

青少年焦虑症患者的外显及内隐时间知觉特征*

任维聪¹, 刘乐¹, 吴子雨², 于鲁露³, 张志杰¹

(1. 河北师范大学心理系, 石家庄 050024; 2. 河北经贸大学商学院, 石家庄 050061; 3. 河北医科大学第一医院, 石家庄 050023)

摘要: 情绪与时间加工密切相关, 异常情绪条件下通常体验到异常的时间感知。采用时间二分任务和内隐时间预期任务分别测量青少年焦虑症患者组及两个对照组在外显和内隐时间任务中的表现。结果显示青少年焦虑症患者组比对照组在时间预期任务中的反应时更长, 预期效应更大, 表明其对时间信息的内隐加工表现出异常。研究结果增进了对焦虑症认知特征的理解。

关键词: 青少年; 焦虑症; 外显时间知觉; 内隐时间知觉

中图分类号: B842.5

文献标志码: A

文章编号: 1003-5184(2024)06-0493-06

1 引言

时间认知是指个体对时间的感知、理解和处理。个体需要利用时间信息来组织和规划行为, 正常的时间知觉对于个体的日常生活有重要意义。情绪与时间加工存在密切的关系。研究表明, 情绪状态可以显著改变个体对时间流逝的感知, 焦虑和恐惧等情绪可能使人感知时间变得更长, 而愉快或放松的情绪则可能使时间感觉变得更短 (Droit - Volet & Meck, 2007)。针对患者的研究指出, 情绪障碍患者的时间知觉往往出现异常, 时间知觉的改变可能是情绪障碍的症状之一 (Droit - Volet, 2013)。

焦虑症是一种常见精神疾病, 患病率较高, 且发病年龄也较早 (Mohammadi et al., 2020)。以往关于焦虑症时间认知特征的研究较少, 并且以往研究大多只集中在外显时间知觉方面, 通过时间口头估计、时间复制等任务范式, 发现与对照组相比, 高焦虑个体高估负性高唤醒条件下刺激的持续时间 (刘静远, 李虹, 2019, 2022; Liu & Li, 2020, 2024; Yoo & Lee, 2015)。

大多数研究通过内部时钟模型对结果进行解释 (Treisman, 1963)。相比低唤醒刺激, 高唤醒的刺激材料提高了内部时钟起搏器发放时间脉冲的频率, 导致累加器中时间脉冲累积较多, 从而表现为高估时距 (Yoo & Lee, 2015)。此外, 高焦虑个体对负性刺激的注意偏向 (刘静远, 李虹, 2019) 和记忆偏向 (刘静远, 李虹, 2022) 也可能导致其对时距的估计大于对照组。由此看来, 焦虑个体表现出外显时距

估计的差异, 与刺激材料的唤醒度和效价存在直接的关联。但个体的焦虑情绪本身是否直接影响时距判断仍不清楚。因此, 本研究拟采用中性刺激材料, 控制效价和唤醒度, 直接地探讨个体自身的焦虑情绪与外显时距估计之间的关系。

近年来越来越多研究开始关注对于时间信息的内隐加工特征。研究表明, 内隐时间感知通常不依赖于有意识的努力或注意力分配, 而是由感官输入和自动化处理机制决定 (Soltanlou et al., 2020)。内隐时间加工特征反映个体根据环境中的时间规律做出适时行动的能力 (Coull & Droit - Volet, 2018; Coull & Nobre, 2008), 能够影响对刺激的早期认知分析以及后期的运动准备和执行, 精神类疾病患者普遍存在一定的内隐时间加工障碍 (Nobre & Van Ede, 2018)。持续性注意对于学习时间信息中的规律性特征并形成时间预期至关重要 (Massar et al., 2020)。而多巴胺功能异常与较差的持续性注意相关 (Eck et al., 2020)。因此, 本研究推测, 作为一种中脑多巴胺功能障碍疾病 (Calipari, 2020), 焦虑症患者对时间信息的内隐加工也存在障碍。

当前关于内隐时间感知的研究主要集中在其与外显时间感知的关系, 以及不同人群 (如老年人和情绪状态下个体) 的时间知觉表现。与外显时间感知不同, 内隐时间感知更依赖于基底神经节和小脑等自动化处理系统, 而外显时间感知则依赖于前额叶皮层的意识控制 (Herbst, Obleser, & van Wassenhove, 2022)。此外, 情绪状态对内隐时间感知有显

* 基金项目: 河北省教育科学“十四五”规划课题 (2203208)。

通信作者: 张志杰, E-mail: zhzhj@hebtu.edu.cn。

著影响,尤其在焦虑和恐惧等情绪下,个体往往会无意识地感知到时间的延长,这表明内隐时间感知具有较高的灵活性,可以迅速响应情绪波动(Droit-Volet, 2016)。在老年人群中,尽管随着年龄增长,外显时间感知有所衰退,但内隐时间感知通常保持较高的准确性,这与其较少依赖意识控制的特点有关(Droit-Volet, Lorandi, & Coull, 2019; Capizzi et al., 2022)。这些研究表明,内隐时间感知不仅是一个自动化的过程,而且具有较强的稳定性和灵活性,对于理解情绪和认知衰退等现象具有重要意义。

综上,本研究将从外显和内隐两方面,探究青少年焦虑症患者的时间认知特征,通过对行为模式的深入分析,增进对青少年焦虑症认知特征的理解。

2 方法

2.1 被试

本研究依据公式 $n = 2[(Z_{\alpha} + Z_{\beta})\sigma/\delta]^2$ 计算样本量,其中, σ 是总体标准差, σ^2 是总体方差, δ 为两组变量均值之差(黄悦勤, 2015)。根据预实验的结果 σ 值为 0.05, δ 值为 0.04。同时,按单侧 $\alpha = 0.05$, $\beta = 0.10$, 代入公式计算求出患者组和对照组至少需要 26 人。而本研究设立“焦虑症患者组、高焦虑对照组、低焦虑对照组”3 个组别,三组被试按 1:1:1 匹配,最终计划每组至少招募 26 人。

临床青少年焦虑症患者组(简称“P”组)来源于河北医科大学第一医院精神科住院区及儿童门诊。由两名临床经验丰富的精神科主治医师对被试进行诊断和筛查。入组标准:(1)符合美国《精神疾病诊断与统计手册(第五版)》中焦虑症的诊断标准;(2)汉密顿焦虑量表(Hamilton Anxiety Scale, HAMA)评分 ≥ 14 ;(3)视力或矫正视力正常。排除标准:(1)患有抑郁或其他严重认知障碍;(2)患有躯体疾病;(3)精神发育迟滞;(4)有相关精神药物滥用史或成瘾史。共招募 29 名被试,其中 3 名被试实验过程中由于身体不适未完成测验。最终获得有效样本 26 人,女性 21 名,平均年龄(15.38 ± 1.65)岁。

高、低焦虑对照组为同期在石家庄市中学招募的年龄、性别等匹配的健康被试。入组标准:(1)既往未患有任何精神障碍疾病,同时无生理疾病;(2)HAMA 评分 < 14 ;(3)视力或矫正视力正常。排除标准与 P 组一致,共 57 名被试入组,并根据广泛性焦虑量表(Generalized Anxiety Disorder Scale-7, GAD-7)的分值对被试的焦虑状态进行评估。若 GAD-7 的分值大于 7,则认为被试处于高焦虑状态

(Ip et al., 2022)。根据这一标准,将被试分为两组:低焦虑对照组(简称“L”组)和高焦虑对照组(简称“H”组)。“L”组共 30 人,女性 11 人,平均年龄(15.90 ± 0.76)岁;“H”组,共 27 人,女性 14 人,平均年龄(15.67 ± 0.83)岁。

所有被试均为自愿参加本实验,并提供了书面知情同意书。本实验方案通过了河北师范大学伦理委员会的审核(2023LLSC067)。

2.2 实验设备

采用联想(LENOVO LEGION Y7000P)笔记本电脑完成数据采集,屏幕分辨率为 1200×800 。采用 E-prime 2.0 软件编制程序并收集数据。所有被试均在一个安静的房间中完成实验。外显和内隐时间知觉任务分别为时间二分任务和时间预期任务。外显和内隐任务的先后顺序在被试间平衡。

2.3 实验设计及程序

外显时间知觉:时间二分任务

实验采用 3(组别:L、H、P 组) \times 7(时距:480、720、960、1200、1440、1680、1920 ms)混合实验设计,其中时距为被试内变量,组别为被试间变量,因变量为主观相等点(Point of Subjective Equality, PSE)和差别阈限(Difference Limen, DL)。

时间二分任务包括学习、练习和正式实验阶段。在学习阶段,参与者将学习两个标准时距(480/1920 ms),各 5 次。在练习阶段,参与者需要根据学习阶段的两个标准时距,区分当前的时距更接近标准“长”还是“短”时距。具体步骤如下:首先屏幕中会出现一个“+”,时长为 500 ms;接着呈现一个“细”圆,时长 500 ms;然后呈现“粗”圆,其持续时间为探测时距(480/720/960/1200/1440/1680/1920 ms 中的随机值)。当“粗”圆中间出现“+”号时,被试需要按“Q”或“P”进行长短判断(“Q”代表长,“P”代表短,按键在被试间平衡),并给出相应反馈。试次间间隔为 200-800 ms 之间的随机值。正式实验与练习阶段相同,但判断后未给予任何反馈,每个时距各随机呈现 18 次,共 126 次。实验的流程如图 1 所示。

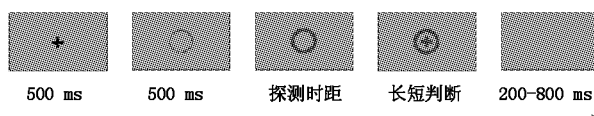


图 1 时间二分任务正式实验流程

内隐时间知觉:时间预期(forereperiod, FP)任务
实验采用 3(组别:L、H、P 组) \times 7(FP:480、

720、960、1200、1440、1680、1920 ms)混合实验设计,其中 FP 为被试内变量,组别为被试间变量,因变量为 FP-反应时(RT)拟合函数的截距(反映被试对目标刺激的简单反应时)和斜率(即 FP 效应,反映个体对当前时间信息的处理和对目标刺激发生概率的监测)。

时间预期任务包括练习和正式实验两部分。练习阶段和正式实验相同。首先屏幕中会出现一个“+”,时长为 500 ms;然后出现“细”圆,时长为 500 ms;接着呈现“粗”圆,当“粗”圆中间出现“+”号时,被试需要快速按键反应(按空格键)，“粗”圆与“+”之间的间隔时间为 FP(480/720/960/1200/1440/1680/1920 ms 中的随机值),七个 FP 的先验概率相等。整个实验分为 3 个 block,每个 block 包含 42 个试次,共 126 个试次。实验的流程如图 2 所示。

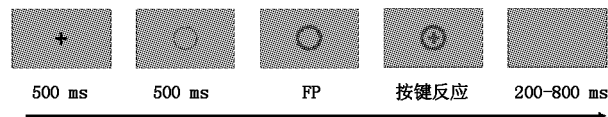


图 2 时间预期任务实验流程

2.4 统计分析

时间二分任务的分析指标为 PSE 和 DL。PSE 为被试判断时距为“长”的概率为 50% 时所对应的时距。PSE 大于标准时距表示时距低估,反之则为时距高估。DL 指刚能引起主观感觉的最小可觉差,表示被试的时间判断的敏感性,其计算方法为对应于 75% “长”反应比的时距与对应于 25% “长”反应比的时距之差除以 2。DL 值越大说明被试时间判断的敏感性越低。记录被试将时距判断为“长”的比例(“长”反应比),通过 R 软件的 ggplot 2.0 根据不同时距下的长反应比拟合出 S 型曲线。然后计算出 PSE 和 DL,并将其导入 SPSS 25.0 进行单因素方差分析。在时间二分任务中,L 组中有两位被试未完成该任务,因此 L 组最终纳入分析的样本量为 28。

时间预期任务的分析指标为 FP-RT 拟合函数的截距和斜率。FP-RT 拟合函数为被试的 RT 与 FP 关系的函数。其中,截距为个体广义 RT 的体现,表示被试对目标刺激的反应;而斜率表示时间预期效应(即 FP 效应),反映个体对时间的内隐加工。参考前人的分析方法(Capizzi et al., 2022),本研究通过 R 软件的广义混合线性模型(Linear Mixed Model, LMM)对 RT 进行分析。固定效应项包括 FP

和焦虑水平(FP 为连续变量,焦虑水平为分类变量),同时将 FP 和被试 ID 作为随机截距放入所有模型中,考虑每位被试在 FP 上的个体差异。在模型拟合之前,首先剔除错误试次,保留 RT 大于 100 ms 和小于 3000 ms 的试次,并将 RT 进行对数转换。同时将绝对标准化残差超过 2 个标准差的试次视为异常值并将其排除(剔除率:4.80%),使原始数据分布接近正态分布。剔除异常值后,拟合模型。最后对模型进行单因素方差分析,检验其交互作用。在时间预期任务中,P 组中有一位被试未完成该任务,因此 P 组最终纳入分析的样本量为 25。

3 结果

3.1 时间二分任务

对 PSE 和 DL 进行单因素方差分析,结果显示在 PSE [$F(2, 78) = 0.95, p = 0.393, \eta^2 = 0.02$] 和 DL [$F(2, 78) = 0.86, p = 0.426, \eta^2 = 0.02$] 指标上,组别的主效应均不显著(表 1)。

表 1 各组 PSE 和 DL 的平均值(标准差)

	PSE	DL
L 组($n = 28$)	1071.21(302.50)	364.96(201.61)
H 组($n = 27$)	1161.05(346.33)	373.00(208.91)
P 组($n = 26$)	1168.46(204.11)	438.88(262.23)

3.2 时间预期任务

时间预期任务混合线性模型(边际 $R^2 = 0.10$, 条件 $R^2 = 0.73$)的结果如图 3 所示。FP 的主效应显著,标准化 CI = $[-0.29, -0.21], p < 0.001$,即随着刺激持续时间的增加,log-RTs 逐渐减小。组别的主效应显著($p < 0.01$)。以 P 组($M = 6.14, SE = 0.08$)为基线,H 组($M = 5.89, SE = 0.04$)和 L 组($M = 5.99, SE = 0.05$)与其 log-RT 差异均显著,与 H 组相比,标准化 CI = $[-1.10, -0.21], p < 0.01$;与 L 组相比,标准化 CI = $[-0.80, -0.04], p < 0.05$ 。即 L 组和 H 组的 log-RT 均小于 P 组,达到统计学显著水平。进一步分析发现,H 组和 L 组的 RT 差异不显著,标准化 CI = $[-0.65, 0.18], p > 0.05$ 。对模型进行方差分析发现,FP \times 组别交互作用不显著($p > 0.05$)。

对每个被试在不同 FP 条件下的 RT 进行线性回归拟合,提取每个被试的斜率,并使用单因素方差分析进行组间差异检验。结果显示(图 4),组别的主效应显著, $F(2, 79) = 4.06, p = 0.021, \eta^2 = 0.09$ 。多重比较发现,P 组的斜率($M = -0.076, SE = 0.010$)绝对值大于 H 组($M = -0.049, SE = 0.004$)

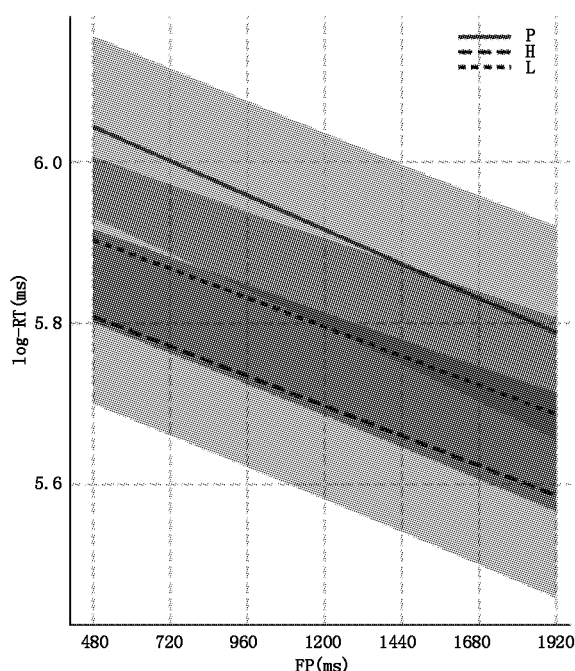


图3 FP和焦虑水平在log-RT上的交互作用

(注:纵坐标为个体反应时的对数,以自然对数为底,横坐标为FP值。阴影部分表示边际效应的置信区间。P表示青少年焦虑症患者组;H表示非临床高焦虑对照组;L表示非临床低焦虑对照组,下同。)

且差异显著($p=0.009$),并且P组的斜率绝对值也大于L组($M=-0.054, SE=0.006$)且差异显著($p=0.026$),L组和H组之间差异不显著($p=0.637$)。

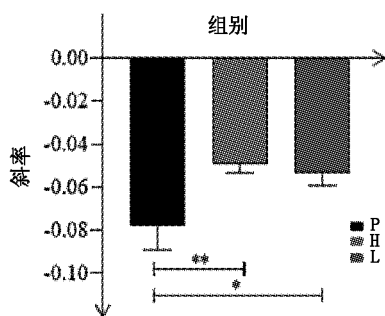


图4 各组的平均斜率

注: * $p<0.05$, ** $p<0.01$ 。

4 讨论

本研究通过时间二分任务和时间预期任务探究青少年焦虑症患者的时间知觉特征。结果发现,焦虑症并未影响青少年患者的外显时距判断,三组的PSE和DL均无显著的组间差异。在内隐时间知觉方面,与对照组相比,患者组被试在时间预期任务的线性拟合模型中表现出较大的截距和斜率绝对值,表明青少年焦虑症患者对时间信息的内隐加工存在

异常。

首先,在外显时间判断方面,以往研究采用不同唤醒度和效价的刺激材料,发现与对照条件相比,焦虑情绪条件下通常表现为高估时距(刘静远,李虹,2019,2022;Liu & Li,2020,2024;Yoo & Lee,2015)。本研究发现,在中性刺激条件下,不同焦虑水平个体对毫秒范围的时距判断并未表现出显著的组间差异。对于刺激材料的控制、时距范围和时间任务的选择,可能是产生这种不一致的原因(刘静远,李虹,2019;Liu & Li,2020;Mioni et al.,2016;Yoo & Lee,2015)。

本研究控制了刺激材料的效价和唤醒度,排除刺激材料本身的影响,发现青少年焦虑症患者在时间估计方面未表现出与对照组的显著差异。一方面,焦虑症患者通常表现出较差的注意控制能力,在时间加工中,焦虑症患者可能因难以保持稳定的持续时间表征而导致低估时距(Mioni et al.,2016);另一方面,焦虑通常被定义为一种随时对潜在危险情况做出反应的过度觉醒状态(Hoehn-Saric & McLeod,2000),焦虑症患者本身的高唤醒状态可能导致其内部时钟模型中起搏器频率提高,进而累加器中的时间脉冲数量增多,表现为高估时距。因此,在中性条件下,焦虑症患者的注意功能障碍和其自身较高的唤醒状态带来的影响可能相互抵消(Fayolle & Droit-Volet,2014),最终与对照组的时距估计表现无显著差异。

其次,在时间预期任务中,青少年焦虑症患者可能因其高焦虑水平而造成认知资源消耗(Majeed et al.,2023),导致分配于当前任务和未来目标刺激的资源减少,从而出现目标探测困难,表现出较大的RT(Fell,Chaieb,& Hoppe,2023)。此外,对目标刺激发生概率的监测是一个自上而下的过程,需要持续性注意的支持(Massar et al.,2020)。而焦虑症患者表现出持续注意功能障碍(Calipari,2020;Eck et al.,2020),因此在短FP(480 ms)条件下,青少年患者组可能由于准备不足(Mussini & Di Russo,2023)而表现出相对较大的RT。随着FP的增长,患者可调用的认知资源可能更多,其准备充分程度提高,能从对目标刺激发生概率的监测中获益,从而在长FP下表现出相对较小的RT,在整体上表现出比两个对照组更大的FP效应。

青少年焦虑症患者组的被试虽然能够利用时间的流逝在一定程度上弥补其探测目标刺激速度较慢

的不足,但从拟合曲线的整体结果分析,结合截距值的结果来看,即便存在这种由较长 FP 带来的补偿效应,患者组在探测目标刺激时的反应速度依然慢于对照组,特别是在最长 FP 条件下,患者组的截距值仍大于对照组。较大的 FP 效应表明焦虑症患者组被试对于流逝时间的依赖程度超出了对照组,这可能反映了青少年焦虑症患者对目标探测刺激的过度觉醒状态 (Hoehn - Saric & McLeod, 2000), 表明青少年焦虑症患者在时间的内隐加工方面可能存在异常。

时间预期任务是对时间信息的内隐加工,意识参与程度较低,因此在时间预期任务中观察到的行为特征主要反映时间知觉本身的特点。据此本研究推测青少年焦虑症患者的外显时间知觉也存在异常,只是由于患者本身的高唤醒状态与其注意功能受损带来的影响效应相互抵消,因此在外显时间知觉任务中未探测到组间差异。以往关于时间加工的脑机制研究发现,外显和内隐时间加工存在部分共享的脑区,如辅助运动区 (Nani et al., 2019), 而焦虑症患者该脑区的灰质体积与对照组存在显著差异 (Wang et al., 2018)。共享部分脑机制的结果,支持关于外显和内隐时间加工可能均受到焦虑情绪影响的推测。两个对照组在外显和内隐时间任务中的表现无显著差异,表明健康青少年的焦虑水平可能属于状态性情绪,尚未影响个体的基本认知功能。

5 结论

青少年焦虑症患者的外显及内隐时间加工受损,但其高焦虑状态和注意功能异常的共同作用,导致外显时间估计未表现出异常。健康对照组个体的焦虑水平不影响其时间加工。

参考文献

- 黄悦勤. (2015). 医学科研中随机误差控制和样本量确定. *中国心理卫生杂志*, 29(11), 874 - 880.
- 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.
- 刘静远, 李虹. (2022). 状态焦虑对回溯式时距判断的影响: 认知评价和记忆偏向有调节的中介作用. *心理学报*, 54(12), 1455 - 1466.
- Calipari, E. S. (2020). Dopamine release in the midbrain promotes anxiety. *Biological Psychiatry*, 88(11), 815 - 817. <https://doi.org/10.1016/j.biopsych.2020.08.016>
- Capizzi, M., Visalli, A., Faralli, A., & Mioni, G. (2022). Explicit and implicit timing in older adults: Dissociable associations with age and cognitive decline. *PloS One*, 17(3), e0264999. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0264999>
- Coull, J. T., & Droit - Volet, S. (2018). Explicit understanding of duration develops implicitly through action. *Trends in Cognitive Sciences*, 22(10), 923 - 937. <https://doi.org/10.1016/j.tics.2018.07.011>
- Coull, J. T., & Nobre, A. C. (2008). Dissociating explicit timing from temporal expectation with fMRI. *Current Opinion in Neurobiology*, 18(2), 137 - 144. <https://doi.org/10.1016/j.conb.2008.07.011>
- Droit - Volet, S. (2016). Emotion and implicit timing. *PloS One*, 11(7), e0158474. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0158474>
- Droit - Volet, S. (2013). Time perception, emotions and mood disorders. *Journal of Physiology, Paris*, 107(4), 255 - 264. <https://doi.org/10.1016/j.jphysparis.2013.03.005>
- Droit - Volet, S., Lorandi, F., & Coull, J. T. (2019). Explicit and implicit timing in aging. *Acta Psychologica*, 193, 180 - 189. <https://doi.org/10.1016/j.actpsy.2019.01.004>
- Droit - Volet, S., & Meck, W. H. (2007). How emotions colour our perception of time. *Trends in Cognitive Sciences*, 11(12), 504 - 513. <https://doi.org/10.1016/j.tics.2007.09.008>
- Eck, S. R., Xu, S. J., Telenson, A., Duggan, M. R., Cole, R., Wicks, B., ... Bangasser, D. A. (2020). Stress regulation of sustained attention and the cholinergic attention system. *Biological Psychiatry*, 88(7), 566 - 575. <https://doi.org/10.1016/j.biopsych.2020.04.013>
- Fayolle, S. L., & Droit - Volet, S. (2014). Time perception and dynamics of facial expressions of emotions. *PLoS One*, 9(5), e97944. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0097944>
- Fell, J., Chaieb, L., & Hoppe, C. (2023). Mind wandering in anxiety disorders: A status report. *Neuroscience & Biobehavioral Reviews*, 155, 105432. <https://doi.org/10.1016/j.neubiorev.2023.105432>
- Herbst, S. K., Obleser, J., & van Wassenhove, V. (2022). Implicit versus explicit timing - separate or shared mechanisms? *Journal of Cognitive Neuroscience*, 34(8), 1447 - 1466. https://doi.org/10.1162/jocn_a_01866
- Hoehn - Saric, R., & McLeod, D. R. (2000). Anxiety and arousal: Physiological changes and their perception. *Journal of Affective Disorders*, 61(3), 217 - 224. [https://doi.org/10.1016/S0165-0327\(00\)00339-6](https://doi.org/10.1016/S0165-0327(00)00339-6)
- Ip, H., Suen, Y. N., Hui, C. L. M., Wong, S. M. Y., Chan, S. K. W., Lee, E. H. M., ... Chen, E. Y. H. (2022). Assessing anxiety among adolescents in Hong Kong: Psychometric properties and validity of the Generalised Anxiety Disorder - 7 (GAD - 7) in an epidemiological community sample. *Bmc Psychiatry*, 22(1), 1 - 11. <https://doi.org/10.1186/s12888>

– 022 – 04329 – 9

- Liu, J., & Li, H. (2020). How individuals perceive time in an anxious state: The mediating effect of attentional bias. *Emotion*, 20 (5), 761 – 722. <https://doi.org/10.1037/emo0000586>. supp
- Liu, J., & Li, H. (2024). How state anxious individuals estimate time retrospectively: The mediating effect of memory bias. *Attention, Perception, & Psychophysics*, 86 (2), 616 – 626. <https://doi.org/10.3758/s13414-022-02581-5>
- Majeed, N. M., Chua, Y. J., Kothari, M., Kaur, M., Quek, F. Y., Ng, M. H., ... Hartanto, A. (2023). Anxiety disorders and executive functions: A three – level meta – analysis of reaction time and accuracy. *Psychiatry Research Communications*, 3 (1), 100100. <https://doi.org/10.1016/j.psychom.2022.100100>
- Massar, S. A., Poh, J. H., Lim, J., & Chee, M. W. (2020). Dissociable influences of implicit temporal expectation on attentional performance and mind wandering. *Cognition*, 199, 104242. <https://doi.org/10.1016/j.cognition.2020.104242>
- 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. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2016.02.047>
- Mohammadi, M. R., Pourdehghan, P., Mostafavi, S. A., Hooshyari, Z., Ahmadi, N., & Khaleghi, A. (2020). Generalized anxiety disorder: Prevalence, predictors, and comorbidity in children and adolescents. *Journal of Anxiety Disorders*, 73, 102234. <https://doi.org/10.1016/j.janxdis.2020.102234>
- Mussini, E., & Di Russo, F. (2023). Reduction of anticipatory brain activity in anxious people and regulatory effect of response – related feedback. *Psychophysiology*, 60 (2), e14166. <https://doi.org/10.1111/psyp.14166>
- Nani, A., Manuella, J., Liloia, D., Duca, S., Costa, T., & Cauda, F. (2019). The neural correlates of time: A meta – analysis of neuroimaging studies. *Journal of Cognitive Neuroscience*, 31 (12), 1796 – 1826. https://doi.org/10.1162/jocn_a_01459
- Nobre, A. C., & Van Ede, F. (2018). Anticipated moments: Temporal structure in attention. *Nature Reviews Neuroscience*, 19 (1), 34 – 48. <https://doi.org/10.1038/nrn.2017.141>
- Soltanlou, M., Nazari, M. A., Vahidi, P., & Nemati, P. (2020). Explicit and implicit timing of short time intervals: Using the same method. *Perception*, 49 (1), 39 – 51. <https://doi.org/10.1177/0301006619889554>
- Treisman, M. (1963). Temporal discrimination and the indifference interval: Implications for a model of the “ internal clock ”. *Psychological Monographs: General and Applied*, 77 (13), 1 – 31. <https://doi.org/10.1037/h0093864>
- Wang, X., Cheng, B., Luo, Q., Qiu, L., & Wang, S. (2018). Gray matter structural alterations in social anxiety disorder: A voxel – based meta – analysis. *Frontiers in Psychiatry*, 9, 449. <https://doi.org/10.3389/fpsy.2018.00449>
- Yoo, J. Y., & Lee, J. H. (2015). The effects of valence and arousal on time perception in individuals with social anxiety. *Frontiers in Psychology*, 6, 1208. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2015.01208>

Insights into Time Perception Characteristics among Adolescents with Anxiety Disorders through Explicit and Implicit Temporal Tasks

Ren Weicon¹, Liu Le¹, Wu Ziyu², Yu Lulu³, Zhang Zhijie¹

(1. Department of Psychology, Hebei Normal University, Shijiazhuang 050024;

2. Hebei University of Economics and Business, Shijiazhuang 050061;

3. The First Hospital of Hebei Medical University, Shijiazhuang 050023)

Abstract: Emotion and temporal processing are closely intertwined, often resulting in distorted perceptions of time under conditions of emotional disturbance. In this study, temporal bisection and foreperiod tasks were employed to measure the performance of adolescents with anxiety disorders and two control groups in both explicit and implicit timing. Results indicated that the group with anxiety disorders showed longer response times and stronger foreperiod effects compared to the control groups, indicating abnormalities in their implicit processing of temporal information. Overall, these findings contribute to our comprehension of the cognitive traits present in individuals with anxiety disorders.

Key words: adolescent; anxiety disorder; explicit duration estimation; implicit time perception