影响时距知觉的潜在机制: 唤醒和注意网络的中介作用》通过 3 个实验, 探讨了自我意识情绪影响时距知觉的潜在机制。论文写作较为清晰, 整个研究也比较完整, 实验 1 验证了自我意识情绪诱发的可行性, 实验 2 探讨了 4 种诱发的自我意识情绪对时距知觉的影响, 实验 3 则探讨了其中可能的机制。但有下列问题请作者澄清一下。

意见 1: 研究缺乏理论假设与结果预期。这与本文的主要目的之一(探讨机制)不相符。如

果是纯粹探索性的研究，没有假设和预期可以理解，但现在已经要探索机制了，做实验前理应会有点想法吧。

回复 1：感谢审稿人的建议。修改稿在问题提出部分对相关结果进行了预期。正文修改如下：综上所述，四种自我意识情绪影响时距知觉的潜在机制（唤醒度和注意机制）仍然是一个悬而未决的科学问题。因此，本研究借鉴 Ibanze (2021) 的方法，旨在诱发尴尬、内疚、自豪、羞耻等自我意识情绪，系统探讨四种自我意识情绪影响的时距知觉的潜在机制。本研究共包括实验 1 和实验 2。实验 1 借鉴 Ibanze (2021) 的方法，将情境模拟与回忆想象相结合，诱发四种自我意识情绪进行有效性验证。同时，采用时距二分任务探索自我意识情绪对时距知觉的影响。根据相关实证研究 (Droit-Volet, et al., 2015; Grondin, 2015; Gil, & Droit-Volet, et al., 2011; Mioni, et al., 2016; 尹华站等, 2025)，实验 1 可以预测羞耻和自豪会导致时距低估或者无显著差异，尴尬和内疚对时距知觉的影响属于探索性问题。实验 2 基于实验 1 的结果，要求被试完成时距二分任务，同时测量唤醒度和注意指标，探讨自我意识情绪影响时距知觉的潜在机制。根据 Oatley (1995) 提出的情绪理论，当人类面对情绪刺激时，会诱发出两种过程：一是与自动化应激相关的生理唤醒；二是与自我应变能力评估相关的认知注意。生理唤醒是指由情绪刺激引起的生理反应，主要由人类的生存动机所决定。生理唤醒又会激活两种本能机制：防御机制和趋进机制，防御机制用于应激，即当机体受到外界威胁时，组织和调动身体各种机能，做出逃跑、对抗等行为反应；趋进机制则用于促进欲望的满足、后代的繁衍。注意与认知加工相关，主体一方面调动意识集中于对情绪事件的重要程度、利弊程度以及个人应对能力的评估；另一方面沉浸于情绪状态下的自我感受、自我体验。两种过程在面对不同情绪刺激时的激活程度存在差异 (Oatley & Jenkins, 1996; Bradley, Codispoti, Cuthbert, & Lang, 2001)，如：恐惧会诱发出更强烈的与本能相关的生理唤醒及相应的行为倾向；而羞耻作为一种社会情绪，更多的是与认知注意相关。目前研究认为，正是因为这种差异的存在，带来了不同情绪刺激下，时距知觉歪曲的程度和方向的不一致，而造成这种不一致的原因，可能就在于生理唤醒和认知注意对内部时钟产生的干扰效应是不同且共同存在的 (Droit-Volet & Meck, 2007; Noulhiane, Mella, Samson, Ragot, & Pouthas, 2007)。根据 Oatley (1995) 提出的情绪理论和 Zakay 和 Block (1997) 提出注意阀门模型以及相关实证研究 (Droit-Volet, et al., 2015; Grondin, 2015; Gil, & Droit-Volet, et al., 2011; Mioni, et al., 2016)，实验 2 可以预测唤醒和注意机制在自我意识情绪（譬如羞耻和自豪）影响时距知觉过程中起中介作用。

意见 2：研究 3 引入的中介因素（注意网络）比较突兀。

实验 2 的结果是：“与中性情绪相比，自豪和羞耻导致低估时距，而内疚和尴尬则不会扭曲时距；”假如实验 3 是在实验 2 结果的基础上进一步往下做的，那么应该是基于对实验 2 结果的分析，但稿件中描述实验 3 之前只有这么一句过渡“因此，实验 3 针对自豪和羞耻情绪进一步在 PA 理论框架内探讨其潜在机制。”从这句话里，看不出注意网络在其中可能的作用。此外，注意网络中的“警觉”成分和影响时间知觉的另一个重要因素“唤醒度”可能有密切的关系，但稿件里把两者做独立的成分，见图 6。

回答 2：感谢审稿人的宝贵建议。我们在两个实验之间过度逻辑重新进行了梳理，添加了部分文字，以让逻辑性更强。修改如下：“Posner 和 Peterson (1990) 提出注意网络模型来描述人类注意系统的工作模式。该模型把注意系统分成警觉 (Alerting)、定向 (Orienting) 和执行控制 (Executive control) 三个子成分。警觉是指个体在接受外界信息前，主动提高对即将到来刺激的敏感性与反应准备水平的一种状态 (Petersen & Posner, 2012)。定向是指个体将注意力从当前注意焦点转移至即将选择或关注的目标刺激上的过程 (Petersen & Posner, 2012)。执行控制是指个体在面对预期、刺激与反应之间的冲突时，进行冲突监控与解决的能力 (Petersen &

Posner, 2012), 这一过程依赖于注意过程与抑制过程的协同作用。其中, 注意过程指个体将注意力有效聚焦或转移至任务相关信息源的能力(Miyake et al., 2000); 而抑制过程则有助于个体屏蔽无关刺激的干扰, 其核心机制在于通过抑制自动化或冲动性的行为反应, 以实现认知控制(Friedman & Miyake, 2004)。该模型还认为, 注意系统的三个成分是相互独立的(Posner & Petersen, 1990)。根据注意阀门模型和注意网络模型, 注意网络的三个子成份会相应调节注意阀门模型相应模件的功能。注意网络的警觉和注意定向调节着开关闭合的潜伏期, 警觉越高、定向越快, 开关闭合潜伏期越短; 执行控制调节着阀门打开的程度, 注意过程和抑制过程协同分配至时间信息加工和情绪引发的相应认知过程之间的资源数量。因此, 本研究拟计划探讨唤醒以及注意网络(警觉、定向以及执行控制)在四种自我意识情绪影响时距知觉过程中的作用机制。”最后, 关于警觉与唤醒之间的关系在本研究中确实当成独立的两个变量, 部分研究文献也认为它们存在关联, 我们把这一事先没考虑到的关联放到研究不足部分。

意见 3: 图 6 标注的路径系数有问题。目前标注的都是路径系数的检验统计量 b 的值。路径系数绝对值应该小于 1。讨论里“这可从羞耻到唤醒的前半路径系数的绝对值乘以唤醒到 PSE 的后半路径系数的绝对值大于从羞耻到执行控制的前半路径系数的绝对值乘以执行控制到 PSE 的后半路径系数的绝对值 ($1.1 \times 22.95 > 0.65 \times 24.14$) 得到验证。”对 b 值进行这样的计算和分析应该是错误的。

回复 3: 感谢审稿人的建议。前半路径由于自变量是类别变量, 所以前半路径标准化系数大于 1 是合理的, 回归系数实际上代表的是两组之间的均值差异。这个结果和方差分析的结果是一样的。同时, 我们在修改稿的讨论部分删除了相关表述。

意见 4: 有的段落太长, 建议分段。

回复 4: 已经酌情对全文进行修改, 尽可能让每一段落表达相对完整的意思, 不出现冗余之处。

意见 5: 1.1 的第一段, 主要涉及各种理论解释, 与 1.1 标题不符。

回复 5: 修改如下: **1.1 自我意识情绪影响时距知觉的实证研究**

自上世纪中叶以来, 采用标准化情绪材料的研究开始发现时距知觉因情绪干扰而发生相对改变(Langer et al., 1961)。这种相对改变现象被后续研究者称为时距知觉情绪效应(Lake et al., 2016; 尹华站 等, 2023)。然而, 这一效应的发现早期主要集中在对原始情绪的研究中(e.g. Droit-Volet et al., 2004; Effron et al., 2006; Gil & Droit-Volet, 2011b; Lee et al., 2011), 围绕自我意识情绪对时距知觉的影响模式及其调节因素的探索仅有少量研究, 尤其是对其潜在机制的探索甚至未见文献报告。譬如, Gil 和 Droit-Volet (2011) 考察儿童(5 岁、8 岁)和成人对羞耻面孔的时距知觉差异, 并分析情绪识别能力对时距知觉的调节作用。结果发现 5 岁儿童无法识别羞耻表情, 羞耻与中性面孔的时距知觉无显著偏差, 而 8 岁儿童和成人能显著识别羞耻表情, 正确率随年龄提高, 且都相对低估羞耻面孔的时距。Gil 和 Droit-Volet 等 (2011) 等将这种低估归因于一方面羞耻通过占用注意资源(譬如自我反思、社会评价加工), 减少对时间的监控, 导致时距低估, 另一方面羞耻情绪诱发时唤醒度可能降低也导致时距低估。Grondin 等(2015)探讨了愤怒和羞耻图片的时距知觉表现。这项研究采用时距二分任务测量情绪图片影响下的时距知觉, 结果发现: 与中性图片相比, 愤怒和羞耻图片的时距知觉并无显著差异; 但是将愤怒面孔与羞耻面孔相比较时, 相对高估愤怒面孔时距, 相对低估羞耻面孔时距, 研究者推断是因为愤怒通过唤醒加速起搏器, 导致感知时间更长; 而羞耻通过占用注意资源, 减少对时间的监控, 导致低估时间。Droit-Volet 等(2015)通过操纵指导语探索了

三种条件下（无提示信息、真实信息以及错误信息）的陈述性知识对（愤怒、厌恶以及羞耻）时距知觉情绪效应的调节，结果发现，提供错误信息条件下，愤怒情绪（无信息提示条件下会高估）对时距知觉的影响效应会降低；羞耻情绪和厌恶情绪（无信息提示条件下无显著扭曲）对时距知觉基本也无影响。Mioni 等(2016)采用时距二分任务考察帕金森患者（轻度认知障碍、无轻度认知障碍）与正常老年对照组中情绪对时距知觉的影响。结果发现与中性面孔相比，低估羞耻面孔的时距，并且具有轻度认知障碍的帕金森病人对于情绪面孔的时距知觉呈现出低估长时距和高估短时距的特点。尹华站等（2025）采用时距复制任务考察非言语行为表达系统诱发出的羞耻、自豪、尴尬等情绪对时距知觉的影响，结果发现，羞耻情绪和自豪情绪导致时距低估。总之，以往研究主要集中在探讨羞耻情绪对时距知觉的影响及情绪调节能力、性别、时间扭曲的知晓状况与否及疾病程度的调节作用，并结合注意闸门模型的框架推断时距扭曲的潜在机制。

意见 6： 我看到的版本，图 6 的标题被图盖住了

回复 6： 已经对图和正文的关系进行了处理，不再出现掩盖的情况。同时也对其他图形完整信息进行了核实。

意见 7： 参考文献格式。包括文中和文后，有多处，空格或多，或少。下面这条文后参考文献格式不是 apa 格式 Bi Xiao Yan, Ma Xie, Abulaiti Aikeliya, Yang Juan & Tao Yun. (2022).The influence of pride emotion on executive function: Evidence from ERP. *Brain and behavior*, 12(8), Article, e2678.

回复 7： 修改稿中已经将这条参考文献格式修改成 APA 格式。 Bi ,X. Y., Ma ,X., Abulaiti, A., Yang ,J., & Tao, Y. (2022).The influence of pride emotion on executive function: Evidence from ERP. *Brain and behavior*, 12(8), Article, e2678.同时还检查其他文献的格式， 确保符合 APA 格式。

审稿人 3 意见：

作者在该研究中结合情绪诱发和时距二分任务来考察自我意识情绪对时间感知的影响。其结果显示，相比于尴尬和愧疚情绪，自豪和羞耻情绪启动的条件下，个体会高估 1000 毫秒上下的时距，该时间扭曲效应可能受到唤醒和注意的中介调控。该研究问题具有一定的理论意义，实验结果也将为进一步了解情绪加工和时间感知之间的关系提供数据。然而，该研究在方法上尚存在一些问题和不清楚的地方，无法完全支持作者的论点。相关意见简述如下：

意见 1： 时间二分任务：如果理解正确的话，时距二分任务（包括对标准短时距和标准长时距的学习）的实施是在情绪诱发之后进行的，这就带来一个问题，即，如果诱发的情绪对主观时距有扭曲，那么被试在学习标准短时距和标准长时距时也存在扭曲效应，实验的结果只能说明相对于这两个标准时距的感知发生了变化，而无从判断情绪诱发后的主观时距到底是被高估了还是低估了。这种不确定，也将影响作者对实验结果的解释及起搏器-累加器模型在其中的应用。

回答 1： 感谢审稿人对实验程序提出了很好的修改意见。经过课题组查阅了众多文献以及仔细思考，认为审稿人的判断是有道理的。这确实是我们当时没有慎重考虑好所致。基于此，我们重新收集了原稿实验 2（修改稿合并到实验 1）和原稿实验 3（修改稿中名称改为实验 2）的数据。在这一收集过程中程序修订为：

整个研究包括两个阶段。第一个阶段是自我意识情绪诱发的有效性检验阶段。这一阶段

的程序是将经过 1 名教授和 3 名博士从材料性质（情绪类型）和文字篇幅等角度进行初步评估和反复修订的五种情绪启动材料分别编制成五类情绪事件问卷。每一名被试随机分配给一类情绪事件问卷，以进行自我意识情绪的诱发。具体流程如下：首先阅读指导语，掌握四种自我意识情绪的基本含义，接着判定自身起始所处的情绪类别，并用 0-6 点计分描述强度，然后根据指导语阅读启动材料，接着回忆书写自己在生活中遇到的相似情绪事件，最后再次对该阶段的情绪类别进行判定，并用 0-6 点计分描述其强度（非常弱-非常强）。

第二个阶段是自我意识情绪对时距知觉影响的探讨阶段。这一阶段包括抑郁和焦虑测评、时距二分任务的标准时距的学习阶段和练习阶段、自我意识情绪启动、时距二分任务正式实验阶段等四个子阶段。抑郁和焦虑测评阶段主要是通过通过对被试施测贝克焦虑量表 (BAI-II) 和贝克抑郁量表 (BDI-II)，筛选合适被试进入下一轮。接下来，进入时距二分任务标准时距的学习阶段和练习阶段。学习阶段，“短”400ms 和“长”1600ms 标准时距各呈现 5 次，以帮助被试学习这两个标准时距。然后再随机呈现这两个标准时距各 10 次，要求被试 100% 做出正确判断再进入练习阶段，反之，继续学习和测试，直至 100% 通过方可进入练习阶段。练习阶段，给被试随机呈现 7 种探测时距，分别是 400ms、600ms、800ms、1000ms、1200ms、1400ms、1600ms，被试需要判断探测时距靠近“短”标准时距或“长”标准时距。若判定靠近“短”标准时距，按“D”键；反之，按“K”键。若正确率达到 85% 则进入下一轮。自我意识情绪启动阶段按照诱发程序检验阶段的相应步骤进行启动。时距二分任务正式实验阶段，给被试随机呈现 7 种探测时距，分别是 400ms、600ms、800ms、1000ms、1200ms、1400ms、1600ms，被试需要判断探测时距更靠近“短”标准时距或“长”标准时距。若判定靠近“短”标准时距，按“D”键；反之，按“K”键。实验共 5 个 block，每一个 block 包含 42 个试次随机出现，共 210 个试次。为确保被试始终维持特定的情绪状态，在每一个 block 之间，要求被试再次朗读一遍自己事先书写好的情绪事件内容。

意见 2：情绪诱发：按照作者的描述，在情绪诱发前会明确要求被试产生某种特定的情绪，尤其是指导被试自我意识情绪的基本含义（具体如何指导，文章没有说明），在这种操作下，当情绪相关的判定都是基于主观报告时，很容易产生要求特征（demand characteristics）效应。是否有更客观或内隐的指标，可以表明被试的确被有效地诱发出了相应的情绪？

回答 2：非常感谢审稿人的宝贵建议。确实是我们没有表达清楚，给审稿人带来了困惑。在情绪诱发的过程，我们首先通过指导语告知被试每一种自我意识情绪的基本含义，然后让被试讲述对这一含义的理解（以自豪为例，指导语呈现给被试自豪的定义：自豪是感觉到自己取得符合社会规范的成果，或者成为对社会有价值人所产生的积极情绪。然后要求被试讲述对定义的理解，当主试确认被试的理解正确时，进入一个阶段）。当然，尽管我们已经从材料的筛选、指导语准确表达做了最充分的准备，可能依然在一定程度上存在审稿人所说的要求特征效应。同时考虑到实验条件的部分限制，课题组将这一点放到研究不足之中。

意见 3：与先前研究发现的比较：作者发现自豪启动组和羞耻启动组对时距的低估有别于已有研究发现的高估，并解释这可能是源于在他们的研究中，这两组启动被试具有更高唤醒。但正如作者在讨论中提到的，先前研究中的唤醒程度并没有明显低于该研究，甚至自豪启动组要高于该研究中的羞耻启动组；但结果却是先前的研究为低估，而该研究为高估。这种差别，可能并不是唤醒程度不同，而是在于所用方法不同（尤其是本研究中时距二分任务的学习和测试都在情绪诱发之后进行），这一点作者没有在文中具体深入。

回答 3：感谢外审的意见。正如外审所预料，我们按照外审第一个问题微调了实验程序，结果发现羞耻和自豪导致时距知觉低估。内疚和尴尬对时距知觉影响依然没有显著变化。正文修改稿的结果如下：

实验 1 结果: 图 2 是时间二分任务中以探测时距为横坐标, 长反应比例为纵坐标的拟合曲线。这个图显示出羞耻启动组和自豪启动组的心理物理函数曲线偏右, 暗示着低估效应。这一趋势得到以 PSE 为指标的统计结果的验证。本实验以长反应比例为指标进行了二因素重复测量方差分析, 但由于结果趋势与 PSE 为指标的单因素方差分析相似, 因此此处只报告了 PSE 为指标的结果。对 PSE 进行单因素方差分析表明, 情绪启动组别主效应显著差异, $F(4, 183) = 11.15, p < 0.001, \eta_p^2 = .196$, 多重比较发现, 羞耻启动组 ($M=1025, SD=111.2$) 显著大于中性组 ($M=936, SD=126.5$), [$t(76) = 3.302, p = 0.001, \text{Cohen's } d=.75$]、自豪启动组 ($M=1018, SD=93.3$) 显著大于中性组 ($M=936, SD=126.5$), [$t(72) = 3.156, p = 0.002, \text{Cohen's } d=.74$]。尴尬启动组和内疚启动组与中性组无显著差异 ($ps > .05$)。

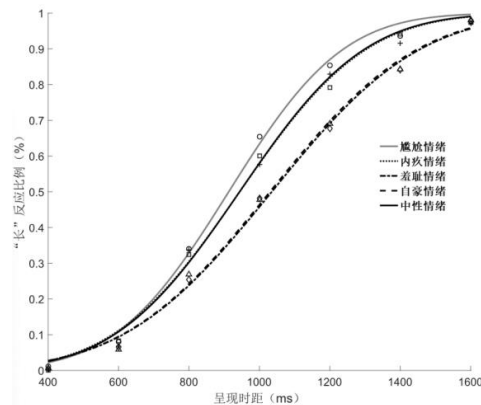
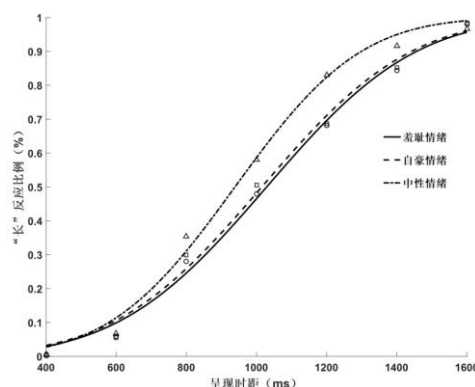


图 2. $p(\text{long})$ 的拟合曲线

实验 2 结果:

图 5 是时间二分任务中以探测时距为横坐标, 长反应比例为纵坐标的拟合曲线。这个图显示出羞耻启动组和自豪启动组的心理物理函数曲线偏右, 暗示着低估效应。这一趋势得到以 PSE 为指标的统计结果的验证。本实验以长反应比例为指标进行了两因素重复测量方差分析, 但由于结果趋势与 PSE 为指标的单因素方差分析相似, 因此此处只报告了 PSE 为指标的结果。对 PSE 进行单因素方差分析表明, 情绪启动组别主效应显著, $F(2, 131) = 5.78, p = 0.004, \eta_p^2 = .081$, 进一步多重比较表明, 自豪启动组和羞耻启动组都显著低于中性启动组 ($ps < 0.001$)。多重比较发现, 羞耻启动组显著大于中性组 ($M=1016, SD=120.8, t(87) = 3.159, p = 0.002, \text{Cohen's } d=.67$)、自豪启动组显著大于中性组 ($M=996, SD=112.9, t(72) = 2.492, p = 0.015, \text{Cohen's } d=.53$)。对 WR 进行单因素方差分析表明, 情绪启动组别主效应显著, $F(4, 183) = 9.44, p < 0.001, \eta_p^2 = .171$, 多重比较发现, 羞耻启动组显著大于中性组 ($M=.39, SD=.09, t(76) = 3.863, p < 0.001, \text{Cohen's } d=.84$)、自豪启动组显著大于中性组 ($M=.40, SD=.09, t(72) = 4.028, < 0.001, \text{Cohen's } d=.74$)。



意见 4: 在统计分析中, 作者应该进行多重比较校正并提供相应的统计结果。统计结果的呈现上, 有些地方提供了效应量, 而有些地方却没有; 作者应该解释这样呈现的理由。同样是在统计结果的描述上, 有些地方说不显著, 但相应的 p 值却显示显著, 而有些地方说显著, 但相应的 p 值却显示不显著; 作者应该对论文进行细致的检查。3.4 结果第 3 段, $p < 0.001$, 而作者却说是边缘显著差异。

回复 4: 感谢审稿人的宝贵建议。我们重新对修改稿中的研究结果部分进行了核实。修改如下:

2.4 结果

对抑郁和焦虑的分数分别进行单因素方差分析显示, 情绪启动组在抑郁和焦虑得分上差异不显著 ($ps > .05$), 这说明每组被试的抑郁和焦虑水平较低, 且无显著差异, 被试的抑郁、焦虑情绪不会影响自我意识情绪的诱发。

如表 1 所示, 以情绪内容判断为因变量指标, 对四类自我意识情绪启动组前后测进行配对样本 t 检验, 结果显示, 自我意识情绪在诱发情绪前和诱发情绪之后存在显著差异 ($ps < .001$)。以情绪唤醒度为因变量指标, 对四类自我意识情绪启动组前后测进行配对样本 t 检验, 结果显示, 在诱发自我意识情绪之前强度显著低于诱发情绪之后的强度 ($ps < .001$)。

如表 2 所示, 以情绪内容判断为因变量指标, 将每一类情绪启动组诱发出的所有类型自我意识情绪进行重复测量方差分析, 结果显示, 每一类情绪启动组诱发出的自我意识情绪内容之间存在显著差异 ($ps < .001$), 这说明每一类情绪启动组确实诱发出的主要情绪为相应情绪。

表 1 四类启动组诱发自我意识情绪的前后测描述性结果及 t 检验 ($M \pm SD$)

组别\测试阶段	因变量	前测	后测	t	p	
尴尬启动组	尴尬情绪	情绪内容	.65 ± .95	5.13 ± .91	-20.28	<.001
内疚启动组	内疚情绪	情绪内容	.80 ± .88	5.18 ± .68	-26.24	<.001
羞耻启动组	羞耻情绪	情绪内容	.78 ± .70	5.42 ± .89	-24.24	<.001
自豪启动组	自豪情绪	情绪内容	.73 ± 1.23	5.02 ± 1.04	-18.08	<.001
尴尬启动组	尴尬情绪	情绪强度	.95 ± .95	3.13 ± 1.11	-11.11	<.001
内疚启动组	内疚情绪	情绪强度	.90 ± .63	3.25 ± 1.17	-12.98	<.001
羞耻启动组	羞耻情绪	情绪强度	.90 ± .86	3.66 ± .99	-14.00	<.001
自豪启动组	自豪情绪	情绪强度	.90 ± .58	4.83 ± 1.12	-18.64	<.001

表 2 四类启动组诱发出的自我意识情绪的描述性结果及 F 检验 ($M \pm SD$)

组别\诱发情绪	1 尴尬情绪	2 内疚情绪	3 羞耻情绪	4 自豪情绪	F	p	事后比较
尴尬启动组	5.13 ± .91	1.15 ± .66	.58 ± .50	.48 ± .51	340.41	<.001	1 > 2***、1 > 3***、1 > 4***
内疚启动组	1.28 ± .51	5.18 ± .68	1.20 ± .41	.48 ± .55	426.60	<.001	2 > 1**、2 > 3***、2 > 4***
羞耻启动组	1.17 ± .38	1.15 ± .53	5.29 ± 1.12	.34 ± .48	428.25	<.001	3 > 1**、3 > 2***、3 > 4***
自豪启动组	.68 ± .99	.46 ± .60	.59 ± .55	5.02 ± 1.04	300.81	<.001	4 > 1***、4 > 2***、4 > 3***

注: *, $p < .05$; **, $p < .01$; ***, $p < .001$ 。事后比较, 1 代表尴尬情绪, 2 代表内疚情绪, 3 代表羞耻情绪, 4 代表自豪情绪

如表 3 所示,将每一项情绪启动组诱发出的相应情绪与中性启动组诱发出的相应情绪进行独立样本 t 检验,结果发现情绪启动组主效应显著($ps<.001$),这说明相比中性组,四类情绪启动组均能有效地诱发出相应自我意识情绪。

表 3 情绪启动组与中性组之间诱发相应情绪的比较结果($M \pm SD$)

诱发情绪\组别	中性启动组	尴尬启动组	内疚启动组	羞耻启动组	自豪启动组	t	p
尴尬情绪	.73 ± .87	5.00 ± 1.11				19.32	<.001
内疚情绪	.63 ± .83		5.08 ± 0.94			22.50	<.001
羞耻情绪	.51 ± .90			5.29 ± 1.12		21.28	<.001
自豪情绪	.83 ± .67				5.02 ± 1.03	21.80	<.001

图 2 是时间二分任务中以探测时距为横坐标,长反应比例为纵坐标的拟合曲线。这个图显示出羞耻启动组和自豪启动组的心理物理函数曲线偏右,暗示着低估效应。这一趋势得到以 PSE 为指标的统计结果的验证。本实验以长反应比例为指标进行了二因素重复测量方差分析,但由于结果趋势与 PSE 为指标的单因素方差分析相似,因此此处只报告了 PSE 为指标的结果。对 PSE 进行单因素方差分析表明,情绪启动组别主效应显著差异, $F(4, 183) = 11.15$, $p < 0.001$, $\eta_p^2 = .196$,多重比较发现,羞耻启动组 ($M=1025, SD=111.2$) 显著大于中性组, $t(76) = 3.302$, $p = 0.001$, Cohen's $d=.75$ 、自豪启动组显著大于中性组 ($M=1018, SD=93.3$, $t(72) = 3.156$, $p = 0.002$, Cohen's $d=.74$)。尴尬启动组和内疚启动组与中性组无显著差异 ($ps>.05$)

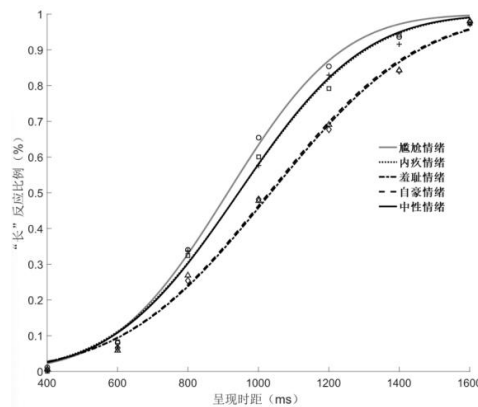


图 2. $p(long)$ 的

拟合曲线

对 WR 进行单因素方差分析表明,情绪启动组别主效应显著, $F(4, 183) = 9.44$, $p < 0.001$, $\eta_p^2 = .171$,多重比较发现,羞耻启动组显著大于中性组 ($M=.39, SD=.09$, $t(76) = 3.863$, $p < 0.001$, Cohen's $d=.84$)、自豪启动组显著大于中性组 ($M=.40, SD=.09$, $t(72) = 4.028$, $p < 0.001$, Cohen's $d=.74$)。尴尬启动组和内疚启动组与中性启动组无显著差异 ($ps>.05$)

表 4 情绪启动组与中性组之间两分点和韦伯系数的平均值和标准差

	两分点		韦伯系数	
	M	SD	M	SD
尴尬启动组	899	98.6	.29	.12
内疚启动组	917	104.7	.35	.09
羞耻启动组	1025	111.2	.39	.09
自豪启动组	1018	93.3	.40	.09
中性启动组	936	126.5	.31	.10

3.4 结果

对抑郁和焦虑的分数分别单因素方差分析显示,情绪启动组别在抑郁和焦虑得分上不显著 ($p>.05$),这说明组别之间的抑郁和焦虑水平无显著差别。

3.4.1 时距知觉

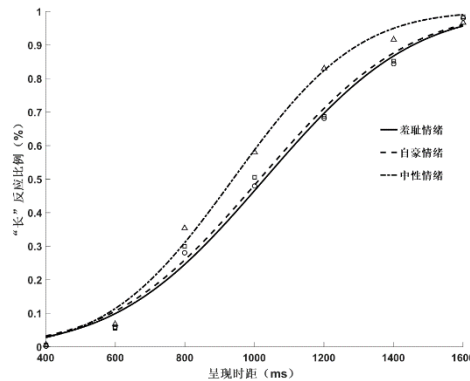


图 5 是时间二分任务中以探测时距为横坐标,长反应比例为纵坐标的拟合曲线。这个图显示出羞耻启动组和自豪启动组的心理物理函数曲线偏右,暗示着低估效应。这一趋势得到以 PSE 为指标的统计结果的验证。本实验以长反应比例为指标进行了两因素重复测量方差分析,但由于结果趋势与 PSE 为指标的单因素方差分析相似,因此此处只报告了 PSE 为指标的结果。对 PSE 进行单因素方差分析表明,情绪启动组别主效应显著, $F(2, 131) = 5.78, p = 0.004, \eta_p^2 = .081$,进一步多重比较表明,自豪启动组和羞耻启动组都显著低于中性启动组 ($p < 0.001$)。多重比较发现,羞耻启动组显著大于中性组 ($M=1016, SD=120.8, t(87) = 3.159, p = 0.002, \text{Cohen's } d=.67$)、自豪启动组显著大于中性组 ($M=996, SD=112.9, t(72) = 2.492, p = 0.015, \text{Cohen's } d=.53$)。对 WR 进行单因素方差分析表明,情绪启动组别主效应显著, $F(4, 183) = 9.44, p < 0.001, \eta_p^2 = .171$,多重比较发现,羞耻启动组显著大于中性组 ($M=.39, SD=.09, t(76) = 3.863, p < 0.001, \text{Cohen's } d=.84$)、自豪启动组显著大于中性组 ($M=.40, SD=.09, t(72) = 4.028, < 0.001, \text{Cohen's } d=.74$)。

3.4.2 唤醒

单因素方差分析结果显示,情绪启动组别主效应显著, $F(2, 131) = 177.30, p < 0.001, \eta_p^2 = .730$ 。多重比较发现,羞耻启动组显著大于中性组 ($M=3.71, SD=1.06, t(87) = 13.69, p < 0.001, \text{Cohen's } d=.89$)、自豪启动组显著大于中性组 ($M=4.93, SD=1.12, t(87) = 3.71, p < 0.001, \text{Cohen's } d=.79$)。

3.4.3 注意网络效应值

对效应值进行两因素重复测量方差分析,结果显示情绪启动组别主效应显著, $F(2, 131) = 5.79, p = 0.004, \eta_p^2 = .081$,进一步多重比较发现,羞耻启动组 ($M=54.46, SD=13.99$) 显著小于中性组 ($M=62.80, SD=12.04$), $t(87) = -3.01, p = .003, \text{Cohen's } d=-.639$ 、自豪启动组 ($M=56.03, SD=10.53$) 与中性组 ($M=54.46, SD=13.99$) 无显著差异 ($t(87) = -2.824, p = .006, \text{Cohen's } d=.599$); 注意网络主效应显著, $F(2, 262) = 457.52, p < 0.001, \eta_p^2 = .758$; 进

一步多重比较发现，警觉效应值（ $M=44.30, SD=26.02$ ）显著大于定向效应值（ $M=25.40, SD=26.42$ ）， $t(133) = 6.793, p < 0.001$, Cohen's $d = .587$ 。警觉效应值（ $M=44.30, SD=26.02$ ）显著小于执行控制效应值（ $M=103.49, SD=24.53$ ）， $t(133) = -16.600, p < 0.001$, Cohen's $d = -1.434$ 。

情绪启动组与注意网络的交互作用显著， $F(4, 262) = 26.600, p < 0.001, \eta_p^2 = .289$ 。进一步简单效应分析表明，对于警觉而言，情绪启动组效应显著 $F(2, 131) = 21.871, p < 0.001, \eta_p^2 = .250$ ，进一步简单效应分析发现，羞耻启动组效应值（ $M=27.61, SD=17.80$ ）显著小于自豪启动组（ $M=46.39, SD=25.63, t(88) = -4.037, p < 0.001, \text{Cohen's } d = -.851$ ）；自豪启动组显著小于中性启动组（ $M=59.23, SD=23.95, t(87) = -2.441, p = .017, \text{Cohen's } d = -.518$ ）。对于定向而言，情绪启动组效应显著 $F(2, 131) = 13.556, p < 0.001, \eta_p^2 = .171$ ，进一步简单效应分析发现，羞耻启动组效应值（ $M=14.62, SD=24.17$ ）显著小于自豪启动组（ $M=21.43, SD=23.78, t(88) = -1.348, p = .181, \text{Cohen's } d = -.284$ ）；自豪启动组显著小于中性启动组（ $M=40.47, SD=24.75, t(87) = -3.699, p < 0.001, \text{Cohen's } d = -.784$ ）。对于执行控制而言，情绪启动组效应显著 $F(2, 131) = 28.234, p < 0.001, \eta_p^2 = .301$ ，进一步简单效应分析发现，羞耻启动组效应值（ $M=121.14, SD=23.82$ ）显著大于自豪启动组（ $M=100.28, SD=21.13, t(88) = 4.396, p < 0.001, \text{Cohen's } d = .93$ ），自豪启动组显著大于中性启动组（ $M=88.71, SD=16.22, t(87) = 2.894, p = .005, \text{Cohen's } d = .614$ ）。

意见 5：实验 2 和 3 都介绍了样本量的计算方式，但实验 1 却没有。相应的，实验 1 和 3 在样本量上有明显的性别不平衡。

回答 5：感谢审稿人的建议。修改稿中添加了自我意识情绪诱发有效性检测的样本计算方式，同时对其他实验性别不平衡的考虑是通过增加相应被试确保被试性别基本平衡。

正文修改如下：

2.2.1 被试

被试筛选主要包括两个阶段。第一个阶段是自我意识情绪诱发的有效性检验阶段。这一阶段采用 G*Power3.1 软件($\alpha = 0.05$, 检验力 0.80, 效应量 0.25)(Faul et al., 2007), 计算出需要被试总量为 200 人。从某高校随机抽取在校大学生 225 人, 随机分配给五个组(尴尬启动组、内疚启动组、自豪启动组、羞耻启动组及中性组)。剔除规律作答、不认真作答和空白问卷等无效问卷 22 份之后, 共 203 名大学生参与本阶段实验。其中尴尬组 40 人, 内疚组 40 人, 羞耻组 41 人, 自豪组 41 人, 中性组 41 人。男性 101 人, 女性 102 人, 平均年龄 19.21 ± 1.49 岁。

第二个阶段是自我意识情绪影响时距知觉的探索阶段。这一阶段采用 G*Power3.1 软件($\alpha = 0.05$, 检验力 0.80, 效应量 0.25)(Faul et al., 2007), 计算出需要被试总量为 110 人。以某高校大学生为被试群体, 拟选取 200 人参与实验。再根据被试的选取标准: (1)无抑郁。在贝克抑郁量表(BDI-II)上的得分小于或等于 9; (2)无焦虑。在贝克焦虑量表(BAI-II)上的得分小于或等于 44 分; (3)了解电脑基本操作, 视力正常; (4)右利手。最终排除贝克焦虑量表得分大于 44 分、贝克抑郁量表得分大于 9 分的被试之后, 共 188 人参与正式实验, 符合样本量要求。其中尴尬组 36 人, 内疚组 38 人, 自豪组 36 人, 羞耻组 40 人, 中性组 38 人。男性 93 人, 女性 95 人, 平均年龄为 19.17 ± 1.52 岁。两个阶段的所有被试均是自愿参与, 实验前已签署知情同意书, 视力或矫正视力正常。本研究经第一作者所在大学人类伦理委员会批准, 参加实验的学生可以获得相应报酬。

3.2.1 被试

采用 G*Power 3.1 软件($\alpha = 0.05$, 检验力 0.80, 效应量 0.25)(Faul et al., 2007), 计算出需要被试总量为 93 人。本研究选取某高校大学生为被试群体, 拟选取 140 人参与实验。再根据被试的选取标准: (1)无抑郁。在贝克抑郁量表(BDI-II)上的得分小于或等于 9; (2)无焦虑。在贝克焦虑量表(BAI)上的得分小于或等于 44 分; (3)了解电脑基本操作, 视力正常;

(4)右利手。最终排除贝克焦虑量表得分大于44分、贝克抑郁量表得分大于9分的被试后，共134人参与正式实验。其中，自豪组45人，羞耻组45人，中性组44人，平均年龄为 19.46 ± 1.70 岁，男性66人，女性68人。所有被试自愿参与，实验前已签署知情同意书。本研究经第一作者所在大学人类伦理委员会批准，参加实验的学生可以获得相应被试费。

意见6：时距二分任务中，每个时距点对应的重复试次只有10个试次，这对计算每个时距点对应的判断比例和心理物理曲线拟合是很小的数据量，会影响结果的可靠性。

回答6：感谢审稿人的建议。参考以往文献，我们在重新收集数据过程中，适当增加每个时距点对应的试次为30次。

意见7：研究方法部分描述不全面。例如，用0-6点计时，各点具体对应什么没有写清楚；注意网络测试部分，测试环境、材料参数、block数、试次数、数据处理和计算方式等信息都需要提供；时距二分任务，也需提供测试环境、材料参数等信息。

回答7：感谢审稿人的宝贵建议。被试坐在一个安静的专业实验室，距电脑屏幕距离保持在60厘米。采用E-Prime 2.0软件编制注意网络测验程序。黑色星号($0.8^\circ \times 0.8^\circ$)为线索刺激，黑色箭头为目标刺激，每个箭头的水平视角约为 1.4° 。在实验呈现中，目标刺激由5个箭头组成的水平箭头链组成(1个中央刺激和4个侧翼刺激，左右两边各两个)，刺激间距为 0.4° 。刺激流程如下：每个试次开始之时，屏幕中央呈现随机时长(400~1600ms)的注视点“+”，随后呈现100ms的提示线索。线索类型包括四种条件：无提示(仅呈现“+”)、中心提示(“+”替换为“*”)、双重提示(“+”上下方同时呈现“*”)和空间提示(“+”上方或下方单独呈现“*”)。线索消失之后，紧接着在屏幕中央呈现注视点(400ms)，最后一排5个水平陈列的箭头刺激随机呈现在距注视点 2.0° 的上方或者下方。被试离屏幕的距离保持在60cm。被试需要在整个过程中保持对注视点的视觉固定，并在目标刺激(中央箭头)呈现之后，尽可能快速准确地判断其方向(左/右)，分别使用左手拇指按“F”键或右手拇指按“J”键进行反应。目标刺激两侧伴随呈现两个侧翼箭头，其方向与中央箭头可能一致(一致性条件)、相反(冲突条件)或呈中性(两条直线)。目标刺激在做出按键反应之后或者在1700ms之内若未完成反应，均立刻消失，随后进入下一个试次。试次之间间隔时间(ITI)通过算法动态调整：3500ms减去前次注视点呈现时间与反应时间的总和。该范式通过线索有效性(有效/无效)与侧翼一致性(一致/冲突)的操纵，分别测量注意网络的三个子系统：警觉网络(无提示 vs 双重提示)、定向网络(空间提示有效性)和执行控制网络(侧翼冲突效应)。

意见8：WR的计算一般是差别阈限(difference limen)除以PSE，而作者在文中写的则是PSE除以拟合函数的标准差(SD)。

回答8：感谢审稿人的提问。这确实是两种不同计算方法：在模型中，使用累积高斯函数正态分布作为连接函数的模型称为Probit回归，而使用Sigmoid函数的称为Logistic回归。累积高斯函数中计算WR是PSE除以相关曲线标准差，而Sigmoid函数中计算差别阈限除以PSE，经过对相关数据分析人员进行核实，同时考虑审稿人的建议，我们选择采用Sigmoid函数中的计算方法。

意见9：引言第一段提到“注意(主要是指自下而上注意)指向时间信息，开关闭合，脉冲得以通过开关。注意(主要是指自上而下注意)指向其他信息，开关断开，脉冲通过受阻。”是否有参考文献？为什么注意时间信息时是自下而上的注意，而注意非时间信息时是自上而下注意？

回答9：感谢审稿人的意见。可能是原稿表述上不太严谨给审稿人带来了困惑。修改稿中对这一段进行了改写，引用了注意闸门模型来对时距知觉过程进行了阐述。时间信息依附

在外界刺激载体上而得以存在。当我们完成一项时距知觉任务时，经常会以一个外在刺激作为时间信息的载体。时距知觉任务开始，被试首先注意朝向外在刺激，开关闭合，计时开始，由起搏器发放出来的脉冲经过注意控制的闸门（注意资源调节脉冲通过的数量），进入累加器。

意见 10：作者在文中用到 PA 和 SCE 等英文缩略词。这些缩略词并非标准和习惯用法，会影响非时间知觉领域读者的阅读理解。建议用中文替换。

回答 10：感谢审稿人的建议。我们将所有的英文缩略词换成中文全称。

意见 11：4.3.3 反应时，最后一句话似乎没有写完。

回答 11：抱歉，可能是图形盖住了文字，我们在修改稿对所有图形和表格是否盖住了让文字进行了核查。

意见 12：图 6 中，“定向得分的绝对值”指什么？

回答 12：抱歉，这是一种错误的表述。根据（定向效应 = RT 中央线索 - RT 空间线索）的计算方式，定向得分是可以为负数的。我们在修改稿重新进行了计算。

意见 13：5.1 第 1 段第 15-16 行“内疚和自豪都属于负性自我意识情绪，自豪是个体关于“自我”的一种无能感和失败感，会更加强烈、痛苦”，有误。

回答 13：感谢审稿人的严谨。修改稿中修改如下：自豪是感觉到自己取得符合社会规范的成果，或者成为对社会有价值人所产生的积极情绪。尴尬是处于公众注意焦点、失礼或棘手情境时，而产生的一种别扭、紧张、懊恼、难为情、不知所措的情绪。内疚是当个人行为对他人产生伤害性影响，并认为自己对此负有责任所产生的一种带有痛苦、自责的情绪体验；羞耻是做出消极行为之后，发现自己实际表现与理想存在差距而产生的被贬低、无价值的耻辱感(Tracy,Robins,2004)。

意见 14：作者在解释 WR 结果时，认为在自豪和羞耻启动条件下，非时间信息的持续加工会导致 WR 的升高。但这种非时间信息加工会消耗注意资源，导致主观时间低估。由此，该解释又如何与作者对 PSE 结果的解释相协调（在作者的解释中，唤醒机制被认为是主因，而注意共享机制在该研究中并不起显著的效应）？

回答 14：感谢审稿人的宝贵建议。修改稿对总讨论部分进行修改：实验 1 一方面旨在验证情境模拟法与回忆想象范式相结合的有效性，结果发现该范式能够有效诱发相应自我意识情绪。另一方面探讨诱发出的自豪、羞耻、尴尬及内疚情绪对时距知觉的影响，结果发现，尴尬与内疚对时距知觉的影响并不显著，而自豪与羞耻导致低估时距。实验 2 进一步探讨唤醒度和注意网络在自豪与羞耻对时距知觉影响过程中的作用。结果发现，唤醒度和注意网络（警觉、定向以及执行控制）均能中介羞耻和自豪对时距知觉的影响。

实验 1 和 2 结果发现，自豪和羞耻导致低估时距，这与以往研究结果一致(Droit-Volet et al., 2015; Gil & Droit-Volet, 2011b; Grondin et al., 2015; Mioni et al., 2016)。为什么羞耻情绪和自豪情绪会导致时距低估呢？唤醒度、警觉、定向以及执行控制可能会在其中起作用。根据注意闸门模型(Zakay,& Block,1997)，唤醒机制假定唤醒度越高，起搏器在单位时间内发放脉冲数量越多，知觉时间越长。实验 2 结果显示，自豪启动组 ($M=4.67,SD=1.07$)和羞耻启动组 ($M=3.80,SD=.84$)显著高于中性组($M=1.32,SD=.74$)。这意味着实验 2 中自豪和羞耻的唤醒度这一变异源应该会导致高估时距。然而，实际结果与唤醒度可能会引起的高估趋势相反。这暗示着可能会存在其他变异源在共同起作用。根据注意网络模型，警觉和定向是注意网络中的两个重要子成份。警觉是指达到或保持一种状态，在该状态下对即将到来的信息的敏感

度增加;定向是将注意力转移到将要选择或关注的刺激上。从警觉和定向的界定来看,结合具体的时距知觉任务可以认为:人们在完成时距知觉任务过程中,首先会保持一种准备状态(警觉),当计时信号(譬如“*”)出现,会迅速将注意力转移至这一计时信号上,计时开始,脉冲得以进入计数器累加。因此,警觉和定向的效应值越小,个体的执行效率越低,计时开始得越晚,即知觉潜伏期越长。对于警觉而言,羞耻启动组效应值($M=27.64, SD=9.61$)显著小于自豪启动组($M=47.72, SD=19.56$);自豪启动组显著小于中性启动组($M=58.77, SD=18.31$)。对于定向而言,羞耻启动组效应值($M=13.36, SD=11.64$)显著小于自豪启动组($M=21.88, SD=13.75$);自豪启动组显著小于中性启动组($M=41.60, SD=19.14$)。根据知觉潜伏期机制预期,不管自豪还是羞耻情绪均会导致知觉潜伏期延长,更晚闭合开关,从而在目标时距内丢失脉冲数量较多,导致低估时距。执行控制是指对预期、刺激和反应之间的冲突的监控和解决。实验2结果显示,对于执行控制而言,羞耻启动组效应值($M=121.14, SD=16.66$)显著大于自豪启动组($M=98.06, SD=16.45$),又显著大于中性启动组($M=87.35, SD=15.84$)。根据注意网络模型,执行控制效应值越大,执行效率越低。实验2发现羞耻和自豪启动组效应值大于中性组可能说明羞耻和自豪情绪下执行控制效率降低。根据注意闸门模型框架,注意资源可以在计时和非计时加工之间切换,当用于计时的注意资源被分配到其他任务之后,导致开关断开,脉冲通过开关数量变少,进而相对低估时距(尹华站等, 2021; Buhusi & Meck, 2009; Mioni et al., 2021; Sarigiannidis et al., 2020)。当执行控制效率降低,意味着羞耻和自豪情绪下不能完全按照指导语意图高效完成时距二分任务,这也得到其它一些证据旁证(毕晓燕, 2021; Bi, et al., 2022)。毕晓燕(2021)探讨自豪对执行功能的影响,通过简单任务范式诱发个体自豪情绪,并采用数字大小-奇偶转换任务和双选择 oddball 任务测量被试的认知灵活性和抑制控制三个执行功能子成分,行为结果和脑电结果一致发现自豪情绪会损伤认知灵活性和抑制控制,导致任务成绩变差。这些认知灵活性和抑制控制变差极有可能导致个体不能将足够的注意资源分配到计时过程,进而导致脉冲丢失,时距低估。Bi 等(2022)研究认为感到羞耻的人可能会对不断变化环境产生更多负面情绪,从而表现出较差认知灵活性。这种羞耻情绪下的认知灵活性变差极有可能促使个体不能将足够注意资源分配到计时过程,进而导致脉冲丢失,时距低估。实验2的中介分析还发现羞耻引发的注意负荷(注意网络三项间接效应总占比达 54.21%)带来的时距低估趋势在内部博弈中压制试图唤醒带来的延长主观时间趋势(占比 45.78%)。根据注意闸门模型,这种注意资源消耗抵消唤醒带来的内部时钟加速效应,主导最终时距低估。自豪情绪对时距知觉的影响呈现出显著的遮掩效应(MacKinnon et al., 2000)。自豪通过唤醒产生较大的负向间接效应(试图使主观时间延长),但由于自豪对 PSE 存在更大正向直接效应,最终总效应依然表现为时距低估。这一互相拮抗的动态过程,揭示了自豪情绪内部复杂的双重加工机制。

此外,实验1没有发现内疚和尴尬对时距知觉的显著影响。研究发现,内疚情绪仅仅是个体对于做或未做某件事的负性评价,焦点在于事件而非自身,情感程度没有羞耻强烈(钱铭怡, 2002)。尴尬也是一种负性的自我意识情绪,当尴尬产生时,个体会体验到慌乱、紧张,感觉自己滑稽可笑,但负性体验相比羞耻较为温和,痛苦程度较轻,持续时间较短(范文翼, 杨丽珠, 2015)。因此,内疚和尴尬很可能没有导致较高的唤醒,同时这两种情绪所带来的注意负荷可能较低,也没有影响到时距加工所需注意资源,最终也没导致显著的时距偏估效应。

实验1和2还发现,自豪启动组和羞耻启动组的韦伯系数显著高于中性启动组。韦伯系数越小,表明时距知觉的敏感度越高,这意味着与中性情绪相比,在自豪和羞耻状态下,个体时距知觉敏感度下降。这可归因于脉冲累积过程变异性的增大:自豪和羞耻情绪的高唤醒特性虽加速起搏器脉冲频率(Ibanez & Roussel, 2021),但其伴随自我聚焦倾向可能引发工作记忆中对非时间信息的持续性加工,如自我表征强化,导致累加器脉冲计数受到额外因素的干扰(Matthews & Meck, 2016),从而扩大时间判断的误差,最终使韦伯系数数值变大。这一现象与尴尬和内疚形成鲜明对比,后两者因社交情境的即时性评估需求(王欣竹等, 2021),能维持相对稳定的时间加工资源分配,故韦伯系数值与中性状态下相比未出现显著差异。此外,

时间敏感度的降低可能反映羞耻情绪特有的动机导向特征—当个体处于自我提升状态时,认知系统优先处理与自我评价相关的信息(Ashton-James & Tracy, 2012), 导致时距知觉从累加器脉冲计数转向整体性经验(Eagleman, 2008), 这种加工模式的转换可能系统性降低对时间长度细微差异的辨别。

最后,除了从基于注意闸门模型框架的信息加工理论视角之外,自豪和羞耻导致时距低估还可以从其他角度(譬如,进化论视角)进行解释。研究表明,自豪和羞耻会影响个体认知灵活性(Bi et al., 2022), 抑制个体的转换能力,使其在复杂任务中反应更慢。因此在面对时间任务时,个体需要更多时间来思考,从而导致个体认为时间变短,低估时距。此外,羞耻还可能导致个体对评价的内化(Vani et al., 2023)。当个体将外界负面评价内化为自我批评,可能会陷入一种持续自我否定状态。这种内化羞耻感会进一步加剧个体自我关注,从而导致时距感知扭曲。自豪具有强烈自我意识特征,与个体对自身成就的反思和评价密切相关。当个体体验到自豪,往往会沉浸在对自身成功的回顾和对未来积极展望中(Zinck, 2008),以致大脑需要更多时间来处理复杂自我相关信息(沈蕾等, 2021),从而导致个体认为时间变短,低估时距。

当然,本研究也存在一些局限,这些局限为未来研究提供可能方向。第一,实验1和2中对唤醒的测量主要是基于主观评价,而非基于客观的生理指标(皮肤电和心率等),两者存在一定区别(Leonidou & Panayiotou, 2022)。未来研究可以同时测量两者,比较判断两者在时距知觉情绪中的作用机制;第二,研究关于自我意识情绪对时距知觉的影响仅停留在唤醒和注意加工层面,对于记忆、决策等变量在其中的作用方式未来可进一步探讨。例如,记忆和决策(Lake, et al., 2016)以及动机因素(Gable, et al., 2022)在时距知觉的情绪效应中如何共同起作用,后续研究中可进一步探讨。第三,本研究采用时间二分任务以及400-1600ms的目标时距,没有充分考虑低估效应是否被任务范式和时距长度所调节,已有研究发现,1/3 s、1/2 s、1 s、2-3 s可能是分段临界点(尹华站等, 2020)、任务范式会调节基本情绪对时距知觉的影响(Zhang, et al., 2024)。未来研究中可细化时距范围和其他任务范式再验证类似机制。总之,两个实验探索自我意识情绪对时距知觉的影响,虽然得出一些有价值的结果,但是更为艰巨的任务正摆在我们面前。

第二轮

审稿人2意见:

修改稿回复了审稿人提出的大部分问题,但仍有以下问题:1、关于自我意识情绪稿件引入自我意识情绪这个概念并系统考察了尴尬、内疚、自豪、羞耻四类情绪对时距知觉的影响,但未从自我意识情绪的专属理论视角对不同情绪效应差异的统一解释。

意见1: 审稿人本来期待作者从自我意识情绪的专属理论视角来对尴尬、内疚、自豪、羞耻的时距效应做出统一的假设并对结果进行解释。但目前的稿件只是基于注意闸门模型对结果进行解释,因此对于论文引入“自我意识情绪”这个概念的目的感到疑惑。

回答1: 非常感谢审稿人宝贵的建议。审稿人提及:“审稿人本来期待作者从自我意识情绪的专属理论视角来对尴尬、内疚、自豪、羞耻的时距效应做出统一的假设并对结果进行解释。但目前的稿件只是基于注意闸门模型对结果进行解释,因此对于论文引入“自我意识情绪”这个概念的目的感到疑惑。”,这确实是一个值得重视的很好的立题视角,是一条以自变量(自我意识情绪)为逻辑起点,引出因变量(时距知觉),最终探索自我意识情绪对时距知觉影响的研究思路。然而,课题组要向审稿人报告的是我们基于另外一条从以因变量(时

距知觉)为逻辑起点,引出自变量(自我意识情绪),最终探索自我意识情绪对时距知觉影响的研究思路。主要理由如下:其一,探索某一变量的影响因素也是学界常见的一条思路,我们把注意力从基本情绪(原始情绪)转移至自我意识情绪,也是研究问题逐渐系统而深化的必然途径。正如正文所言:“自我意识情绪(Self-Conscious Emotion, SCE)是人类在自我意识过程中产生的复合情绪之一,其核心特征是以自我评价为基础,依赖社会规范与道德标准的内化,涵盖内疚、自豪、羞耻等典型类型,显著晚于愤怒、恐惧等原始情绪出现(Tangney et al., 2007)。自我意识情绪常见于人际交往情境,而时距知觉是适应客观环境的基本能力之一,因此,对自我意识情绪状态下时距知觉表现及其潜在产生机制的揭示不仅为彻底揭示情绪对时距知觉的影响模式及内部机制奠定初步基础,也为从时距知觉视角解释自我意识情绪状态下的社交环境适应表现及潜在机制提供新颖证据。”其二,较多文献基础,目前课题组围绕基本情绪影响时距知觉已经开展了一些研究,在《PSYCHONOMIC BULLETIN & REVIEW》、《MOTIVATION SCIENCE》、《心理学报》等期刊上发表过相关论文,提出过时距知觉情绪效应等相关现象;

当然,审稿人提出的研究思路和期待确实是一个的独特视角。可以相信,围绕审稿人的独特视角立题极有可能会开拓我们的研究视野。因此,我们在讨论部分特意从自我意识情绪专属理论视角阐释结果产生的可能缘由。

意见 2: 理论假设与预期。针对审稿人提出的“无假设无预期”的问题,修改稿给出了明确预期。假设 1: 实验 1 可以预测羞耻和自豪会导致时距低估或者无显著差异,尴尬和内疚对时距知觉的影响属于探索性问题。”假设 2: 实验 2 可以预测唤醒和注意机制在自我意识情绪(譬如羞耻和自豪)影响时距知觉过程中起中介作用。但给出两个假设的理由和逻辑不够具体:假设 1 的理由:根据相关实证研究(Droit-Volet, et al., 2015; Grondin, 2015; Gil, & Droit-Volet, et al., 2011; Mioni, et al., 2016; 尹华站等, 2025)假设 2 的理由:根据 Oatley (1995) 提出的情绪理论和 Zakay 和 Block (1997) 提出注意阀门模型以及相关实证研究 (Droit-Volet, et al., 2015; Grondin, 2015; Gil, & Droit-Volet, et al., 2011; Mioni, et al., 2016)。对于假设 1, 实验 1 的结果讨论里写道“从 PSE 的结果看,自豪和羞耻导致时距低估,这与以往研究结果一致(Gil & Droit-Volet, 2011b; 尹华站等, 2025)。Gil & Droit-Volet (2011b) 研究发现,羞耻会导致时距低估,推测原因是因为羞耻会分散个体注意资源。尹华站(2025)采用非言语行为表达系统诱发出羞耻、自豪、尴尬等情绪对时距知觉的影响,结果发现,羞耻情绪和自豪情绪导致时距低估……”——论文结果与前人一致,意味着不是新的结果。但论文自检里作者写道“本研究回答了两个新的科学问题:其一,自豪、羞耻、尴尬以及内疚等自我意识情绪是否影响时距知觉;”,不是很清楚为什么这是一个新的科学问题。作者在总结前人不足里提到“其一,以往研究主要集中在羞耻或自豪这一特定自我意识情绪对时距知觉影响的探索,却没有全面探索典型自我意识情绪如何影响时距知觉。”实验 1 多加“尴尬、内疚”,这是新的地方,但在实验 2 里尴尬、内疚这个新部分被抛弃了。

回答 2: 非常感谢审稿人细致入微的检查,这对于提高稿件质量非常重要。整体来看,审稿人提出两个方面问题:一是假设的依据描述不够具体;二是如何体现科学问题的新意。

审稿人提到“针对审稿人提出的“无假设无预期”的问题,修改稿给出了明确预期。假设

1: 实验 1 可以预测羞耻和自豪会导致时距低估或者无显著差异, 尴尬和内疚对时距知觉的影响属于探索性问题。”假设 2: 实验 2 可以预测唤醒和注意机制在自我意识情绪 (譬如羞耻和自豪) 影响时距知觉过程中起中介作用。但给出两个假设的理由和逻辑不够具体: 假设 1 的理由: 根据相关实证研究 (Droit-Volet, et al., 2015; Grondin, 2015; Gil, & Droit-Volet, et al., 2011; Mioni, et al., 2016; 尹华站等, 2025)。假设 2 的理由: 根据 Oatley (1995) 提出的情绪理论和 Zakay 和 Block (1997) 提出注意阀门模型以及相关实证研究 (Droit-Volet, et al., 2015; Grondin, 2015; Gil, & Droit-Volet, et al., 2011; Mioni, et al., 2016)。”。很明显, 审稿人非常精准地指出假设提出的瑕疵所在。为此修改稿修改如下:

根据 Droit-Volet, 等 (2015)、Grondin (2015)、Gil 和 Droit-Volet 等 (2011b)、Mioni 等 (2016) 研究发现的羞耻面孔 (或图片) 导致低估时距以及尹华站等 (2025) 研究发现的羞耻和自豪非言语行为表达图片导致低估时距, 尴尬非言语行为表达图片没有导致时距扭曲。实验 1 可以预测羞耻和自豪导致时距低估, 尴尬对时距知觉的影响不显著, 而内疚对时距知觉的影响属于探索性问题。

根据 Oatley 等 (1996) 提出的情绪理论可知, 情绪会影响个体唤醒和注意, 而根据 Zakay 和 Block (1997) 提出的注意阀门模型, 唤醒和注意又是影响时距知觉的变异源, 同时, 实证研究也发现 (Droit-Volet, et al., 2015; Grondin, 2015; Gil, & Droit-Volet, et al., 2011; Mioni, et al., 2016) 情绪会影响时距知觉, 因此, 实验 2 可以预测唤醒度和注意机制在自我意识情绪 (譬如羞耻和自豪) 影响时距知觉过程中起中介作用, 唤醒度越高, 估计时距越长, 注意偏离时距加工越多, 估计时距越短。

此外, 审稿人提及论文的创新点应该更加精准的问题。其一, 本研究是首次在同一研究框架内系统对比探索了自豪、羞耻、尴尬以及内疚等自我意识情绪是否影响时距知觉, 以往研究并没有探索内疚情绪对时距知觉的影响, 且其他积累证据并不多, 至于没有发现内疚和尴尬对时距知觉的影响效应, 这并不能影响内疚对时距知觉的影响是首次探索这一事实; 其二, 后续进一步探索唤醒和注意网络在实验 1 发现效应的自豪和羞耻两种情绪影响时距知觉的中介作用确实是新的科学问题。当然, 严格来说, 第一点新意没那么强, 第二点的创新程度还是值得肯定的。

意见 3: 关于中介作用

作者回应了“引入的中介因素 (注意网络) 比较突兀”的问题, 但感觉逻辑上仍可再理顺一些。修改稿推测唤醒和注意起中介作用, 但没有预测唤醒/注意对时距知觉的具体影响方向, 实际上稿件中总讨论部分作者写道: “这意味着实验 2 中自豪和羞耻的唤醒度这一变异源应该会导致高估时距。然而, 实际结果与唤醒度可能会引起的高估趋势相反。”后面作者试图解释这个矛盾, 简单总结一下就是唤醒导致高估, 注意导致低估, 最后在这个对抗中注意赢了, 所以低估。但作者没有解释为什么注意的作用强于唤醒, 属于事后解释。没有独立证据证明注意资源真的被占用了。

回答 3: 感谢审稿人的宝贵建议。审稿人主要有两个意思: 其一, 唤醒和注意对时距知觉的影响应该有具体方向; 其二, 什么条件下注意起作用要强于唤醒起作用应该解释更清楚。因

此, 在修改稿中, 课题组在假设 2 中作了更详细的预测。具体如下: 根据 Oatley 等 (1996) 提出的情绪理论可知, 情绪会影响个体唤醒和注意, 而根据 Zakay 和 Block (1997) 提出的注意闸门模型, 唤醒和注意又是影响时距知觉的变异源, 同时, 实证研究也发现 (Droit-Volet, et al., 2015; Grondin, 2015; Gil, & Droit-Volet, et al., 2011; Mioni, et al., 2016) 情绪会影响时距知觉, 因此, 实验 2 可以预测唤醒度和注意机制在自我意识情绪 (譬如羞耻和自豪) 影响时距知觉过程中起中介作用, 唤醒度越高, 估计时距越长, 注意偏离时距加工越多, 估计时距越短。

关于第二个问题: “什么条件下注意起作用要强于唤醒起作用应该解释更清楚”? 这可以从 Oatley 和 Jenkins (1996) 的情绪理论间接得以推断出。当人类面对情绪刺激时, 会诱发出两种过程: 一是与自动化应激相关的生理唤醒; 二是与自我应变能力评估相关的认知注意。两种过程在面对不同情绪刺激时的激活程度存在差异 (Bradley, Codispoti, Cuthbert, & Lang, 2001), 譬如: 恐惧会诱发出更强烈的与本能相关的生理唤醒及相应的行为倾向; 而羞耻作为一种社会情绪, 更多的是与认知注意相关。目前研究认为, 正是因为这种差异存在, 不同情绪刺激的时距知觉歪曲程度和方向的不一致, 而可能原因就在于生理唤醒与认知注意对内部时钟产生的干扰效应是不同且共同存在的 (Droit-Volet & Meck, 2007; Noulhiane, Mella, Samson, Ragot, & Pouthas, 2007)。因此, 对于自我意识情绪影响时距知觉过程来说, 认知注意往往较唤醒起更大的作用。

意见 4: 其他.图编号有问题: 中间跳过了图 3

回答 4: 感谢审稿人的严谨, 修改稿中对所有的突变的编号进行了核实, 以免出错。

外审 3 的意见:

作者在修改稿中报告了新收集的数据结果, 新实验已将时间二分任务中标准“短”和“长”时距的学习与建立放到情绪诱发之前, 时间效应的可解释性更明确。这方面及相关的部分我没有额外的意见了。然而, 作者对我之前提的某些意见并没有做出答复。

意见 (1) 作者应该进行多重比较校正并提供相应的统计结果。

回复 1: 感谢审稿人的宝贵建议。我们对全文进行了核实, 对于出现多重比较之处都进行了 Bonferroni 法校正 p 值。譬如“如表 2 所示, 以情绪内容判断为因变量指标, 将每一类情绪启动组诱发出的所有类型自我意识情绪进行重复测量方差分析, 结果显示, 对于尴尬启动组, 诱发出的情绪类型效应显著, $F(3, 156) = 340.41, p < .001, \eta_p^2 = .867$, 进一步多重比较显示, 经 Bonferroni 法校正 p 值, 诱发出的尴尬情绪显著高于内疚情绪、羞耻情绪以及自豪情绪 ($ps < .001$); 对于内疚启动组, 诱发出的情绪类型效应显著, $F(3, 156) = 426.60, p < .001, \eta_p^2 = .891$, 进一步多重比较显示, 经 Bonferroni 法校正 p 值, 诱发出的内疚情绪显著高于尴尬情绪、羞耻情绪以及自豪情绪 ($ps < .001$); 对于羞耻组, 诱发出的情绪类型效应显著, $F(3, 160) = 428.25, p < .001, \eta_p^2 = .889$, 进一步多重比较显示, 经 Bonferroni 法校正 p 值, 诱发出的羞耻情绪显著高于尴尬情绪、内疚情绪以及自豪情绪 ($ps < .001$); 对于自豪组, 诱发出的情绪类型效应显著, $F(3, 160) = 300.81, p < .001, \eta_p^2 = .849$, 进一步多重比较显示, 经 Bonferroni 法校正 p 值, 诱发出的自豪情绪显著高于尴尬情绪、内疚情绪以及羞耻情绪

($p < .001$), 这说明每一类情绪启动组诱发出的主要情绪为相应情绪。”当然, 其他的地方我们也进行了校对和标注。

意见 (2) 时距二分任务心理物理曲线拟合的拟合度是多少? 这个对数据质量的把控比较重要。

回复 2: 感谢审稿人的提醒。我们将实验 1 和实验 2 中每个被试在完成时距二分任务心理物理曲线拟合的拟合度进行了核实。实验 1 中 188 名被试的拟合度, 只有两名被试拟合度分别是 0.81 和 0.87, 其余均超过 0.9; 实验 2 中 134 名被试的拟合度均超过 0.9。这是符合经验法则的。

意见 (3) 时距二分任务, 也需提供测试环境、材料参数等信息。

回复 3: 感谢审稿人的建议。修改之处: “时距二分任务单个试次刺激流程如图 1 所示。时距二分任务测验使用 E-Prime (1.2. Psychology Software Tools, Pittsburg, PA, USA) 进行编程、控制并记录相关行为数据。刺激呈现在 21 英寸彩色显示器上, 屏幕分辨率为 1024×768 像素, 新率为 85Hz, 屏幕背景为银灰色。被试使用相应的键盘按键进行判断反应。黑色十字($0.8^\circ \times 0.8^\circ$)作为注视点, 灰色正方形($4.8^\circ \times 4.8^\circ$)作为计时刺激, 黑色问号($1.8^\circ \times 2.8^\circ$)作为按键提示符。这一任务同样在专业的实验室进行。”

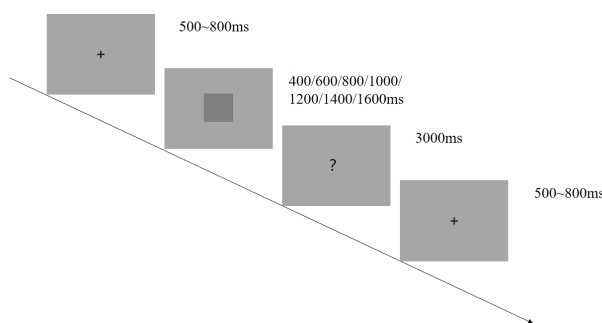


图 1 正式实验阶段时距二分任务单个试次刺激呈现流程示意

第三轮

审稿人 2 意见:

意见 1: 上次审稿提出的问题 1“审稿人本来期待作者从自我意识情绪的专属理论视角来对尴尬、内疚、自豪、羞耻的时距效应做出统一的假设并对结果进行解释。但目前的稿件只是基于注意闸门模型对结果进行解释, 因此对于论文引入“自我意识情绪”这个概念的目的感到疑惑。”作者对此做出了解释, 认为该意见“是一条以自变量 (自我意识情绪) 为逻辑起点, 引出因变量 (时距知觉), 最终探索自我意识情绪对时距知觉影响的研究思路。然而, 课题组

要向审稿人报告的是我们基于另外一条从以因变量(时距知觉)为逻辑起点,引出自变量(自我意识情绪),最终探索自我意识情绪对时距知觉影响的研究思路。”。以往研究大多研究基本情绪的时距效应,本研究拓展到自我意识情绪(复合情绪)。首先,说明一下为什么会有“从自我意识情绪的专属理论视角来...对结果进行解释”这个问题。目前稿件的逻辑是这样:1. 根据 Tracy & Robins, 2004 区分了尴尬、内疚、自豪、羞耻; 2、研究尴尬、内疚、自豪、羞耻对时距估计的影响。3、解释结果的时候,抛开 Tracy & Robins, 2004, 仅用注意闸门模型。所以解释结果的时候也应该加上 Tracy & Robins, 2004 为宜? 即 Tracy & Robins(2004)+注意闸门模型。如果 Tracy & Robins, 2004 完全无法解释本研究的结果,那么至少也说明一下为什么无法解释。其次,作者回复提到的两条思路没有问题。但不管研究思路是顺推还是逆推,最终是需要解释研究结果的,而且是必须从自变量来解释因变量。现在的问题是“从自我意识情绪的专属理论视角来对尴尬、内疚、自豪、羞耻的时距效应做出统一的假设并对结果进行解释”,这与顺推还是逆推是没有关系的。毕竟稿件的题目是“自我意识情绪影响时距知觉的潜在机制”,冠上了“自我意识”的名义,但结果的解释却与自我意识没有关系,是不是有点说不过去?

回答 1: 非常同意审稿人的建议。审稿人每一次建议均是对课题组的思维定势的一次提醒,确实审稿人说的非常有道理。修改稿中我们试图采用 Tracy & Robins(2004)+注意闸门模型对结果进行解释:“根据 Tracy 和 Robins (2004)基于情绪认知评价理论和归因理论提出的自我意识情绪知觉模型可以假定,自我意识情绪形成包括认知评价、比较判断及归因等阶段。具体而言:首先,出现某种外部刺激或情境之后,个体会对外部事件或情境进行认知评估,判断其是否与生存目标相关抑或与自我相关,当与生存目标相关时,就会产生基本情绪,反之,个体会将注意集中到自我并激活自我表征(Self-Representation);其次,个体判断激活自我表征是否与社会认同目标相关(Identity-Goal Relevance),当激活的自我表征与社会认同目标不相关时,就不会产生任何情绪,反之,个体则会进行自我表征与社会目标一致性判断和归因判断,当自我表征与社会认同目标不一致并伴随个体认知上对内部、稳定性、可控性的归因,羞耻、内疚、尴尬(消极自我意识情绪)就会产生。反之,当自我表征与社会认同目标一致并进行内部归因时,自豪(积极自我意识情绪)就会产生。由此可知,自豪、羞耻、内疚、尴尬等均是在不同情境下经过一系列心理过程而产生的具有不同唤醒度和效价的复合情绪。下面对于实验 1 和实验 2 的结果均需要结合自我意识知觉模型而进行解释。

实验 1 和 2 结果发现,自豪和羞耻导致低估时距,这与以往研究结果一致(Droit-Volet et al., 2015; Gil & Droit-Volet, 2011b; Grondin et al., 2015; Mioni et al., 2016)。根据自我意识情绪知觉模型(Tracy&Robins, 2004),自我意识情绪经历认知评价、自我激活以及比较判断和归因等一系列过程而得以产生。这一系列过程与时距知觉过程交互进行最终产生主观时距知觉长度。为什么羞耻情绪和自豪情绪会导致时距低估呢?根据注意闸门模型框架(Zakay,& Block,1997),唤醒度、警觉、定向以及执行控制等变异源可能会在时距知觉过程中起作用。注意闸门模型认为唤醒机制假定唤醒度越高,起搏器在单位时间内发放脉冲数量越多,知觉时间越长。实验 2 结果显示,自豪启动组($M=4.67,SD=1.07$)和羞耻启动组($M=3.80,SD=.84$)的唤醒度显著高于中性组($M=1.32,SD=.74$)。这意味着实验 2 中自豪和羞耻的唤醒度这一变

异源会导致高估时距。然而，实际结果与唤醒度可能会引起的高估趋势相反。根据注意闸门模型，这暗示可能存在其他变异源（注意潜伏期机制和注意切换机制）在共同起作用。同时，根据注意网络模型，警觉和定向是注意网络中的两个重要子成份。警觉是指达到或保持一种状态，在该状态下对即将到来信息的敏感度增加；定向是将注意转移到将要选择或关注的刺激上。从警觉和定向的界定来看，结合具体的时距知觉任务可以认为：人们在完成时距知觉任务过程中，首先会保持一种准备状态（警觉），当计时信号（譬如“*”）出现，会迅速将注意转移至这一计时信号上，计时开始，脉冲得以进入计数器累加。因此，警觉和定向的效应值越小，个体的执行效率越低，计时开始得越晚，即知觉潜伏期越长。实验2结果发现，对于警觉而言，羞耻启动组效应值($M=27.64, SD=9.61$)显著小于自豪启动组($M=47.72, SD=19.56$)；自豪启动组显著小于中性启动组($M=58.77, SD=18.31$)。对于定向而言，羞耻启动组效应值($M=13.36, SD=11.64$)显著小于自豪启动组($M=21.88, SD=13.75$)；自豪启动组显著小于中性启动组($M=41.60, SD=19.14$)。因此，根据知觉潜伏期机制假说预期，不管自豪还是羞耻情绪均会导致知觉潜伏期延长，更晚闭合开关，从而在目标时距内丢失脉冲数量较多，导致低估时距。执行控制是指对预期、刺激和反应之间的冲突的监控和解决。实验2结果显示，对于执行控制而言，羞耻启动组效应值($M=121.14, SD=16.66$)显著大于自豪启动组($M=98.06, SD=16.45$)，又显著大于中性启动组($M=87.35, SD=15.84$)。根据注意网络模型，执行控制效应值越大，执行效率越低。实验2发现羞耻和自豪启动组效应值大于中性组可能说明羞耻和自豪情绪下执行控制效率降低。根据注意闸门切换资源假说预期，注意资源可以在计时和非计时加工之间切换，当用于计时的注意资源被分配到其他任务之后，导致开关断开，脉冲通过开关数量变少，进而相对低估时距(尹华站等, 2021; Buhusi & Meck, 2009; Mioni et al., 2021; Sarigiannidis et al., 2020)。研究表明，羞耻还可能导致个体对评价的内化(Vani et al., 2023)。当个体将外界负面评价内化为自我批评，可能会陷入一种持续自我否定状态。这种内化羞耻感会进一步加剧个体自我关注，自我关注占用过多注意资源从而导致时距感知扭曲。自豪具有强烈自我意识特征，与个体对自身成就的反思和评价密切相关。当个体体验到自豪，往往会沉浸在对自身成功的回顾和对未来积极展望中(Zinck, 2008)，以致大脑需要更多时间来处理复杂自我相关信息，占用较多注意资源(沈蕾等, 2021)，从而导致个体认为时间变短，低估时距。当然，当执行控制效率降低，意味着羞耻和自豪情绪下不能完全按照指导语意图高效完成时距二分任务，这也得到其它一些证据旁证(毕晓燕, 2021; Bi, et al., 2022)。毕晓燕(2021)探讨自豪对执行功能的影响，通过简单任务范式诱发个体自豪情绪，并采用数字大小-奇偶转换任务和双选择 oddball 任务测量被试的认知灵活性和抑制控制三个执行功能子成分，行为结果和脑电结果一致发现自豪情绪会损伤认知灵活性和抑制控制，导致任务成绩变差。这些认知灵活性和抑制控制变差极有可能导致个体不能将足够的注意资源分配到计时过程，进而导致脉冲丢失，时距低估。Bi等(2022)研究认为感到羞耻的人可能会对不断变化环境产生更多负面情绪，从而表现出较差认知灵活性。这种羞耻情绪下的认知灵活性

变差极有可能促使个体不能将足够注意资源分配到计时过程，进而导致脉冲丢失，时距低估。实验2的中介分析还发现羞耻引发的注意负荷(注意网络三项间接效应总占比达54.21%)带来的时距低估趋势在内部博弈中压制试图唤醒带来的延长主观时间趋势(占比45.78%)。根据注意闸门模型，这种注意资源消耗抵消唤醒带来的内部时钟加速效应，主导时距低估。自豪情绪对时距知觉的影响呈现出显著的遮掩效应(MacKinnon et al., 2000)。自豪通过唤醒产生较大的负向间接效应(试图使主观时间延长)，但由于自豪对主观相等点存在更大正向直接效应，最终总效应依然表现为时距低估。这一互相拮抗的动态过程，揭示了自豪情绪内部复杂的双重加工机制。此外，实验1没有发现内疚和尴尬对时距知觉的显著影响。研究发现，内疚情绪仅仅是个体对于做或未做某件事的负性评价，焦点在于事件而非自身，情感程度没有羞耻强烈(钱铭怡, 2002)。尴尬也是一种负性的自我意识情绪，当尴尬产生时，个体会体验到慌乱、紧张，感觉自己滑稽可笑，但负性体验相比羞耻较为温和，痛苦程度较轻，持续时间较短(范文翼, 杨丽珠, 2015)。因此，内疚和尴尬很可能没有导致较高的唤醒，同时这两种情绪所带来的注意负荷可能较低，对时距加工所需注意资源没有显著影响，最终也没导致显著的时距偏估效应。”

意见2：关于中介论文的中介模型，感觉结论需谨慎。一审时曾提出“警觉和唤醒的关系”的问题，作者把这个问题当做不足进行了讨论。图5的中介模型里，羞耻和自豪连接唤醒的路径系数都是正的，而两者连接警觉的路径系数都是负的。这似乎提示模型里的唤醒和警觉是不同的东西。但图5的模型假设警觉和唤醒之间不相关。建议作者先直接算一下警觉和唤醒两个变量之间是否有相关，如果有，而且是正相关，那图5现有的这个模型解释起来就难了。

回复2：非常感谢审稿人极其敏锐且专业的意见。您对“唤醒”与“警觉”关系的严谨追问，促使我们重新审视了数据的统计特征，并进一步深化了对自我意识情绪影响时间知觉底层机制的理论探讨。我们赞同您的观点，即澄清这两个变量之间的关系对于支撑图5中介模型的合理性至关重要。针对您的疑虑，我们从统计学原理澄清、实证数据检验以及深层理论机制三个维度进行了补充分析与回应，并已在修改稿中进行了相应完善。

1.关于路径系数的具体含义与变量相关性的统计学推断：在回应相关性之前，我们首先需要澄清图5前半段路径系数的统计学含义。本研究采用被试间设计，自变量为分类变量(羞耻组、自豪组，以中性情绪组作为基准参考组)，而所有的中介变量(唤醒、警觉、定向、执行控制)以及因变量(PSE)在进入模型前均已进行了Z分数标准化。因此，前半段的路径系数反映的是实验组相对于中性控制组在标准差(SD)上的平均差异。例如，羞耻到唤醒的路径系数为1.48，意味着诱发羞耻情绪后，个体的唤醒水平平均比中性组高出1.48个标准差；同理，羞耻到警觉的路径系数为-1.50，意味着诱发羞耻后，个体的警觉水平平均比中性组低1.50个标准差。从统计学逻辑上讲，自变量对两个不同的因变量/中介变量产生了方向相反的影响，并不能反向递推出这两个中介变量在总体层面存在正相关或负相关。正

如您敏锐指出的，如果两者存在显著的正相关（即在概念上高度重叠），那么同一情绪诱发相反方向的变化确实会构成逻辑悖论。然而，受同一自变量相反方向驱动的两个变量，并不代表它们在基线特征上是同质的。举例而言，一种药物可能同时导致血压显著升高和血糖显著降低，但这并不意味着血压和血糖这两个生理指标本身是同质的或呈正、负相关。因此，本研究认为不能仅凭羞耻/自豪对唤醒和警觉的路径系数符号相反，就推断两者存在概念重叠或正、负相关。

2.实证数据检验唤醒与警觉的独立性：遵照您的宝贵建议，我们使用原始样本数据直接计算了“唤醒”与“警觉”的皮尔逊相关系数。数据结果给出了明确的答案，唤醒与警觉这两个变量之间并不存在显著的相关关系（ $r = -0.146, p = 0.092$ ）。此外，在重新检验的多重中介模型中，即使允许平行中介变量（包括唤醒与警觉）的残差自由共变，核心路径的显著性与方向依然保持不变。这一结果从实证角度证实了我们的假设，即在本研究的范式中，唤醒与警觉是两个在心理和生理机制上相对独立的构念。唤醒侧重于情绪维度上的自主神经系统激活，是一种自下而上弥散性的生理准备状态（Russell, 2003）。警觉在注意网络测验框架下，特指个体为了应对即将到来的外部目标刺激而维持的一种自上而下的认知敏锐度与执行准备状态（Petersen & Posner, 2012）。由于二者本身不具显著相关性，这在统计上排除了多重共线性的风险，使得本研究的多重并行中介模型在数学上是成立且稳健的。

3.理论机制阐释，基于自我耗竭与双加工模型的对抗效应：基于前两步的分析，我们补充解释了为什么模型呈现出当前的结果。本研究的数据结果一定程度上量化了社会情绪心理学与时间知觉领域的经典假设，本模型揭示了自我意识情绪影响时间知觉的竞争性双加工机制：即由生理唤醒驱动的内部时钟起搏加速效应，与由注意资源耗竭导致的计时脉冲丢失效应之间的拮抗作用。在唤醒通路上，羞耻和自豪作为强烈的情绪体验，显著提升了生理唤醒（路径为正）。根据起搏器-累加器模型，高唤醒会加速内部时钟，导致主观时间感变长（PSE减小）（Droit-Volet & Meck, 2007）。然而，在注意网络通路上，模型呈现了明显的认知损耗现象，且这种耗竭在不同效价的情绪间存在差异。强烈的自我意识情绪，特别是负性的羞耻感，涉及对核心自我的全面否定，会引发大量内部的反刍加工（Tangney et al., 2007）。这种处理自我威胁的内部高唤醒状态，占用了中央执行系统的有限资源，导致个体无法维持对外在任务的敏感性。本研究呈现出警觉的下降，可能是由于内部的情绪处理，消耗了原本用于维持外部任务的注意资源，导致警觉水平显著下降（路径为负）。

除了唤醒与警觉之外，本研究尤为关键一个发现是，负性自我意识情绪（羞耻）引发的认知负荷大于正性情绪（自豪）。数据表明，羞耻以更大的幅度增加了执行控制的反应时差（即削弱了控制效率，系数为 1.57），而自豪虽然也会分散部分注意（拓展-建构理论指出正性情绪会扩宽注意范围；Fredrickson, 2001），但其对执行控制效率的破坏不及羞耻（系数为 0.50）。根据时间知觉的注意闸门模型（Attentional gate model, AGM; Zakay & Block, 1997），

当个体的执行控制资源被内部的羞耻感占用时，分配给时间计时器的注意力就会骤减。这种注意资源枯竭导致了个体在计时过程中“漏抄脉冲 (missed pulses)” (Utgaliev et al., 2022)，从而觉得客观时间变短，反映在指标上即为 PSE 显著增大 (路径系数为 0.40)。

基于上述解释，本研究认为唤醒和/警觉执行控制路径呈现不同的方向，这一机制不仅不矛盾，反而深刻揭示了自我意识情绪如何通过内部生理激活和外部认知损耗两条不同的路径来扭曲时间知觉。它们一方面让身体充分唤醒 (生理唤醒升高)，另一方面却让认知系统效能受损 (警觉下降，执行控制效率变差)。这两种力量的拉扯，最终塑造了个体在羞耻和自豪状态下不同的时间知觉体验。再次感谢您提出的宝贵意见，它促使我们进一步完善了统计模型，并大幅加深了论文理论探讨的深度。

意见 3：其他总讨论第 2 段：Tracy(2004)基于... 文献应为 Tracy & Robins, 2004，文末参考文献没有包括 Tracy(2004)。

回复 3：感谢审稿人的认真负责。修改稿正文的引用之处已经修改成“Tracy 和 Robins (2004)”。同时我们也核实了其他文献的正文引用和参考文献的对应。

第四轮

审稿人 2 意见：

作者已全部回复上次的审稿意见。谢谢。稿件有的段落太长，建议适当分段。

回复：感谢审稿人宝贵的建议。我们在修改稿中酌情对较长的段落进行了分段。

编委意见：

三位审稿人均给出了修后发表的意见。建议作者认真通读全篇论文，按照学报要求格式规范进行修改后发表。

主编意见：可以发表。