

负性情绪的动机维度对时距知觉的影响： 注意控制和注意偏向的中介作用*

尹华站^{1,2,3} 张丽^{1,2} 刘鹏玉^{1,2} 李丹^{1,2,3}

(¹ 湖南师范大学教育科学学院; ² 认知与人类行为湖南省重点实验室;

³ 湖南师范大学心-脑交叉科学研究中心, 长沙 410081)

摘要 在控制效价和唤醒度的基础上探讨负性情绪的动机方向和回避型负性情绪的动机强度对时距知觉的影响及注意控制和注意偏向的中介作用。研究采用情绪图片分别诱发相应的情绪动机; 用点探测范式测量注意偏向; 用 Flanker 任务测量注意控制; 用时距复制法测量时距知觉。结果发现: (1) 负性情绪中, 趋近动机导致时距低估, 回避动机导致时距高估; 回避动机强度越大, 高估程度越大。(2) 注意控制和注意解除在动机方向对 700 ms、1700 ms、2700 ms 时距知觉的影响中存在链式中介作用; 注意警觉在回避型情绪的动机强度对 700 ms 时距知觉的影响中存在中介作用。研究表明负性情绪中, 动机方向决定时距偏估方向, 动机强度决定时距偏估的程度; 动机方向经由注意控制和注意解除的作用影响时距知觉, 回避型情绪动机强度经由注意警觉的作用影响 700 ms 时距知觉。以上结果初步揭示负性情绪的动机维度影响时距知觉的内部机制, 丰富情绪动机维度通过注意系统加工进而影响时距知觉的解释视角。

关键词 情绪, 动机维度, 时距知觉, 注意控制, 注意偏向

分类号 B842

1 引言

自上世纪中叶以来, 研究者就开始探索时距知觉是否因情绪而改变, 结果发现时距知觉的确因情绪干扰而发生相对改变(Angrilli et al., 1997; 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(Cui et al., 2022; Lake et al., 2016; 尹华站等, 2023)。虽然关于这种效应的出现目前基本达成共识, 但是对于这种效应的产生机制仍然在摸索进程中。早期研究者试图从情绪效价和唤醒度来探讨时距知觉的情绪效应, 譬如, 相较中性刺激, 正性和负性情绪均导致时距高估(Droit-Volet et al., 2004; Noulhiane et al., 2007); 相对低唤醒刺激, 会高估高唤醒情绪刺激的时距(Campbell & Bryant,

2007)。后来, 却有研究发现不一致的结果: 悲伤、愤怒等负性情绪却均导致时距低估(Gil & Droit-Volet, 2009; Lui et al., 2011); 相较于低唤醒刺激, 高唤醒刺激并未导致时距高估(Angrilli et al., 1997; Noulhiane et al., 2007)。因此, 这预示仅凭效价和唤醒不足以全面解释时距知觉情绪效应, 尚可能存在其他底层机制起作用。近些年, Gable 等引入“动机”因素作为情绪的另一个维度试图来解释时距知觉的情绪效应(Gable & Poole, 2012; Gable et al., 2016; Gable et al., 2022; 尹华站等, 2021)。然而, 迄今情绪动机维度对时距知觉的作用机制仍有待进一步澄清。同时, 研究者认为探究情绪的动机维度对时距知觉的影响体现了主观时间的适应性功能(Gable et al., 2016), 而负性情绪(恐惧, 愤怒等)是人类进化过程中具

收稿日期: 2023-01-12

* 国家自然科学基金面上项目“时距自动化与控制性加工的 ERP 及时频分析研究”(31671125)。

通信作者: 张丽, E-mail: zlyanxuepsy@163.com; 李丹, E-mail: lidantina@163.com

有适应意义的产物,如恐惧使得人们产生逃跑行为,愤怒使得个体产生攻击行为等,这些功能均有利于个体在生命受到威胁的环境中获得生存。因此,探讨负性情绪的动机维度对时距知觉的影响机制是当前重点课题,这不仅是为彻底揭示情绪对时距知觉的影响奠定初步基础,也为利用情绪计时的研究成果指导生活实践提供参照。

近些年, Gable 和 Harmon-Jones (2010)引入“动机”因素作为情绪的另一个维度,试图操纵动机维度来观测时距知觉的情绪效应(Gable & Poole, 2012; Gable et al., 2016; Gable et al., 2022)。动机方向上, Gable 等(2016)发现趋近动机正性情绪会导致时距知觉缩短,回避动机负性情绪会导致时距知觉延长。然而,以往研究虽然探讨了情绪的动机方向对时距知觉的影响趋势,指出动机(代替效价)才是时距知觉情绪效应的关键因素,但是这些研究仅是笼统阐释动机维度对时距偏估的影响,并未直接揭示内部的认知机制。鉴于以往研究发现情绪唤醒度和效价对时距知觉的影响(如 Benau & Atchley, 2020; Grommet et al., 2011; Sarigiannidis et al., 2020), 因此, 研究 1 在控制效价和唤醒度的基础上,探讨负性情绪的动机方向对时距知觉的影响趋势及其认知机制。

Zakay 和 Block (1997)提出的注意闸门模型(Attentional gate model, AGM),是目前时间认知领域内颇受认可的综合模型之一。该模型包括起搏器、注意闸门、开关和计数器。首先,起搏器以一定频率发放脉冲,唤醒水平越高,起搏器速率越快。其次,模型在“起搏器”与“开关”之间加入“闸门”,其作用在于当人们把注意资源分配给时间信息时,脉冲会通过打开的闸门从“起搏器”进入到“计数器”中。与开关仅存有闭合和断开两种状态不同,闸门可以调节打开的程度,分配给时间的注意资源越多,闸门打开程度越大,通过脉冲数量越多,导致时距相对高估;反之亦然。由此可见,刺激引发的注意偏向以及协调注意资源分配的注意控制均可能会对时距知觉产生影响。

注意成分理论(Attention component theory)指出注意偏向包括注意警觉、注意解除困难和注意回避等成分(Posner & Petersen, 1990)。注意警觉是指个体更容易或更快地将注意指向某类刺激;注意解除困难是指个体将注意指向某一特定刺激之后,难以将注意从中解除;注意回避是指

个体对某种特定刺激表现出回避倾向,将注意指向与之相反或相对应刺激上(Cisler & Koster, 2010)。研究发现,动机相关性而非效价和唤醒度是引发对情绪刺激注意偏向的关键性因素(如 Tapper et al., 2010; Brosch et al., 2007; 刘亚, 2015)。譬如, Brosch 等(2007)和 Tapper 等(2010)发现,趋近动机情绪刺激,如婴儿面孔,美食等均促进注意的定向加速,即促进注意警觉。回避动机情绪,如恐惧等威胁刺激,会促进注意的定向加速和注意的解除困难(刘静怡 等, 2013)。而注意控制则是指个体面对竞争或冲突的信息时努力分配注意资源以促进目标达成的过程(Sarapas et al., 2017)。注意偏向的产生可能是注意控制能力下降所导致(Bishop et al., 2004)。譬如,有研究指出注意解除更多依赖于执行控制,而特质焦虑者存在自上而下的执行控制缺陷,特质焦虑个体可能存在注意解除困难(Bishop, 2009)。余香莲(2017)研究发现注意控制可以通过影响注意偏向进而影响个体的焦虑水平;于永菊(2020)也发现注意控制中介了抑郁和注意偏向的关系。这也表明注意控制作为自上而下的调节能力,可以抑制情绪刺激自下而上的影响(张禹 等, 2014),注意控制能够影响注意偏向,尤其是注意解除成分。也有研究探讨了动机相关性对注意控制的影响。张丽华和段彩彬(2022)从情绪动机视角出发,发现相较于中性刺激,高趋近和高回避动机情绪干扰效应更大,注意控制效率更低。由此可见,情绪的动机方向会以各自方式影响到注意控制。因此,研究 1 提出假设:注意控制和注意偏向在负性情绪的动机方向影响时距知觉中起链式中介作用。

依据情绪动机维度模型,动机维度包含动机方向和动机强度(Gable & Harmon-Jones, 2010)。回顾相关文献,已有多项研究探究了趋近动机情绪强度对时距知觉的影响,其表现趋势是相对稳定的(如 Gable & Poole, 2012; Gable et al., 2016; 尹华站 等, 2021),例如 Gable 和 Poole (2012)发现相对较低趋近动机正性情绪,高趋近下的时间估计更短;尹华站等(2021)在控制效价和唤醒度的前提下发现趋近动机强度越高,知觉时距越短,且不受情绪效价调节。而回避型动机情绪强度对时距知觉的影响还未有相关实证研究报告,所以研究 2 特考察回避型动机情绪强度对时距知觉的影响及其机制。同时,依据注意闸门模型,情绪刺激引发的注意偏向以及协调注意资源分配的

注意控制均可能会对时距知觉产生影响。譬如, 注意偏向上, 研究发现相较低回避动机情绪, 个体对高回避动机情绪刺激引发更加强烈的注意偏向(刘亚, 2015); 注意控制上, 高回避动机强度情绪抑制注意控制水平, 而低回避动机强度情绪对注意控制水平无影响(王春梅, 吕勇, 2016; 张丽华, 段彩彬, 2022)。同时情绪动机维度模型也指出高回避动机情绪窄化注意焦点, 低回避动机情绪扩展注意焦点(Gable & Harmon-Jones, 2010)。因此, 研究 2 提出假设: 注意控制和注意偏向在回避型负性情绪的动机强度影响时距知觉中起链式中介作用。

综上, 研究 1 从动机方向的视角, 通过 4 个研究任务: 情绪自评任务(情绪动机维度)、点探测任务(注意偏向)、Flanker 任务(注意控制)以及时距复制任务(时距知觉), 运用中介测量设计, 探测负性情绪的动机方向如何通过注意控制和注意偏向的作用影响时距知觉。研究 2 从回避型动机强度的视角, 通过上述 4 个研究任务, 运用中介测量设计, 探测回避型负性情绪的动机强度如何通过注意控制和注意偏向的作用影响时距知觉。

2 研究 1: 负性情绪的动机方向对时距知觉的影响: 注意控制和注意偏向的中介作用

2.1 方法

2.1.1 被试

采用 G*power 3.1 软件, 其中情绪自评任务中采用单因素被试内设计, 中等效应量($f = 0.25$)估算样本量($\alpha = 0.05, 1 - \beta = 0.8$), 计划样本量为 28 人; 时距知觉任务采用两因素被试内设计, 中等效应量($f = 0.25$)估算样本量($\alpha = 0.05, 1 - \beta = 0.8$), 计划样本量为 15 人; 注意偏向任务采用两因素被试内设计, 中等效应量($f = 0.25$)估算样本量($\alpha = 0.05, 1 - \beta = 0.8$), 计划样本量为 19 人; 注意控制任务采用两因素被试内设计, 中等效应量($f = 0.25$)估算样本量($\alpha = 0.05, 1 - \beta = 0.8$), 计划样本量为 24 人; 以 4 个测试中所需人数最多的情绪自评任务研究计算样本量, 采用中等效应量($f = 0.25$)估算样本量($\alpha = 0.05, 1 - \beta = 0.8$), 计划样本量为 28 人(Faul et al., 2007)。本研究招募了湖南某高校 62 名在校大学生参与了本次研究, 其中男性 30 名, 平均年龄为 18.97 ± 0.92 岁。考

虑到焦虑和抑郁负性情绪会对研究产生一定的负性影响, 本研究使用特质-状态焦虑自评量表(STAI)和抑郁自评量表(SDS)对被试进行筛查。其中状态-特质焦虑自评量表结果发现, 状态焦虑得分位于 21~47 分($M = 36.81, SD = 5.21$); 被试的特质焦虑得分位于 25~46 分之间($M = 40.53, SD = 3.89$)。经单样本 t 检验计算, 被试的状态焦虑($t = -12.85, p < 0.001$)、特质焦虑($t = -5.63, p < 0.001$)得分均未超过常模一个标准差(李文利, 钱铭怡, 1995)。根据抑郁自评量表结果发现, 被试的抑郁得分位于 23~42 分之间, 平均分为 33.61, 标准差为 4.71, 所有的得分均小于 50 分, 所有被试均无焦虑和抑郁症状。所有被试均为右利手, 听力正常, 视力或矫正视力正常, 无脑部损伤或神经系统疾病。本研究经湖南师范大学人类伦理委员会批准, 且所有被试均签署研究知情同意书, 每次研究后给予 15 元人民币作为研究酬劳。

2.1.2 研究材料和设计

选取波鸿情绪刺激集(Bochum Emotional Stimulus Set, BESST)中姿势表情情绪库图片选出回避动机情绪、趋近动机情绪和中性图片各 10 张作为研究刺激(Thoma et al., 2013)。为了评估这些图片是否达到研究要求, 103 名某高校在校大学生对动机方向以及愉悦度、唤醒度进行重复测量方差分析[其中 3 个维度的含义为: 在动机维度上, 被试被要求完成以下句子: “我对这张图片的反应是……”(从 1 = 回避到 9 = 接近, 5 = 中性)。在愉悦度上, 被试被要求完成以下句子: “你在观看图片时感觉到了…”(从 1 = 非常负性到 9 = 非常积极, 5 = 中性)。在唤醒维度上, 被试被要求完成以下句子: “面对这张图片, 你感觉到了…”(从 1 = 放松到 9 = 唤醒, 5 = 中等水平)], 确保回避情绪与趋近情绪图片在动机维度上差异显著, 在愉悦度与唤醒度上差异不显著。统计分析发现, 动机维度: 回避情绪图片 $M = 2.51, SD = 0.46$; 趋近情绪图片 $M = 6.22, SD = 0.18$; 中性情绪图片 $M = 4.82, SD = 0.14$; 单因素方差分析发现, 动机维度主效应显著, $F(2, 18) = 347.96, p < 0.001, \eta^2 = 0.97$ 。多重比较发现, 三种情绪类型的两两差异均显著。愉悦度: 回避情绪图片 $M = 2.98, SD = 0.34$; 趋近情绪图片 $M = 2.79, SD = 0.29$; 中性情绪图片 $M = 4.66, SD = 0.22$; 单因素方差分析发现, 愉悦度主效应显著, $F(2, 18) = 146.80, p < 0.001, \eta^2 = 0.94$ 。多重比较

发现, 回避情绪与趋近情绪类型差异不显著, 两者均与中性类型差异显著。唤醒度: 回避情绪图片 $M = 6.36$, $SD = 0.29$; 趋近情绪图片 $M = 6.44$, $SD = 0.25$; 中性情绪图片 $M = 2.45$, $SD = 0.26$; 唤醒度主效应显著, $F(2, 18) = 882.69$, $p < 0.001$, $\eta^2 = 0.99$ 。多重比较发现, 回避情绪与趋近情绪类型差异不显著, 两者均与中性类型差异显著。数据分析结果表明成功地在控制唤醒度和愉悦度的前提下操纵了情绪动机方向。

2.1.3 程序

程序使用 E-prime 2.0 编写, 被试进入实验室后, 依次完成下面 4 项任务: (1) 情绪的前测, 排除掉焦虑、抑郁等被试; (2) 注意偏向的测量; (3) 注意控制的测量; (4) 时距知觉的测量; (5) 情绪图片的测量。具体流程如下:

(1) 注意偏向的测量

采用改编后的点探测范式测量被试注意偏向的特点, 其在经典点探测范式的基础上增加了中性刺激对, 将一致和不一致的条件分别与中性条件对比, 并以注意警觉、注意解除指数作为注意偏向的判断指标, 这便于考察注意偏向的具体成分。

首先, 在屏幕中央呈现注视点“+”500 ms, 随后呈现图片对 500 ms。图片对消失后, 会出现 50 ms 的空白时间, 之后立刻在屏幕左侧或右侧图片位置呈现一个 0.3° 的探针“*”。要求被试看到“*”后迅速按键反应, 如果探针出现在左侧按“F”键, 在右侧按“J”键, 并且要求快速且正确地做出按键反应。探针呈现时间最长为 1500 ms, 被试按键消失。首先完成 8 个练习试次, 以熟悉任务, 需要达到 80% 的正确率才能进入正式研究阶段。

正式研究中平衡了趋近/回避情绪图片和中性图片的左右位置, 共包含趋近-中性情绪图片对和回避-中性情绪图片对各 40 对、中性-中性图片对 20 对, 图片对各呈现 1 次, 共 100 个试次。

(2) 注意控制的测量

采用 Flanker 任务对注意控制水平进行测量。屏幕中央首先会呈现注视点“+”500 ms, 随后会出现一张情绪图片 1000 ms, 图片消失后, 会呈现一排箭头(类似于“<<<<<<”)。要求被试判断中间箭头(即第三个)的方向, 如果箭头朝左, 请按下“F”键; 如果箭头朝右, 请按下“J”键, 并且要求被试快速且正确地做出按键反应。箭头呈现时间最长为 1500 ms, 被试按键消失。首先完成 8 个练习试次, 以熟悉任务, 需要达到 80% 的正确率才能进入正式研究阶段, 正式研究共 120 个试次。

(3) 时距知觉的测量

时距知觉的测量采用时距复制法。该任务包括练习和正式阶段两个部分。练习部分, 屏幕中央首先会呈现一个灰色正方形, 当正方形消失后, 被试需要记住这一正方形的呈现时间。随后会出现一个蓝色正方形, 当被试认为与灰色正方形呈现时间相同时, 按下“J”键复制时间。每一个试次结束之后会给予被试反馈, 复制时距的误差在标准时距的 $\pm 20\%$ 以内反馈为“恰好”, 以外则分别反馈为“过长”或“过短”。正式研究阶段, 被试被告知该阶段中, 灰色正方形被替换成情绪图片, 其它程序一致(见图 3)。练习阶段共 12 个试次, 每个时距随机呈现 6 次, 被试需要达到 70% 的正确率才能进入正式研究阶段; 正式研究阶段共随机呈现 90 个试次(流程图见图 1)。

(4) 情绪图片自评

使用 E-Prime 2.0 软件进行 BESST 图片呈现和评级程序。对于呈现的每一张图片, 被试被要求使用 9-Likert 类型的评分格式, 根据其感知到的动机维度、愉悦度和唤醒度对图片进行 1~9 级评分。对图片进行评分之前, 由主试向被试介绍了每一个维度的含义, 以及具体的评定过程, 以帮助被试了解。同时, 将有两张图片供被试练习和熟悉研究过程。当受试者能够了解各个维度的含义时, 开始正式研究。30 张情绪图片以随机顺序呈现。

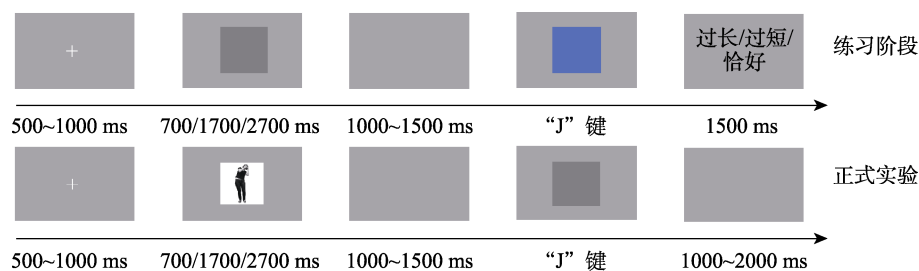


图 1 时距复制法研究流程图

2.1.4 数据处理

数据处理包括 5 个部分。第一, 对于图片自我评定的数据, 分别将三个维度的数据做单因素重复测量方差分析, 以检验本研究的被试群体对三类情绪图片在动机维度上差异是否显著, 而在愉悦度和唤醒度上差异是否不显著。

第二, 注意偏向任务上, 首先以反应时为因变量, 作 2 (情绪: 趋近、回避) $\times$ 2 (探测点类型: 同侧、异侧) 重复测量方差分析。其次以注意警觉、注意解除指数以及总体注意偏向水平作为注意偏向指标。具体来说, 以趋近情绪为例, 注意警觉指数 = $N - (QlDl + QrDr)$, 该值为负表示被试对情绪图片存在注意警觉; 注意解除指数 = $N - (QlDr + QrDl)$, 该值为负表示被试对情绪图片存在注意解除困难, 该值为正则表示被试对情绪图片存在注意回避; 总体注意偏向水平 = $(QlDr + QrDl) - (QlDl + QrDr)$, 其中 N 代表中性情绪对, Q 代表趋近情绪, D 代表探测, l 代表左边, r 代表右边。最后分别做配对样本 t 检验。

第三, 注意控制任务中, 以反应时为因变量, 作 3 (情绪: 趋近、回避、中性) $\times$ 2 (箭头方向: 一致、不一致) 重复测量方差分析。同时, 为测量情绪的干扰效应, 以便分析被试的注意控制水平, 计算公式为: 以趋近情绪为例, 注意控制水平 = $(QJc - Qji) - (NJc - NJi)$, 其中 Q 代表趋近情绪, N 代表中性, Jc 代表箭头方向一致, Ji 代表箭头方向不一致, 其中值越大, 代表冲突干扰效应越大, 注意控制效率越低。最后对趋近和回避情绪的注意控制作配对样本 t 检验。

第四, 时距知觉任务上, 首先对复制时距作 3 (情绪: 趋近、回避、中性) $\times$ 3 (时距: 700 ms、1700 ms、2700 ms) 重复测量方差分析。其次以时距知觉指数(TPI)作为因变量来分析时距知觉的情况(刘静远, 李虹, 2019)。具体来说, TPI 根据情绪刺激与中性图片的相对误差值(Relative error, Ratio)计算, 其中 Ratio 为个体在时距复制法中复制的主观时距与标准时距的比值, 其反映了计时误差, 如果 Ratio 等于 1, 说明时距判断准确, Ratio 小于 1, 说明低估时距; Ratio 大于 1, 说明高估时距(Mioni et al., 2016)。TPI 为情绪刺激(趋近情绪或回避情绪)的 Ratio 与中性图片的 Ratio 的比值, 反映的是对于情绪刺激与中性图片的相对时距知觉情况。因此, 如果 TPI 等于 1, 则说明情绪刺激与中性图片的时距知觉一致; 如果 TPI

大于 1, 则说明情绪刺激比中性图片高估; 如果 TPI 小于 1, 则说明情绪刺激比中性图片低估。随后, 对 TPI 做 2 (情绪: 趋近、回避) $\times$ 3 (时距: 700 ms、1700 ms、2700 ms) 重复测量方差分析。

第五, 将数据标准化后, 采用 SPSS 22.0 的 PROCESS 插件, 参照 Hayes 提出的 Bootstrap 方法进行中介效应分析。选择模型 4, 样本量 5000, 在 95% 置信区间下, 以情绪为自变量 X (赋值为趋近 = 0, 回避 = 1), 时距知觉(TPI)为因变量 Y, 注意偏向和注意控制为中介变量 M, 进行中介效应检验。

2.2 结果

2.2.1 情绪状态的诱发效果

被试对三种情绪在各个维度上的平均值和标准差见表 1。对情绪自评的三个维度分别做重复测量方差分析, 结果发现, 动机维度上, 情绪主效应显著, $F(2, 122) = 670.79, p < 0.001, \eta^2 = 0.92$, 多重比较发现, 三种情绪类型的两两差异均显著, 其中趋近显著高于回避动机情绪和中性图片; 回避动机情绪显著低于中性图片。愉悦度上, 情绪主效应显著, $F(2, 122) = 155.44, p < 0.001, \eta^2 = 0.72$, 多重比较发现回避与趋近动机情绪差异不显著, 两者均显著低于中性图片。唤醒度上, 情绪主效应显著, $F(2, 122) = 375.31, p < 0.001, \eta^2 = 0.86$, 多重比较发现, 回避与趋近动机情绪差异不显著, 两者均显著高于中性图片。这反映了情绪图片均较好的诱发了相应的情绪类型。

2.2.2 动机方向对时距知觉的影响

首先对复制时距作 3 (情绪: 趋近、回避、中性) $\times$ 3 (时距: 700 ms、1700 ms、2700 ms) 重复测量方差分析(见图 2-a)。结果发现, 情绪主效应显著, $F(2, 122) = 8.60, p < 0.001, \eta^2 = 0.12$, 多重比较发现三种情绪类型两两差异均显著, 其中回避动机情绪的复制时距显著高于趋近动机情绪和中性图片; 趋近动机情绪的复制时距显著高于中性图片。时距主效应显著, $F(2, 122) = 912.98, p < 0.001, \eta^2 = 0.94$, 多重比较发现, 三种呈现时距两两差异显著, 其中 2700 ms 标准时距下被试

表 1 三种情绪图片的诱发情况($M \pm SD$)

维度	趋近	回避	中性
动机维度	6.81 $\pm$ 0.70	2.84 $\pm$ 0.62	4.98 $\pm$ 0.46
愉悦度	2.79 $\pm$ 1.13	2.66 $\pm$ 0.67	5.00 $\pm$ 0.54
唤醒度	6.19 $\pm$ 1.16	6.05 $\pm$ 1.20	2.97 $\pm$ 1.19

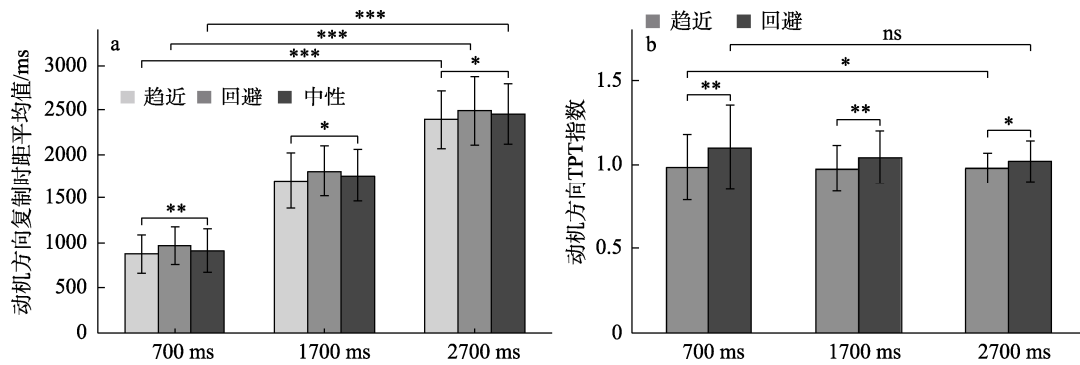


图2 不同情绪动机方向上复制时距平均值和 TPI 指数条形图

注：误差线为 SD。*代表 $p < 0.05$ ，**代表 $p < 0.01$ ，***代表 $p < 0.001$ 。

的主观复制时距显著高于 1700 ms 和 700 ms 条件，1700 ms 标准时距下被试的主观复制时距显著高于 700 ms 条件。而情绪与时距的交互效应不显著， $F(4, 244) = 0.15$, $p = 0.96$ 。

其次对 TPI 指数作 2 (情绪：趋近、回避) $\times$ 3 (时距：700 ms、1700 ms、2700 ms) 重复测量方差分析(见图 2-b)。结果发现，情绪主效应显著， $F(1, 61) = 14.33$, $p < 0.001$, $\eta^2 = 0.19$ ，其中回避动机情绪的 TPI 指数显著高于趋近动机情绪。时距主效应不显著， $F(2, 122) = 2.54$, $p = 0.083$ 。情绪与时距的交互效应边缘显著， $F(2, 122) = 2.87$, $p = 0.061$, $\eta^2 = 0.05$ 。简单效应发现，在 700 ms 标准时距下，情绪主效应显著， $F(2, 122) = 10.13$, $p = 0.002$, $\eta^2 = 0.14$ ，其中回避动机情绪的 TPI 指数显著高于趋近动机情绪；在 1700 ms 标准时距下，情绪主效应显著， $F(2, 122) = 8.49$, $p = 0.005$, $\eta^2 = 0.12$ ；在 2700 ms 标准时距下，情绪主效应也显著， $F(2, 122) = 4.26$, $p = 0.043$, $\eta^2 = 0.07$ 。

2.2.3 动机方向对注意偏向的影响

被试在 5 种条件下的平均反应时和标准差见表 2。

删除点探测任务中错误的试次，对正确试次反应时作 2 (情绪：趋近、回避) $\times$ 2 (探测点类型：同侧、异侧) 重复测量方差分析。结果发现，情绪主效应显著， $F(1, 61) = 7.34$, $p = 0.009$, $\eta^2 = 0.11$ ，其中趋近动机情绪的反应时显著大于回避动机情绪。探测点类型主效应显著， $F(1, 61) = 66.84$,

$p < 0.001$, $\eta^2 = 0.52$ ，其中异侧的反应时显著高于同侧。情绪与探测点类型的交互效应显著， $F(1, 61) = 8.74$, $p = 0.004$, $\eta^2 = 0.13$ 。简单效应发现，同侧条件下，情绪主效应不显著， $F(1, 61) = 0.15$, $p = 0.70$ ；异侧条件下，情绪主效应显著， $F(1, 61) = 12.26$, $p = 0.001$, $\eta^2 = 0.17$ ，其中趋近动机情绪的反应时显著大于回避动机情绪。

其次，本研究区分不同注意偏向的成分，将中性图片反应时减去各情绪探测点同侧位置的反应时得到注意警觉的成分，将中性图片反应时减去各情绪探测点异侧位置的反应时得到注意解除的成分，将探测点异侧位置反应时减去探测点同侧位置反应时得到总体注意偏向分数，分别将这 3 个指标的趋近和回避动机情绪进行配对样本 t 检验，结果发现，注意警觉成分上，趋近动机(31.44 $\pm$ 48.02)与回避动机情绪(34.08 $\pm$ 42.86)相较中性图片均出现了一定程度的注意警觉，探测速度加快，但两者差异不显著， $t(61) = -0.38$, $p = 0.70$ ；注意解除成分上，趋近动机情绪(-22.22 $\pm$ 49.67)相较回避动机情绪(9.67 $\pm$ 56.19)出现注意解除困难现象，并且两者差异显著， $t(61) = -3.50$, $p = 0.001$ ；总体注意偏向上，趋近动机(53.67 $\pm$ 57.54)与回避动机情绪(24.41 $\pm$ 50.54)相较于中性图片均出现了注意偏向的现象，两者差异显著， $t(61) = 2.96$, $p = 0.004$ 。

2.2.4 动机方向对注意控制的影响

删除掉 Flanker 任务中错误的试次，对正确试次的反应时作 3 (情绪：趋近、回避、中性) $\times$ 2 (箭头方向：一致、不一致) 重复测量方差分析。结果发现，情绪主效应显著， $F(2, 122) = 20.79$, $p < 0.001$, $\eta^2 = 0.25$ ，多重比较发现，回避动机情绪的反应时显著低于趋近动机情绪和中性图片，趋近动机情绪的反应时显著低于中性图片。箭头

表 2 被试在不同动机方向图片和探测点类型下的反应时(M $\pm$ SD)

情绪类型	同侧	异侧
趋近	400.23 $\pm$ 114.25	453.91 $\pm$ 124.89
回避	397.60 $\pm$ 112.18	422.01 $\pm$ 118.35
中性	431.68 $\pm$ 108.58	

方向主效应显著, $F(1, 62) = 213.31, p < 0.001, \eta^2 = 0.78$, 其中不一致的反应时显著大于一致条件。情绪与箭头方向的交互效应显著, $F(2, 122) = 12.42, p < 0.001, \eta^2 = 0.17$ 。简单效应发现, 一致条件下, 情绪主效应显著, $F(2, 122) = 15.83, p < 0.001, \eta^2 = 0.35$; 不一致条件下, 情绪主效应也显著, $F(2, 122) = 24.87, p < 0.001, \eta^2 = 0.45$, 且不一致条件下, 情绪主效应更大。

随后, 分别将不一致条件减去一致条件的反应时得到各个情绪的冲突干扰效应, 再将情绪条件的干扰效应减去中性的干扰效应得到各情绪类型的注意控制水平, 对趋近动机情绪和回避动机情绪的注意控制水平作配对样本 t 检验, 结果发现回避动机 (-13.91 ± 41.67) 和趋近动机情绪 (18.93 ± 49.97) 两者差异显著, $t(61) = -4.14, p < 0.001$, 其中趋近动机情绪比回避动机情绪的冲突效应更大, 抑制了注意控制加工。

2.2.5 动机方向对时距知觉的影响: 注意控制和注意偏向的链式中介作用

考虑到注意资源加工包含注意偏向和注意控制, 同时在注意偏向成份上, 两种情绪类型在注意解除成份上差异显著而非注意警觉成分, 由此, 将注意解除和注意控制成分纳入中介模型, 尝试构建链式中介模型, 以期考察这两个成分作用的中介效应量的大小。

在 700 ms 标准时距上, Bootstrap 分析结果表明, 总中介检验的间接效应没有包含 0 ($Effect = 0.2621, SE = 0.1043, 95\% CI = [0.0898, 0.4960]$)。其中以注意控制为中介变量的路径间接效应未包含 0 ($Effect = 0.1233, SE = 0.0749, 95\% CI = [0.0056, 0.2937]$); 以注意解除成分为中介变量的路径间接效应未包含 0 ($Effect = 0.1073, SE = 0.0584, 95\% CI = [0.0158, 0.2388]$); 以注意控制和注意解除为中介变量的路径间接效应也未包含 0 ($Effect = 0.0314, SE = 0.0193, 95\% CI = [0.0047, 0.0784]$)。此外, 控制了中介变量注意控制和注意解除之后, 自变量情绪类型对因变量 700 ms 时距知觉的直接效应不显著, 区间包含 0 ($Effect = 0.2496, SE = 0.1811, 95\% CI = [-0.1091, 0.6082]$)。这也表明注意控制和注意解除在动机方向对 700 ms 时距知觉的影响中存在链式中介作用(模型图见图 3)。

在 1700 ms 标准时距上, Bootstrap 分析结果表明, 总中介检验的间接效应没有包含 0 ($Effect =$

$0.3292, SE = 0.1128, 95\% CI = [0.1379, 0.5827]$)。其中以注意控制为中介变量的路径间接效应未包含 0 ($Effect = 0.2329, SE = 0.0941, 95\% CI = [0.0787, 0.4414]$); 以注意解除成分为中介变量的路径间接效应未包含 0 ($Effect = 0.0745, SE = 0.0427, 95\% CI = [0.0027, 0.1668]$); 以注意控制和注意解除为中介变量的路径间接效应也未包含 0 ($Effect = 0.0218, SE = 0.0146, 95\% CI = [0.0011, 0.0571]$)。此外, 控制了中介变量注意控制和注意解除之后, 自变量情绪类型对因变量 700 ms 时距知觉的直接效应不显著, 区间包含 0 ($Effect = 0.1198, SE = 0.1770, 95\% CI = [-0.2306, 0.4702]$)。这也表明注意控制和注意解除在动机方向对 1700 ms 时距知觉的影响中存在链式中介作用(模型图见图 4)。

在 2700 ms 标准时距上, Bootstrap 分析结果表明, 总中介检验的间接效应没有包含 0 ($Effect = 0.2650, SE = 0.1050, 95\% CI = [0.0876, 0.4994]$)。其中以注意控制为中介变量的路径间接效应未包含 0 ($Effect = 0.1392, SE = 0.0759, 95\% CI = [0.0103, 0.3131]$); 以注意解除成分为中介变量的路径间接效应未包含 0 ($Effect = 0.0973, SE = 0.0615, 95\% CI = [0.0039, 0.2363]$); 以注意控制和注意解除为中介变量的路径间接效应也未包含 0 ($Effect = 0.0285, SE = 0.0209, 95\% CI = [0.0016, 0.0831]$)。此外, 控制了中介变量注意控制和注意解除之后, 自变量情绪类型对因变量 2700 ms 时距知觉的直接效应不显著, 区间包含 0 ($Effect = 0.1124, SE = 0.1845, 95\% CI = [-0.2529, 0.4776]$)。这也表明注意控制和注意解除在动机方向对 2700 ms 时距知觉的影响中存在链式中介作用(模型图见图 5)。

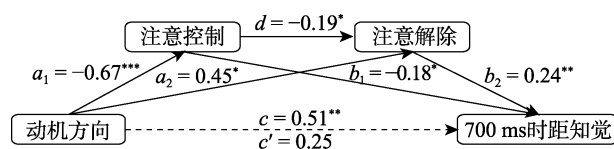


图 3 注意控制与注意解除在情绪动机方向影响 700 ms 时距知觉中的链式中介作用

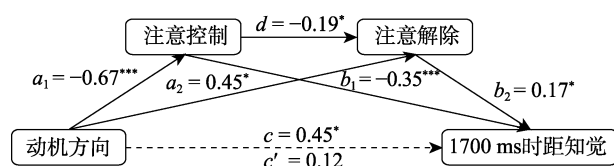


图 4 注意控制与注意解除在情绪动机方向影响 1700 ms 时距知觉中的链式中介作用

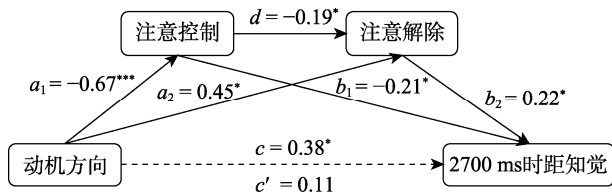


图 5 注意控制与注意解除在情绪动机方向影响 2700 ms 时距知觉中的链式中介作用

3 研究 2：负性回避型情绪的动机强度对时距知觉的影响：注意偏向和注意控制的中介作用

3.1 方法

3.1.1 被试

采用 G*power 3.1 软件, 其中情绪自评任务中采用单因素被试内设计, 中等效应量($f = 0.25$)估算样本量($\alpha = 0.05, 1 - \beta = 0.8$), 计划样本量为 28 人; 时距知觉任务采用两因素被试内设计, 中等效应量($f = 0.25$)估算样本量($\alpha = 0.05, 1 - \beta = 0.8$), 计划样本量为 15 人; 注意偏向任务采用两因素被试内设计, 中等效应量($f = 0.25$)估算样本量($\alpha = 0.05, 1 - \beta = 0.8$), 计划样本量为 19 人; 注意控制任务采用两因素被试内设计, 中等效应量($f = 0.25$)估算样本量($\alpha = 0.05, 1 - \beta = 0.8$), 计划样本量为 24 人; 以 4 个研究所需人数最多的情绪自评任务研究计算样本量, 采用中等效应量($f = 0.25$)估算样本量($\alpha = 0.05, 1 - \beta = 0.8$), 计划样本量为 28 人。本研究招募了湖南某高校 61 名在校大学生参与了本次研究, 其中男性 24 名, 平均年龄为 18.67 ± 0.75 岁。考虑到焦虑和抑郁负性情绪会对研究产生一定的负性影响, 本研究使用特质-状态焦虑自评量表(STAI)和抑郁自评量表(SDS)对被试进行筛查。其中状态-特质焦虑自评量表结果发现, 被试的状态焦虑得分位于 24~45 分($M = 35.52, SD = 5.56$); 被试的特质焦虑得分位于 26~45 分之间($M = 38.49, SD = 4.01$)。经单样本 t 检验计算, 被试的状态焦虑($t = -13.75, p < 0.001$)、特质焦虑($t = -9.37, p < 0.001$)得分均未超过常模一个标准差(李文利, 钱铭怡, 1995)。根据抑郁自评量表结果发现, 被试的抑郁得分位于 20~45 分之间, 平均分为 32.69, 标准差为 5.06, 所有的得分均小于 50 分, 所有被试均无焦虑和抑郁症状。所有被试均为右利手, 听力正常, 视力或矫正视力正常, 无脑部损伤或神经系统疾病。本研究经湖南师范大学人类伦理委员会批准,

且所有被试均签署研究知情同意书, 每次研究后给予 15 元人民币作为研究酬劳。

3.1.2 研究材料

使用 BESST 姿势表情情绪库选出高回避情绪、低回避情绪和中性图片各 10 张作为研究刺激(Thoma et al., 2013)。为了评估这些图片是否达到研究要求, 103 名湖南省某高校在校大学生对动机强度以及愉悦度、唤醒度(三维度的含义同研究 1)进行了重复测量方差分析, 确保高回避情绪与低回避情绪图片在动机强度上差异显著, 在愉悦度与唤醒度上差异不显著。统计分析发现, 动机维度: 高回避情绪图片 $M = 2.56, SD = 0.25$; 低回避情绪图片 $M = 3.29, SD = 0.20$; 中性情绪图片 $M = 4.77, SD = 0.11$; 单因素方差分析发现, 动机强度主效应显著, $F(2, 18) = 260.30, p < 0.001, \eta^2 = 0.96$ 。多重比较发现, 三种情绪类型的两两差异均显著。愉悦度: 高回避情绪图片 $M = 3.24, SD = 0.41$; 低回避情绪图片 $M = 3.08, SD = 0.26$; 中性情绪图片 $M = 4.67, SD = 0.17$; 单因素方差分析发现, 愉悦度主效应显著, $F(2, 18) = 112.06, p < 0.001, \eta^2 = 0.93$ 。多重比较发现, 高回避情绪与低回避情绪类型差异不显著, 两者均与中性类型差异显著。唤醒度: 高回避情绪图片 $M = 6.07, SD = 0.27$; 低回避情绪图片 $M = 5.90, SD = 0.34$; 中性情绪图片 $M = 2.19, SD = 0.34$; 唤醒度主效应显著, $F(2, 18) = 407.91, p < 0.001, \eta^2 = 0.98$ 。多重比较发现, 高回避情绪与低回避情绪类型差异不显著, 两者均与中性类型差异显著。数据分析结果表明成功地操纵了情绪动机强度。

3.1.3 研究程序

采用 E-prime 2.0 软件编写程序, 被试进入实验室后, 按如下顺序进行研究: (1)情绪的前测, 排除掉焦虑、抑郁等被试; (2)注意偏向的测量; (3)注意控制的测量; (4)时距知觉的测量; (5)情绪图片的测量。其中各研究任务的程序同研究 1, 与之不同的, 在注意偏向任务中, 正式研究的情绪刺激对包含高回避-中性情绪图片对和低回避-中性情绪图片对各 40 对、中性-中性图片对 20 对, 图片对各呈现 1 次, 共 100 个试次。

3.2 结果

3.2.1 情绪状态的诱发效果

被试对三种情绪在各个维度上的平均值和标准差见表 3。对被试情绪自评的三个维度分别做重复测量方差分析, 结果发现, 动机维度上,

表 3 三种情绪图片的诱发情况($M \pm SD$)

维度	高回避	低回避	中性
动机维度	2.46 ± 0.76	3.53 ± 1.29	5.23 ± 0.61
愉悦度	2.53 ± 0.92	2.67 ± 1.05	5.44 ± 0.65
唤醒度	6.15 ± 1.18	5.95 ± 1.34	2.90 ± 1.32

情绪主效应显著, $F(2, 120) = 156.22, p < 0.001, \eta^2 = 0.72$, 多重比较发现, 三种情绪两两差异均显著, 其中高回避显著低于低回避动机情绪和中性图片; 低回避动机情绪显著低于中性图片。愉悦度上, 情绪主效应显著, $F(2, 120) = 264.90, p < 0.001, \eta^2 = 0.82$, 多重比较发现高回避与低回避动机情绪类型差异不显著, 两者均显著低于中性图片。唤醒度上, 情绪主效应显著, $F(2, 120) = 204.66, p < 0.001, \eta^2 = 0.77$, 多重比较发现, 高回避与低回避动机情绪差异不显著, 两者均显著高于中性图片。这反映了情绪图片均较好的诱发了相应的情绪类型。

3.2.2 动机强度对时距知觉的影响

首先对复制时距作 3 (情绪: 高回避、低回避、中性) $\times$ 3 (时距: 700 ms、1700 ms、2700 ms) 重复测量方差分析(见图 6-a)。结果发现, 情绪主效应显著, $F(2, 120) = 11.80, p < 0.001, \eta^2 = 0.16$, 多重比较发现三种情绪类型两两差异均显著, 其中高回避动机情绪的复制时距显著高于低回避动机情绪和中性图片; 低回避动机情绪的复制时距显著高于中性图片。时距主效应显著, $F(2, 120) = 1009.36, p < 0.001, \eta^2 = 0.94$, 多重比较发现, 三种呈现时距两两差异显著, 其中 2700 ms 标准时距下被试的主观复制时距显著高于 1700 ms 和 700 ms 条件, 1700 ms 标准时距下被试的主观复制时距显著高于 700 ms 条件。而情绪与时距的交互效应不显著, $F(4, 240) = 0.65, p = 0.625$ 。

其次对 TPI 指数作 2 (情绪: 高回避、低回避) $\times$ 3 (时距: 700 ms、1700 ms、2700 ms) 重复测量方差分析(见图 6-b)。结果发现, 情绪主效应显著, $F(1, 60) = 7.29, p = 0.009, \eta^2 = 0.11$, 其中高回避动机情绪的 TPI 指数显著高于低回避动机情绪。时距主效应显著, $F(2, 120) = 3.87, p = 0.024, \eta^2 = 0.06$, 多重比较发现, 700 ms 标准时距下被试的 TPI 指数显著高于 2700 ms 条件。情绪与时距的交互效应显著, $F(2, 120) = 3.15, p = 0.046, \eta^2 = 0.05$ 。简单效应发现, 在 700 ms 标准时距下, 情绪主效应显著, $F(2, 120) = 7.20, p = 0.009, \eta^2 =$

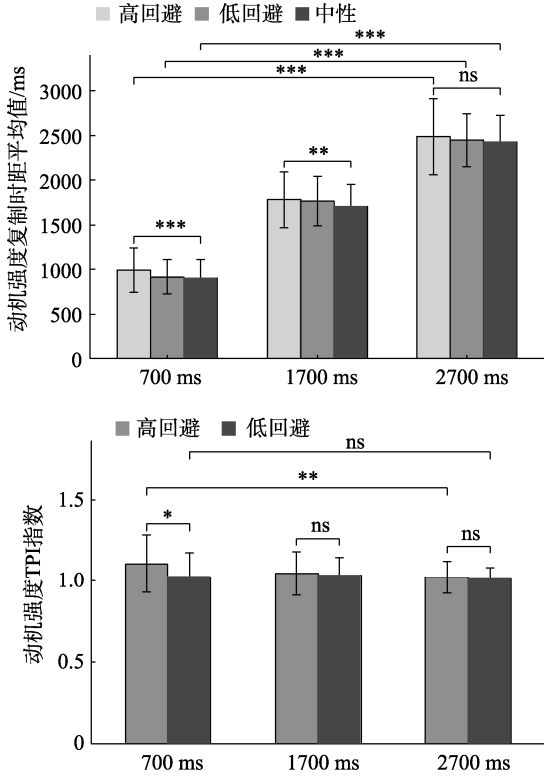


图 6 不同情绪动机强度下个体复制时距平均值和 TPI 指数条形图。
注: 误差线为 SD。ns 代表 $p > 0.05$, *代表 $p < 0.05$, **代表 $p < 0.01$, ***代表 $p < 0.001$ 。

表 4 被试在不同动机强度图片和探测点类型下的反应时($M \pm SD$)

情绪类型	同侧	异侧
高回避	390.49 ± 111.04	422.02 ± 123.64
低回避	415.50 ± 127.52	430.91 ± 125.85
中性	432.37 ± 120.27	

0.11, 其中高回避情绪的 TPI 指数显著高于低回避情绪; 在 1700 ms 标准时距下, 情绪主效应不显著, $F(2, 120) = 0.28, p = 0.596$; 在 2700 ms 标准时距下, 情绪主效应不显著, $F(2, 120) = 0.96, p = 0.332$ 。

3.2.3 动机强度对注意偏向的影响

被试在 5 种条件下的平均反应时和标准差见表 4。

首先, 删除掉点探测任务中错误的试次, 对正确试次的反应时作 2 (情绪: 高回避、低回避) $\times$ 2 (探测点类型: 同侧、异侧) 重复测量方差分析。结果发现, 情绪主效应显著, $F(1, 60) = 4.69, p = 0.034, \eta^2 = 0.07$, 其中高回避动机的反应时显著小于低回避动机情绪。探测点类型主效应显著, F

(1, 60) = 23.80, $p < 0.001$, $\eta^2 = 0.28$, 其中异侧的反应时显著高于同侧。情绪与探测点类型的交互效应不显著, $F(1, 60) = 3.06$, $p = 0.086$ 。

其次, 本研究区分了不同注意偏向的成分, 将中性图片反应时减去各个情绪探测点同侧位置的反应时得到注意警觉的成分, 将中性图片反应时减去各个情绪探测点异侧位置的反应时得到注意解除的成分, 将探测点异侧位置反应时减去探测点同侧位置反应时得到总体注意偏向分数, 最后分别将这 3 个指标的高回避和低回避动机情绪进行配对样本 t 检验, 结果发现, 注意警觉成分上, 高回避动机(41.89 ± 54.59)与低回避动机情绪(16.87 ± 51.99)相较于中性图片均出现了一定程度的注意警觉, 探测速度加快, 但高回避动机比低回避动机情绪出现了更高的注意警觉, $t(60) = 3.02$, $p = 0.004$; 注意解除成分上, 高回避动机(10.35 ± 61.71)与低回避动机情绪(1.47 ± 55.15)相较于中性图片均未出现了注意解除困难现象, 但两者差异不显著, $t(60) = 0.91$, $p = 0.369$; 总体注意偏向上, 高回避动机情绪(31.54 ± 51.68)与低回避动机情绪(15.41 ± 52.45)相较于中性图片均出现注意偏向的现象, 但两者差异不显著, $t(60) = 1.75$, $p = 0.086$ 。

3.2.4 动机强度对注意控制的影响

删除掉 Flanker 任务中错误的试次, 对正确试次的反应时作 3 (情绪: 高回避、低回避、中性) $\times$ 2 (箭头方向: 一致、不一致) 重复测量方差分析。结果发现, 情绪主效应显著, $F(2, 120) = 11.19$, $p < 0.001$, $\eta^2 = 0.16$, 多重比较发现, 三种情绪类型的两两差异显著, 其中中性图片的反应时显著低于高回避动机情绪与低回避动机情绪, 高回避动机情绪与低回避动机情绪呈边缘显著。箭头方向主效应显著, $F(1, 60) = 303.02$, $p < 0.001$, $\eta^2 = 0.84$, 其中不一致的反应时显著大于一致条件。情绪与箭头方向的交互效应不显著, $F(2, 120) = 2.28$, $p = 0.106$ 。

随后, 分别将不一致条件减去一致条件的反应时得到各个情绪的干扰效应, 之后再再将情绪条件的干扰效应减去中性的干扰效应得到各情绪类型的注意控制水平, 对高回避动机情绪和低回避动机情绪的注意控制水平作配对样本 t 检验, 结果发现高回避动机(-11.12 ± 41.69)与低回避动机情绪(-10.05 ± 51.39)较中性图片冲突减弱, 促进了注意控制水平, 但两者差异不显著, $t(60) =$

0.21, $p = 0.837$ 。

3.2.5 动机强度对时距知觉的影响: 注意偏向的中介作用

由于研究仅发现不同的动机强度在注意警觉成分上的差异, 且仅在 700 ms 时距上情绪主效应显著, 由此以注意警觉成分为中介变量, 700 ms 时距为因变量构建中介模型。Bootstrap 分析结果表明, 中介检验的间接效应未包含 0 ($Effect = 0.1298$, $SE = 0.0545$, 95% CI = [0.0295, 0.2441])。此外, 控制了中介变量注意警觉之后, 自变量情绪类型对因变量 700 ms 时距知觉的直接效应显著, 区间未包含 0 ($Effect = 0.3503$, $SE = 0.1746$, 95% CI = [0.0046, 0.6960])。这也表明注意警觉在动机强度对 700 ms 时距知觉的影响中存在中介作用(模型图见图 7)。

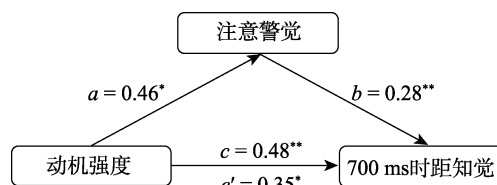


图 7 情绪动机强度与时距知觉的中介模型

4 讨论

本研究通过情绪自评任务、点探测范式、Flanker 任务以及时距复制法, 考察了负性情绪的动机方向和回避型负性情绪的动机强度对时距知觉的影响及其潜在机制。两项研究发现在负性情绪中, 相较中性刺激, 趋近动机导致时距低估, 回避动机导致时距高估; 并且回避动机强度越大, 时距的偏估程度越大。同时, 研究检验了注意偏向和注意控制在负性情绪的动机维度影响时距知觉中的中介作用, 发现注意控制和注意解除在动机方向对 700 ms、1700 ms、2700 ms 时距知觉的影响中均存在链式中介作用; 注意警觉在动机强度对 700 ms 时距知觉的影响中存在中介作用。

不同于以往研究以甜点刺激、鲜花、电影片段等作为情绪动机刺激材料以及二分法测量时距知觉(Gable & Poole, 2012; Gable et al., 2016), 本研究采用标准化身体姿势图片, 通过时距复制法对时距知觉进行测量。研究结果与以往研究结果保持一致(Gable & Poole, 2012; Gable et al., 2016; 尹华站 等, 2021), 即回避动机情绪下较

趋近动机情绪下显著高估时距知觉, 并且强度越高的回避动机情绪带来更大高估效应。情绪动机维度对时距知觉的影响体现出主观时间的适应性功能(Gable et al., 2016)。譬如, 回避性动机使得个体远离物体或目标的达成, 如恐惧帮助个体逃避威胁刺激(Tracy, 2014), 厌恶帮助个体避免污染和疾病(Curtis & de Barra, 2018)等, 其中主观时间的高估能够激励个体更加积极的避免和回避潜在有害的目标或情况。而以趋近动机为导向的情绪, 譬如愤怒, 具有一种社会性威胁(Junca et al., 2017), 其主观时间的低估能够增强个体以趋近动机为导向的行为, 譬如, 克服障碍以实现行动目标。

研究 1 发现, 动机方向对时距知觉的影响中, 注意控制和注意解除起链式中介作用, 揭示了负性情绪的动机方向影响时距知觉的心理机制。具体表现为: 趋近动机抑制注意控制能力且引发注意解除困难, 进而导致时距知觉的低估; 而回避动机与之相反。首先, 研究发现相较回避动机, 趋近动机抑制了注意控制水平的加工。这一结果也得到相关证据支持, 譬如愤怒情绪(趋近动机)条件下干扰效应更大, 注意控制水平更低(Ashley & Swick, 2019), 恐惧、厌恶等情绪(回避动机)条件下干扰效应更小, 注意控制水平更高(Moser et al., 2005; Finucane, 2011)。其次, 研究发现相较回避动机, 趋近动机下注意解除更加困难。依据回避-趋近理论, 趋近动机使行为指向相关刺激, 使机体注意于想要获得的物体或目标; 而回避动机使行为远离相关刺激, 使机体评估并回避令人紧张或厌恶的物体或情境(Elliot, 2013)。基于此, 个体在遇见趋近动机情绪刺激时, 更容易将注意吸引到刺激上, 从而出现注意解除困难现象; 而当其面临回避动机情绪时, 个体倾向于回避这种情绪, 注意解除困难的现象降低, 甚至出现注意回避的现象。进一步链式中介模型结果表明, 注意偏向(尤其是注意解除)的产生可能是注意控制能力的下降所导致的(Bishop et al., 2004)。这和本研究的结果一致, 即趋近动机情绪抑制注意控制水平的情况下, 会出现注意解除困难现象; 而在回避动机情绪促进注意控制水平的情况下, 注意解除困难现象不易出现。总之, 根据注意闸门模型, 动机方向通过影响注意控制和注意解除, 进而影响开关的断开和闸门打开的程度, 导致时距知觉的偏估。

研究 2 发现, 动机强度对时距知觉的影响中, 注意警觉起中介作用, 揭示负性情绪的动机强度影响时距知觉的心理机制。具体表现为: 相较低回避动机情绪, 高回避动机情绪表现出更高的注意警觉, 进而导致对 700 ms 时距的高估。情绪动机维度模型指出, 高强度比低强度动机情绪导致注意窄化(Gable & Harmon-Jones, 2010), 并且注意窄化更倾向于自下而上的自动化加工, 同时研究者普遍认为注意警觉发生在早期自动加工阶段(张禹 等, 2014), 由此, 高回避动机情绪导致更高的注意警觉。重要的是, 研究 2 仅在 700 ms 时距上发现动机强度的主效应显著; 而在 1700 ms 和 2700 ms 时距上动机强度的主效应不显著, 这说明动机强度对时距知觉的影响可能通过注意警觉机制在早期加工阶段就已发生, 而 1700 ms 和 2700 ms 时距下, 个体可能不仅受到注意警觉的影响, 还会受到其它因素的影响, 譬如, Lake 等(2016)指出情绪影响时距知觉中, 唤醒与注意相互影响, 共同对时距知觉起作用。注意已显示出调节生理唤醒的功能(Ochsner & Gross, 2005), 生理唤醒的自主调节可改善注意的表现(O'Connell et al., 2008)。结合两项研究, 回避动机情绪会促使个体出现注意回避的现象, 而注意回避的现象往往出现在 1 s 之后, 在认知加工的晚期阶段(张禹 等, 2014)。在 1700 ms 和 2700 ms 时距上, 个体面对回避型动机情绪, 出现注意回避的现象, 进而降低其对该情绪刺激的生理唤醒, 最终造成低估现象(Mella et al., 2011)。两种因素共同作用导致在 1700 ms 和 2700 ms 时距上情绪动机强度的主效应不显著。本研究结果为这一观点提供了支持, 动机强度影响时距知觉过程中, 以自下而上的自动化加工——注意警觉为主要中介变量。然而, 和以往研究不一致(王春梅, 吕勇, 2006; 张丽华, 段彩彬, 2022), 研究 2 未发现情绪动机强度对注意控制的影响, 究其原因, 一方面依据情绪动机维度模型, 高动机强度情绪窄化注意焦点, 低动机强度情绪扩展注意焦点(Gable & Harmon-Jones, 2010), 其中注意焦点更倾向于自下而上加工的发起端。注意警觉代表自下而上的刺激加工系统; 而注意控制代表自上而下的目标加工系统, 由此, 研究 2 中注意控制上未发现动机强度的差异这一结果理论上是可以得到解释的; 另一方面也可能是其它因素对结果产生了影响, 如刺激材料呈现时间、刺激材料类型等

(O'Toole et al., 2011; Techer et al., 2015), 总之, 未来研究应进一步对该结果进行验证。

本研究的理论贡献主要表现在两个方面: 其一, 进一步推进了情绪动机维度模型。该模型最初主要是基于动机强度对注意焦点的影响, 认为动机强度越大, 注意焦点越窄化, 而综合研究 1、研究 2 结果, 可以推测不仅在动机强度上, 而且动机方向上均会影响注意加工, 即动机强度影响自下而上的注意加工, 如动机强度越大, 注意焦点越窄化。动机方向影响自上而下的注意加工, 如趋近动机导致注意控制水平降低。其二, 可以结合注意闸门模型和情绪动机维度模型尝试提出负性情绪动机维度驱动时距知觉假说。以回避动机情绪为例, 时距加工早期, 动机强度首先影响注意警觉的程度, 回避程度越大, 注意警觉程度也越高, 开关更早闭合, 导致时距更加高估(开关潜伏期机制; Buhusi & Meck, 2009)。随后, 注意控制和注意解除均影响闸门打开的程度, 其中回避动机情绪引发更高的注意控制水平, 且注意解除更容易, 从而个体分配给计时的注意资源更多, 闸门打开程度更大, 导致时距相对高估; 而趋近动机情绪抑制注意控制水平, 且注意解除更加困难, 从而个体分配给计时的注意资源更少, 闸门打开程度更小, 导致时距相对低估。总之, 注意警觉、注意解除以及注意控制对开关的闭合、断开与闸门的打开程度的影响共同决定了时距知觉的偏差。

此外, 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。首先, 在动机强度上, 研究仅探究了回避动机强度影响时距知觉的内部机制, 而趋近动机强度是否也会导致本研究所得结果趋势, 还需进一步探讨。其次, 研究关于负性情绪的动机维度对时距知觉的影响仅停留在注意加工层面, 对于唤醒、记忆、决策等未来可进一步探讨, 以更好的拟合注意闸门模型。例如, 有研究发现恐惧情绪由于“高唤醒度”和“较少占用注意资源”会导致较大的高估; 而羞愧由于“低唤醒度”和“较多占用注意资源”导致并不能稳定地诱发情绪效应(Cui et al., 2022)。唤醒度和动机因素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。此外, 此外, 本研究仅用 700 ms、1700 ms 和 2700 ms 作为目标时距, 没有充分考虑短时距加工分段性, 而已有研究发现, 1/3 s、1/2 s、1 s、2~3 s 可能是分段

临界点(尹华站 等, 2020), 后续研究中可细化时距范围再验证类似机制。

5 结论

本研究探究负性情绪的动机方向和回避型负性情绪的动机强度对时距知觉的影响及其潜在机制。结果表明负性情绪中, 相较趋近动机, 回避动机导致时距高估; 回避动机强度越大, 时距高估效应越大, 并且这一高估效应仅在 700 ms 标准时距出现。同时, 注意加工(注意偏向和注意控制)在情绪动机维度影响时距知觉中发挥中介作用。具体表现为, 动机方向通过影响注意解除和注意控制进而影响时距偏差的方向; 回避型动机强度通过影响注意警觉进而影响 700 ms 时距偏差的程度。

参 考 文 献

- Angrilli, A., Cherubini, P., Pavese, A., & Mantredini, S. (1997). The influence of affective factors on time perception. *Perception & Psychophysics*, 59(6), 972-982.
- Ashley, V., & Swick, D. (2019). Angry and fearful face conflict effects in post-traumatic stress disorder. *Frontiers in Psychology*, 10, 136.
- Benau, E. M., & Atchley, R. A. (2020). Time flies faster when you're feeling blue: Sad mood induction accelerates the perception of time in a temporal judgment task. *Cognitive Processing*, 21(3), 479-491.
- Bishop, S., Duncan, J., Brett, M., & Lawrence, A. D. (2004). Prefrontal cortical function and anxiety: Controlling attention to threat-related stimuli. *Nature Neuroscience*, 7(2), 184-188.
- Bishop, S. J. (2009). Trait anxiety and impoverished prefrontal control of attention. *Nature Neuroscience*, 12(1), 92-98.
- Brosch, T., Sander, D., & Scherer, K. R. (2007). That baby caught my eye... Attention capture by infant faces. *Emotion*, 7(3), 685-689.
- Buhusi, C. V., & Meck, W. H. (2009). Relative time sharing: New findings and an extension of the resource allocation model of temporal processing. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, 364(1525), 1875-1885.
- Campbell, L. A., & Bryant, R. A. (2007). How time flies: A study of novice skydivers. *Behaviour Research and Therapy*, 45(6), 1389-1392.
- Cisler, J. M., & Koster, E. H. (2010). Mechanisms of attentional biases towards threat in anxiety disorders: An integrative review. *Clinical Psychology Review*, 30(2), 203-216.
- Cui, X., Tian, Y., Zhang, L., Chen, Y., Bai, Y., Li, D., ... Yin, H. (2022). The role of valence, arousal, stimulus type, and temporal paradigm in the effect of emotion on time perception: A meta-analysis. *Psychonomic Bulletin & Review*, 30, 1-21.
- Curtis, V., & de Barra, M. (2018). The structure and function of pathogen disgust. *Philosophical Transactions of the Royal Society B: Biological Sciences*, 373(1751), 20170208.
- Droit-Volet, S., Brunot, S., & Niedenthal, P. (2004). BRIEF REPORT Perception of the duration of emotional events.

- Cognition and Emotion*, 18(6), 849–858.
- Elliot, A. J. (2013). *Handbook of approach and avoidance motivation*. Psychology Press.
- Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A. G., & Buchner, A. (2007). G*Power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior Research Methods*, 39(2), 175–191.
- Finucane, A. M. (2011). The effect of fear and anger on selective attention. *Emotion*, 11(4), 970–974.
- Gable, P. A., & Harmon-Jones, E. (2010). The motivational dimensional model of affect: Implications for breadth of attention, memory, and cognitive categorisation. *Emotion and Cognition*, 24(2), 322–337.
- Gable, P. A., & Poole, B. D. (2012). Time flies when you're having approach-motivated fun: Effects of motivational intensity on time perception. *Psychological Science*, 23(8), 879–886.
- Gable, P. A., Neal, L. B., & Poole, B. D. (2016). Sadness speeds and disgust drags: Influence of motivational direction on time perception in negative affect. *Motivation Science*, 2(4), 238–255.
- Gable, P. A., Wilhelm, A. L., & Poole, B. D. (2022). How does emotion influence time perception? A review of evidence linking emotional motivation and time processing. *Frontiers in Psychology*, 13, 848154.
- Gil, S., & Droit-Volet, S. (2009). Time perception, depression and sadness. *Behavioural Processes*, 80(2), 169–176.
- Grommet, E. K., Droit-Volet, S., Gil, S., Hemmes, N. S., Baker, A. H., & Brown, B. L. (2011). Time estimation of fear cues in human observers. *Behavioural Processes*, 86(1), 88–93.
- Juncai, S., Jing, Z., & Rongb, S. (2017). Differentiating recognition for anger and fear facial expressions via inhibition of return. *Journal of Psychology and Cognition*, 2(1), 10–16.
- Lake, J. I., LaBar, K. S., & Meck, W. H. (2016). Emotional modulation of interval timing and time perception. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 64, 403–420.
- Langer, J., Wapner, S., & Werner, H. (1961). The effect of danger upon the experience of time. *The American Journal of Psychology*, 74, 94–97.
- Liu, J. Y., Huang, X. T., & Yang, S. (2013). Three components of attentional bias in social anxiety disorder. *Advances in Psychological Science*, 21(4), 664–670.
- [刘静怡, 黄希庭, 杨帅. (2013). 社交焦虑障碍中的注意偏差三成分研究述评. *心理科学进展*, 21(4), 664–670.]
- Liu, J. Y., & Li, H. (2019). How state anxiety influences time perception: Moderated mediating effect of cognitive appraisal and attentional bias. *Acta Psychologica Sinica*, 51(7), 747–758.
- [刘静远, 李虹. (2019). 状态焦虑对时距知觉的影响: 认知评价和注意偏向有调节的中介作用. *心理学报*, 51(7), 747–758.]
- Liu, Y. (2015). *Attentional bias to motivation related emotional stimuli and its processing mechanism* (Unpublished doctoral dissertation), Shanxi Normal University, China.
- [刘亚. (2015). 对动机相关情绪刺激的注意偏向及其加工机制 (博士学位论文). 陕西师范大学.]
- Lui, M. A., Penney, T. B., & Schirmer, A. (2011). Emotion effects on timing: Attention versus pacemaker accounts. *PLoS ONE*, 6(7), e21829.
- Mella, N., Conty, L., & Pouthas, V. (2011). The role of physiological arousal in time perception: Psychophysiological evidence from an emotion regulation paradigm. *Brain and Cognition*, 75(2), 182–187.
- Mioni, G., Stablum, F., Prunetti, E., & Grondin, S. (2016). Time perception in anxious and depressed patients: A comparison between time reproduction and time production tasks. *Journal of Affective Disorders*, 196, 154–163.
- Moser, J. S., Hajcak, G., & Simons, R. F. (2005). The effects of fear on performance monitoring and attentional allocation. *Psychophysiology*, 42(3), 261–268.
- Noulhiane, M., Mella, N., Samson, S., Ragot, R., & Pouthas, V. (2007). How emotional auditory stimuli modulate time perception. *Emotion*, 7(4), 697–704.
- Ochsner, K. N., & Gross, J. J. (2005). The cognitive control of emotion. *Trends in Cognitive Sciences*, 9(5), 242–249.
- O'Connell, R. G., Bellgrove, M. A., Dockree, P. M., Lau, A., Fitzgerald, M., & Robertson, I. H. (2008). Self-alert training: Volitional modulation of autonomic arousal improves sustained attention. *Neuropsychologia*, 46(5), 1379–1390.
- O'Toole, L. J., DeCicco, J. M., Hong, M., & Dennis, T. A. (2011). The impact of task-irrelevant emotional stimuli on attention in three domains. *Emotion*, 11(6), 1322–1330.
- Posner, M. I., & Petersen, S. E. (1990). The attention system of the human brain. *Annual Review of Neuroscience*, 13(1), 25–42.
- Sarapas, C., Weinberg, A., Langenecker, S. A., & Shankman, S. A. (2017). Relationships among attention networks and physiological responding to threat. *Brain and Cognition*, 111, 63–72.
- Sarigiannidis, I., Grillon, C., Ernst, M., Roiser, J. P., & Robinson, O. J. (2020). Anxiety makes time pass quicker while fear has no effect. *Cognition*, 197, 104116.
- Tapper, K., Pothos, E. M., & Lawrence, A. D. (2010). Feast your eyes: Hunger and trait reward drive predict attentional bias for food cues. *Emotion*, 10(6), 949–954.
- Techer, F., Jallais, C., Fort, A., & Corson, Y. (2015). Assessing the impact of anger state on the three Attentional Networks with the ANT-I. *Emotion*, 15(3), 276–280.
- Thoma, P., Bauser, D. S., & Suchan, B. (2013). BESST (Bochum Emotional Stimulus Set)—A pilot validation study of a stimulus set containing emotional bodies and faces from frontal and averted views. *Psychiatry Research*, 209(1), 98–109.
- Tracy, J. L. (2014). An evolutionary approach to understanding distinct emotions. *Emotion Review*, 6(4), 308–312.
- Yin, H. Z., Bai, Y. L., Liu, S. G., & Li, D. (2021). The influence of motivation direction and intensity on time perception in positive and negative emotions. *Journal of Psychological Science*, 44(6), 1313–1321.
- [尹华站, 白幼玲, 刘思格, 李丹. (2021). 情绪动机方向和强度对时距知觉的影响. *心理科学*, 44(6), 1313–1321.]
- Yin, H. Z., Cui, X. B., Bai, Y. L., Cao, G. G., Deng, J. X., & Li, D. (2020). The important time parameters and related evidences from dual perspectives of temporal information processing and temporal processing of information. *Advances in Psychological Science*, 28(11), 1853–1864.
- [尹华站, 崔晓冰, 白幼玲, 曹格格, 邓靖歆, 李丹. (2020). 时间信息加工与信息加工时间特性双视角下的重要时间参数及其证据. *心理科学进展*, 28(11), 1853–1864.]
- Yin, H. Z., Zhang, L., & Li, D. (2023). The influence of emotion on time perception: The perspective of non-embodied emotion view and embodied emotion view. *Journal of Psychological Science*, 46(2), 491–499.
- [尹华站, 张丽, 李丹. (2023). 基于情绪产生离身观和具身观的时距知觉情绪效应. *心理科学*, 46(2), 491–499.]
- Yu, X. L. (2017). *Characteristics and neural mechanisms of attention bias and attentional control in social anxiety*

- individuals and the exploration on their relationship (Unpublished doctoral dissertation). Fujian Normal University, China.
- [余香莲. (2017). 社交焦虑个体注意偏向和注意控制的特点、神经机制及关系探索 (博士学位论文). 福建师范大学.]
- Yu, Y. J. (2020). Effects of anxiety and depression on attentional bias: The mediating role of attentional control. *Studies of Psychology and Behavior*, 18(1), 121–127.
- [于永菊. (2020). 焦虑和抑郁对正负性注意偏向的影响: 注意控制的中介作用. *心理与行为研究*, 18(1), 121–127.]
- Zakay, D., & Block, R. A. (1997). Temporal Cognition. *Current Directions in Psychological Science*, 6(1), 12–16.
- Zhang, L. H., & Duan, C. B. (2022). Attention bias and attention control under emotional priming in different types of high self-esteem individuals. *Chinese Mental Health Journal*, 36(3), 248–254.
- [张丽华, 段彩彬. (2022). 不同类型高自尊个体情绪启动下的注意偏向和注意控制. *中国心理卫生杂志*, 36(3), 248–254.]
- Zhang, Y., Luo, Y., Zhao, S. Y., & Li, H. (2014). Attentional bias towards threat: Facilitated attentional orienting or impaired attentional disengagement? *Advances in Psychological Science*, 22(7), 1129–1138.
- [张禹, 罗禹, 赵守盈, 陈维, 李红. (2014). 对威胁刺激的注意偏向: 注意定向加速还是注意解除困难? *心理科学进展*, 22(7), 1129–1138.]

How the dimension of negative emotional motivation influences time perception: The mediating role of attention control and attention bias

YIN Huazhan^{1,2,3}, ZHANG Li^{1,2}, LIU Pengyu^{1,2}, LI Dan^{1,2,3}

(¹ School of Education Science, Hunan Normal University; ² Cognition and Human Behavior Key Laboratory of Hunan Province;

³ Center for Mind-Brain Science, Hunan Normal University, Changsha 410081, China)

Abstract

In the research about the effect of emotion on time perception, researchers focus on the effects of valence and arousal. However, the inconsistent results found that the effect of emotion on time perception could not be fully explained only from the perspective of valence and arousal. Gable introduced the factor of emotion motivation to investigate the effect of emotion on time perception. How motivation influences time perception has gradually become a major scientific problem. However, the mechanism by which the dimensions of emotional motivation affected time perception remained unclear. In the present study, we explored the effect of dimensions of negative emotional motivation on time perception and its potential mechanisms (attention control and attention bias) based on the direction of negative emotional motivation and intensity of withdrawal-motivation emotion.

The present research included two studies. Study 1 recruited 62 college students and explored the influence of the negative emotional motivation direction (approach-motivation emotion, withdrawal-motivation emotion, and neutral stimulus) on time perception. Study 2 recruited 61 college students and explored the influence of the intensity of withdrawal-motivation emotion (high intensity, low intensity, and neutral stimulus) on time perception. In the two studies, emotional pictures were used to induce the direction and intensity of emotional motivation; the point detection paradigm was used to measure attentional bias; the Flanker task was used to measure attention control; and the time reproduction task was used to measure time perception. Finally, we constructed a mediation model with the emotional motivation direction or emotional motivation intensity as independent variables, attention control and attention bias as mediating variables, and time perception as dependent variable.

The results showed that (1) Approach-motivation emotion underestimated the duration, and withdrawal-motivation emotion overestimated the duration. Meanwhile, there was an overestimation of duration for the high intensity withdrawal-motivation emotion, as opposed to low intensity. (2) Attention disengagement and attention control played multiple mediating roles in the influence of the direction of emotional motivation on time perception at 700 ms, 1700 ms, and 2700 ms. Specifically, compared with withdrawal-motivation emotion, approach-motivation emotion inhibited the level of attention control and showed more intensity in attention disengagement difficulty, leading to an underestimation of the duration. (3) Attention alert mediated the influence of the intensity of emotional motivation on the time perception at 700ms. Specifically, compared with

the low intensity, the high intensity of withdrawal-motivation emotion showed greater attention alert, which led to an overestimation of the duration.

In conclusion, the results showed that the direction of emotional motivation determined the direction of time distortion, and the intensity of emotional motivation determined the degree of time distortion at 700ms. Meanwhile, it revealed the internal mechanism of the dimension of emotional motivation on time perception, refined the role of attention resources in time perception, and further enriched the attentional gate model. Specifically, adjusting attention bias and attention control is an important way to adjust the influence of emotion on time perception.

Keywords emotion, motivation dimension, time perception, attention control, attention bias