

《心理学报》审稿意见与作者回应

题目：风险决策和跨期决策的过程比较：基于概率和时间的等量转换范式

作者：周蕾 李立统 梁竹苑 李纾 惠青山 张磊

第一轮

审稿人 1 意见：

本研究通过创新的“概率与时间等量转换范式”，结合眼动追踪技术，系统比较了风险决策（RC）与跨期决策（IC）的行为和认知过程。研究设计严谨，理论贡献较为明确（如揭示两类决策的非补偿性/基于维度规则共性），方法上采用自适应优化范式（ADO）解决个体差异问题，数据分析全面（行为、眼动、模型拟合）。总体来说，本研究在问题提出、实验设计与统计分析上均具有较好的表现，但结果解释和部分技术细节仍需要进一步的解释和补充。

意见 1：理论构建部分，作者提到“非折扣模型则遵循非补偿性和基于维度规则，假设决策者依据有限维度比较并选择维度占优选项”，但需要进一步说明“非补偿性规则”与“基于维度规则”的关系(如是否独立或交互)是什么，以进一步说明如何整合在同一理论中。

回应：感谢审稿人对本文的细致审阅。“非补偿性规则”与“基于维度规则”是相互独立的决策规则维度，反映了决策过程中的不同心理机制：

(1) “补偿性—非补偿性规则”主要描述决策者在决策过程是否通过对各结果的概率或价值进行跨维度加权求和以实现权衡，或仅基于关键维度进行简化比较(Anderson & Shanteau, 1970; 张阳阳等, 2014)。

(2) “基于选项—基于维度规则”则反映信息加工的组织方式，即个体是整体性地整合各选项内的信息，还是逐维比较不同选项的属性(Payne, Bettman, & Johnson, 1993)。

因此，两类规则并非互为包含或交互关系，而是独立且可组合的加工规则(Stevenson et al., 1990)。不同的决策模型可依据其在这两类规则上的特征被归类。具体来讲：(1) 经典的风险决策主流理论遵循着补偿性、基于选项决策规则，像是折扣模型或期望效用理论假设人们在风险决策时，会权衡各结果的发生概率，通过加权求和的方法来计算每个选项的期望值并做出决策。(2) 而许多启发式模型则遵循非补偿性、基于维度决策规则。例如，齐当别模型假设人们在决策时基于维度比较，会把差异小的维度“齐同”处理，而只依据差异大的维度进行决策。

在本轮修改中，我们在正文“1.1.1 理论发展部分”对此内容进行了补充说明，如下：

“风险和跨期决策的理论模型主要依据两类决策规则(rules)构建(Stevenson et al., 1990)：

(1) 补偿性/非补偿性规则(compensatory/non-compensatory rule)关注决策者如何整合决策信息：补偿性规则假设个体采用某种累加式价值函数，将概率、延迟、结果等多个属性通过加权，缩减到单一的“价值”维度上进行评估(Anderson, 2003)；非补偿性规则则认为，个体在有限认知资源下倾向于以较少的加工努力，仅基于关键维度进行选择性比较(Anderson & Shanteau, 1970; 张阳阳 等, 2014)。(2) 基于选项/基于维度规则(option-based/attribute-based rule)关注信息加工的顺序组织方式：基于选项的加工(又称整体性加工)指决策者先在每个选项内部整合不同维度信息，再比较各选项间的总体差异；而基于维度的加工则指个体先在维度层面上对不同选项进行逐维比较，之后根据维度上的差异进行选择(Payne, Bettman, &

Johnson, 1993)。

“补偿性/非补偿性规则”与“基于选项/基于维度规则”分别刻画了决策加工的两条相互独立的心理维度，代表相对独立的决策机制。研究者可根据决策任务在这两类规则上的具体表现(如“是否符合补偿性规则”、“是否采用基于选项的信息加工的两条相互独立的心理维度，代表相对独立的决策机制。研究者可根据决策任务在这两类规则上的具体表现(如“是否符合补偿性规则”、“是否采用基于选项的信息加工方式”等)，来构建相应的决策理论框架。”

意见 2: (第 1 点) 实验参数选择依据需要进一步的澄清。跨期决策时间范围(20-700 天)部分超出日常决策经验，缺乏关于这个决策时间范围选择的依据;

回应: 非常感谢您的宝贵建议。本研究采用的时间延迟范围(20~700 天)参考了 Green 等人(2014)对时间折扣研究的系统综述，并结合了多项既有实证研究的参数设定(Konstantinidis et al., 2020; Mok et al., 2020; Escobar et al., 2023; Green et al., 1999; Green & Myerson, 2004; Vanderveldt et al., 2015)。

在经典跨期决策研究中，纳入变化较大的延迟时间范围已成为标准测量范式之一。例如，Kirby 等人开发的 Monetary-Choice Questionnaire(MCQ)任务(Kirby et al., 1999; Kaplan et al., 2016)在不同题项中设置了从 7 天至 186 天不等的延迟区间，以便分别刻画小额、中额与大额报酬的折扣特征;而 Wang 和 Dvorak(2010)在跨期决策任务中同样采用了 4 至 939 天的广泛延迟范围，用以捕捉个体在短期与长期延迟下的主观价值变化。

基于上述理论与实证依据，本研究选取了覆盖短期(20~60 天，约两个月)、中期(180 天，约半年)与长期(700 天，约两年)三个层级的时间区间，以期更全面刻画折扣函数的非线性特征，并提高对主观价值随延迟递减趋势的估计精度。综上，本研究的时间参数设置具有充分的理论与实证依据，有助于增强研究结果的解释力与外部效度。

根据审稿人的建议，我们在“2.1.1 阶段一”部分对该内容进行了补充和重新阐述，具体修改如下:

“跨期决策选项为本实验参数设计的基线。在经典跨期决策研究中，纳入变化较大的延迟时间范围已成为标准测量范式之一(Kirby & Maraković, 1996; Kaplan et al., 2016; Wang & Dvorak, 2010)。根据前人广为使用的研究范式(Green et al., 2014; Konstantinidis et al., 2020; Luckman et al., 2020; Mok et al., 2020; Escobar et al., 2023)，本研究的跨期决策任务中设定了 5 组延迟时间参数(20~700 天)，覆盖了短期(20~60 天)、中期(180 天)与长期(700 天)三个时间层级，以更全面地反映折扣函数的非线性特征，并提高主观价值随延迟递减趋势的估计精度，本研究设定了 5 个金额参数(20~500 元)，与 5 个延迟时间条件共形成 25 个任务组块(block)。”

意见 2: (第 2 点) 同样，风险决策概率梯度(1%起点)可能导致初始试次选择偏差(one-shot 锚定效应等)，建议报告首次试次选择分布。

回应: 本研究采用阶梯式(staircase)自适应设计，以低初始概率(1%)或低初始时间(1 个月)作为起点，并通过逐步调整使任务参数收敛至被试个体的无差异点。该设计属于自适应偏好诱导的标准范式，已在风险和跨期决策研究中被广泛采用并验证其稳定性与效率(Cavagnaro et al., 2013; Hackethal et al., 2023; Kaplan et al., 2016)。

为排除低起点设置(风险决策概率梯度以 1%为起点/跨期决策时间梯度以 1 个月为起点)可能引发的初始试次选择偏差(如 one-shot 锚定效应)，我们对研究 1 和研究 2 中各组块首个试次的选择分布进行了独立分析(研究 1: 风险选项概率 = 1%时的选择结果; 研究 2: 跨期选项延迟时间 = 1 个月时的选择结果)。

结果显示，如图 S1(研究 1)和图 S2(研究 2)所示，在所有时间 × 金额组合(共 25 个)条

件下，被试的首次选择总体上未呈现出系统性偏向某一选项的趋势。具体而言，研究 1 的 25 个组别中有 21 个组别中选择风险选项的比例低于 20%；研究 2 的 25 个组别中有 13 个组别中选择跨期选项的比例低于 20%。

该结果表明，在低概率/低时间起点条件下，初始试次并未诱发显著的选择偏差，从而支持所采用自适应范式的稳健性与合理性。

我们在“2.1.1 阶段一”部分对该内容进行了补充，具体修改如下：

“各组块的首个试次中，风险选项的概率设为 1%，随后每试次中概率值按照 90%的梯度，根据被试在上一试次中的选择变化(见图 1A)，直至两个连续试次中风险选项的概率之差小于 4%(ADO 范式稳健性检验见补充材料 2)。”

补充材料 2

为检验低起点设置(风险任务概率 1%、跨期任务延迟 1 个月)是否会引发初始试次偏差，我们对研究一与研究二各组块首个试次的选择结果进行了分析。结果显示(见图 S1、S2)，在全部 25 个时间 × 金额条件下，被试的首次选择未呈现系统性偏向。具体而言，研究一中有 21 个组别的风风险选项选择比例低于 20%，研究二中有 13 个组别的跨期选项选择比例低于 20%。结果表明，低概率/短延迟起点未导致显著初始偏差，验证了自适应范式的稳健性。

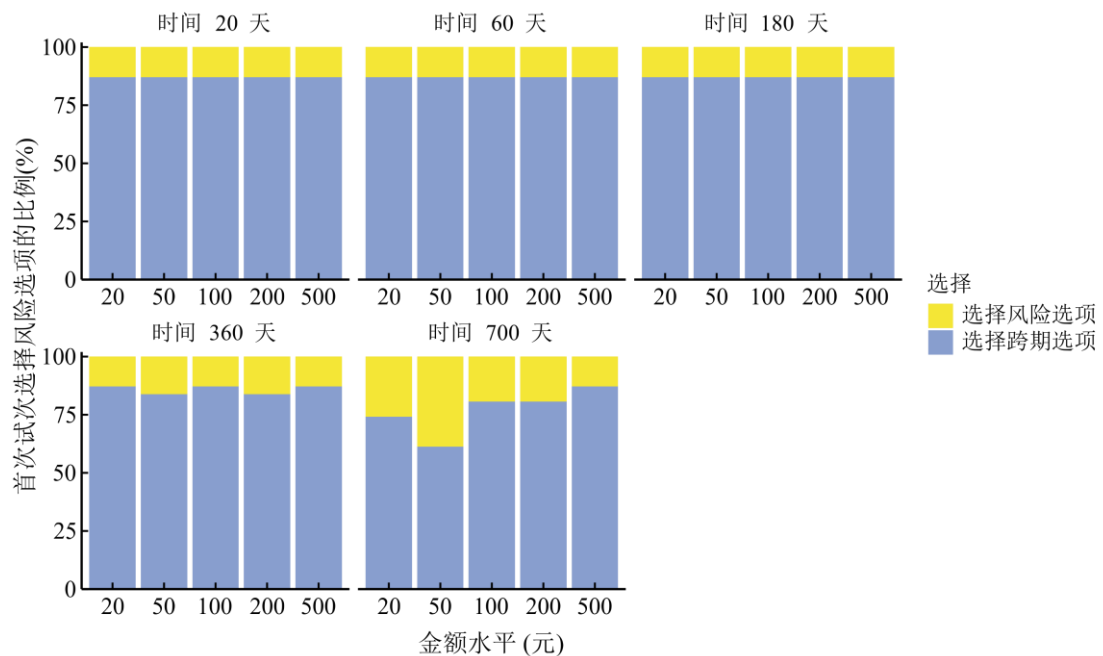


图 S1 研究一中阶段一被试的首次试次选择风险选项的比例(%)

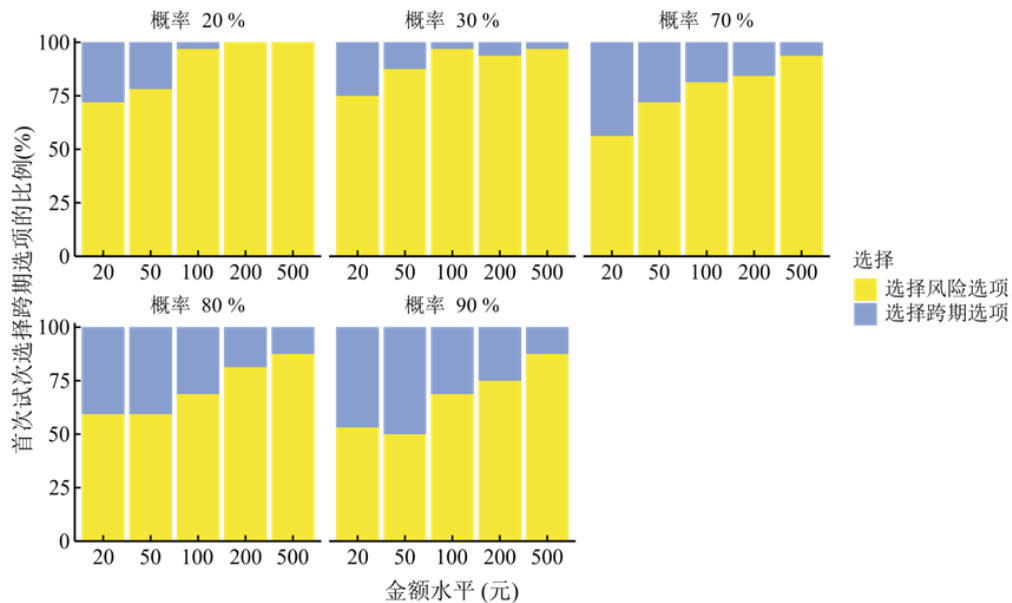


图 S2 研究二中阶段一被试的首次试次选择跨期选项的比例(%)

意见 3: 既然作者提到了研究被试异质性差异(如金额效应),但未分析人口学变量(如性别、认知能力)对等量转换值的影响,建议补充。

回应:感谢审稿人的宝贵建议。本研究中收集了多个个体差异变量的数据,在此次修改中,进行了补充分析。具体地,在被试完成实验任务后,除了人口学信息外,本研究还收集了四类与风险和跨期决策关系密切的个体差异问卷,包括风险倾向量表(Risk Propensity Scale; Meertens & Lion, 2008)和 Barratt 冲动性量表中文版(Barratt Impulsiveness Scale, BIS-11; Patton et al., 1995; 周亮 等, 2006)、计算力量表(Numeracy Scale; Peters et al., 2007)和认知反思测验(Cognitive Reflection Test; Frederick, 2005)。

补充分析发现,研究 1 中,四类问卷均未显著影响等量转换值,而性别可影响等量转换值,即在相同延迟条件下,女性的等量转换概率水平显著高于男性;研究 2 中,冲动性量表所测得的冲动性程度对等量转换值存在显著影响,即在相同概率水平下,低冲动个体相对于高冲动个体的等量延迟时间显著更长。

此次修改中,我们在正文和补充材料中增加了上述结果,并在研究涉及讨论的“4.5 研究不足与展望”对此部分内容进行了补充说明。如下:

“2.1.2 阶段二:等量转换后的风险和跨期决策比较:眼动实验

...

实验材料和流程

...实验结束后,被试将完成包括人口统计学信息的简短问卷,并填写了四个分别与风险和跨期决策关系密切的人格和能力问卷:风险倾向量表(Risk Propensity Scale; Meertens & Lion, 2008)、Barratt 冲动性量表中文版(Barratt Impulsiveness Scale, BIS-11; Patton et al., 1995; 周亮 等, 2006)、计算力量表(Numeracy Scale; Peters et al., 2007)和认知反思测验(Cognitive Reflection Test; Frederick, 2005) (见补充材料 4)”

“2.3.1 阶段一:时间和概率的等量转换

同时,基于 23 名(73.19%)有效样本,我们对个体差异和人口学变量对等量转换值的影响进行了探索性分析,发现 4 个人格或能力变量均未显著影响等量转换值($F_s < 3.3, p_s > 0.08$),但性别与时间的交互作用显著($F(1.51, 31.61) = 4.24, p = 0.033$),表明在短至中期延迟(20~360 天)条件下,女性相较男性需要更低的概率水平才能与跨期选项实现心理等值,表现

出更强的风险规避，而在长期延迟(700 天)条件下无性别差异。因此，在后续研究中均基于个性化的实验参数进行眼动研究，以规避个体差异对研究结果带来的混淆”

“3.3.1 阶段一：时间和概率的等量转换

再者，我们基于个体差异问卷对等量转换值的探索性分析发现，冲动性人格对等量转换值存在显著影响($F = 4.85, p = 0.036$)，且这种作用在高金额情境下尤为突出($p = 0.007$)。即在相同概率水平下，低冲动个体相对于高冲动个体的等量延迟时间显著更长。在后续研究中，均基于个性化的实验参数进行眼动研究，以规避个体差异对研究结果带来的混淆。”

“4.5 研究不足及展望

再者，本研究为被试设置了个性化的等值风险与跨期决策选项以控制个体差异，为眼动研究提供精确参数。然而本研究未充分考察个体差异变量对等量转换值的直接影响。我们基于已有数据探索了性别、年龄等人口统计学变量，以及风险倾向和冲动性人格及认知反思风格和计算能力，四类分别与风险和跨期决策相关的个体差异变量对等量转换值的影响，并在研究 1 和研究 2 中分别发现性别和冲动性人格可影响人们的等量转换值。具体而言，在相同延迟条件下，女性的等量转换概率水平显著高于男性；在相同概率水平下，低冲动个体相对于高冲动个体的等量延迟时间显著更长。未来研究可进一步系统探索影响等量转换的个体差异变量并揭示其内部机制。”

具体关于问卷所采用的量表以及对应的分析流程和结果，详见补充材料 4：

补充材料 4

研究一和研究二的眼动实验结束后，被试将完成包括人口统计学信息的简短问卷，并填写了四类个体差异问卷，具体内容如下：

(1) 风险倾向(Risk Propensity, RP): 使用风险倾向量表(Risk Propensity Scale; Meertens & Lion, 2008)，该量表评估个体对风险的总体态度，即风险是被视为获取收益的机会还是潜在损失的威胁。风险倾向不仅影响经济情境下的选择，还与公共健康行为(如疫苗接种决策; Gerretsen et al., 2021; Wismans et al., 2021)和新技术接受度(如自动驾驶汽车; Wang et al., 2020)密切相关。

(2) 冲动性(Impulsivity): 采用 Barratt 冲动性量表中文版(Barratt Impulsiveness Scale, BIS-11; Patton et al., 1995; 周亮 等, 2006)评估个体在自我控制和延迟满足的差异。研究显示，高冲动性的个体往往表现出更高的时间折扣率(Kalenscher et al., 2006; Peters & Büchel, 2011)。

(3) 计算能力(Numeracy): 采用计算力量表(Numeracy Scale, NS; Peters et al., 2007)测量个体理解、处理与应用概率、比率及统计信息的能力。研究表明，计算能力水平直接影响个体对风险的理解与医疗决策质量：低计算能力常导致风险判断偏差，更易受信息框架和情绪干扰；而计算能力水平较高的个体在风险决策中更能依循概率原则(Peters et al., 2006; Reyna et al., 2009)。

(4) 认知反思风格(Cognitive Reflection Style): 通过认知反思测验(Cognitive Reflection Test, CRT; Frederick, 2005)评估个体在决策中更倾向于依赖审慎反思型加工(Type 2)还是直觉启发式加工(Type 1)。既有研究表明，依赖直觉加工的个体更可能表现出短视和缺乏耐心，从而具有更高的时间折扣率(Frederick, 2005; Hardisty & Weber, 2009)。

基于已有的数据，我们检验了以上变量对等量转换值的影响，如下：

研究一($N = 31$): 有效样本为 23 名。我们以概率-时间的等量转换值为因变量，金额和时间为被试内因素，人口学变量与认知能力指标为被试间因素，分别进行了混合设计的重复测量方差分析。结果显示，除性别与时间的交互作用显著($F = 4.24, p = 0.033$)外，年龄、性别、专业、学历与收入($F_s < 3.3, p_s > 0.08$)，及其他个体差异变量(CRT、BIS、RP、NS) ($F_s < 2.2, p_s > 0.10$)均未显示显著主效应或与金额/时间的交互作用(详见表 S5)。

简单效应分析发现,在短期至中期延迟条件下(20–360天),性别可以影响等量转换值:随着延迟时间的增加,女性相较于男性的风险规避程度逐渐减弱,并在超长期延迟下趋于一致。即,在相同延迟条件下,女性需要更小的风险水平才能与跨期选项实现等值,表现出更强的风险规避倾向(delay20: $b = 24.49, p < 0.001, \text{Cohen's } d = 0.82$; delay60: $b = 21.70, p < 0.001, \text{Cohen's } d = 0.73$; delay180: $b = 21.44, p < 0.001, \text{Cohen's } d = 0.72$; delay360: $b = 14.07, p = 0.013, \text{Cohen's } d = 0.47$)。然而,在长期延迟条件(700天)下,这一性别差异不显著($p = 0.159$)。

表 S5 研究一中年龄、性别、专业、学历与收入对等量转换值的重复测量方差分析结果

变异来源	$F(df_1, df_2)$	p	η_p^2
年龄	$F(9, 13) = 0.48$	0.863	0.25
金额	$F(2.28, 29.61) = 12.67$	<0.001	0.494
时间	$F(1.22, 15.88) = 41.01$	<0.001	0.759
年龄*金额	$F(20.50, 29.61) = 0.69$	0.806	0.324
年龄*时间	$F(11.00, 15.88) = 0.52$	0.863	0.264
金额*时间	$F(16, 208) = 3.59$	<0.001	0.216
年龄*金额*时间	$F(144, 208) = 1.05$	0.371	0.421
性别	$F(1, 21) = 3.25$	0.086	0.134
金额	$F(2.57, 54.04) = 23.00$	<0.001	0.523
时间	$F(1.51, 31.61) = 86.05$	<0.001	0.804
性别*金额	$F(2.57, 54.04) = 0.56$	0.62	0.026
性别*时间	$F(1.51, 31.61) = 4.24$	0.033	0.168
金额*时间	$F(5.76, 120.91) = 5.77$	<0.001	0.216
性别*金额*时间	$F(5.76, 120.91) = 0.79$	0.574	0.036
专业	$F(4, 18) = 1.09$	0.392	0.195
金额	$F(2.47, 44.41) = 11.99$	<0.001	0.4
时间	$F(1.48, 26.61) = 27.31$	<0.001	0.603
专业*金额	$F(9.87, 44.41) = 1.19$	0.325	0.209
专业*时间	$F(5.91, 26.61) = 0.74$	0.623	0.141
金额*时间	$F(5.33, 96.02) = 1.85$	0.106	0.093
专业*金额*时间	$F(21.34, 96.02) = 0.95$	0.535	0.174
学历	$F(2, 20) = 0.26$	0.777	0.025
金额	$F(2.51, 50.26) = 6.82$	<0.001	0.254
时间	$F(1.41, 28.25) = 22.64$	<0.001	0.531
学历*金额	$F(5.03, 50.26) = 0.83$	0.533	0.077
学历*时间	$F(2.82, 28.25) = 0.22$	0.872	0.021
金额*时间	$F(5.61, 112.27) = 2.88$	0.014	0.126
学历*金额*时间	$F(11.23, 112.27) = 1.01$	0.443	0.092
收入	$F(3, 19) = 0.99$	0.419	0.135
金额	$F(2.40, 45.59) = 9.68$	<0.001	0.337
时间	$F(1.37, 26.09) = 30.20$	<0.001	0.614
收入*金额	$F(7.20, 45.59) = 0.62$	0.737	0.09
收入*时间	$F(4.12, 26.09) = 0.18$	0.952	0.027
金额*时间	$F(5.47, 103.94) = 2.59$	0.026	0.12
收入*金额*时间	$F(16.41, 103.94) = 0.81$	0.669	0.114

注:人口学变量的编码方式如下:性别(男 = 0, 女 = 1);专业(社会科学类 = 1, 人文类 = 2, 自然科学类 = 3, 工程类 = 4, 艺术类 = 5, 其他 = 6);学历(大学专科以下 = 1, 大学专科 = 2, 大学本科 = 3, 硕士 = 4, 博士 = 5);收入(1 = 1000 元以下, 2 = 1000–2000 元, 3 = 2000–3000 元, 4 = 3000–4000 元, 5 = 4000–6000 元, 6 = 6000–8000 元, 7 = 8000 元以上)。

研究一中风险倾向(RP)、冲动性(BIS)、计算能力(NS)与认知反思(CRT)对等量转换值的重复测量方差分析结果见表 S6。

表 S6 研究一中风险倾向(RP)、冲动性(BIS)、计算能力(NS)与认知反思(CRT)对等量转换值的重复测量方差分析结果

变异来源	$F(df_1, df_2)$	p	η_p^2
RP	$F(1, 21) = 0.60$	0.445	0.028
金额	$F(2.70, 56.66) = 9.50$	<0.001	0.311
时间	$F(1.43, 30.09) = 44.96$	<0.001	0.682
RP *金额	$F(2.70, 56.66) = 1.19$	0.32	0.054
RP *时间	$F(1.43, 30.09) = 0.39$	0.613	0.018
金额*时间	$F(5.71, 119.82) = 2.48$	0.029	0.106
RP *金额*时间	$F(5.71, 119.82) = 1.67$	0.137	0.074
BIS	$F(1, 21) = 0.11$	0.742	0.005
金额	$F(2.35, 49.36) = 24.18$	<0.001	0.535
时间	$F(1.46, 30.64) = 71.74$	<0.001	0.774
BIS*金额	$F(2.35, 49.36) = 2.17$	0.117	0.094
BIS*时间	$F(1.46, 30.64) = 0.70$	0.462	0.032
金额*时间	$F(5.83, 122.37) = 5.47$	<0.001	0.207
BIS*金额*时间	$F(5.83, 122.37) = 0.68$	0.665	0.031
NS	$F(1, 21) = 0.60$	0.445	0.028
金额	$F(2.70, 56.66) = 9.50$	<0.001	0.311
时间	$F(1.43, 30.09) = 44.96$	<0.001	0.682
NS*金额	$F(2.70, 56.66) = 1.19$	0.32	0.054
NS*时间	$F(1.43, 30.09) = 0.39$	0.613	0.018
金额*时间	$F(5.71, 119.82) = 2.48$	0.029	0.106
NS*金额*时间	$F(5.71, 119.82) = 1.67$	0.137	0.074
CRT	$F(1, 21) = 0.24$	0.629	0.011
金额	$F(2.74, 57.47) = 19.11$	<0.001	0.476
时间	$F(1.43, 30.08) = 63.11$	<0.001	0.75
CRT*金额	$F(2.74, 57.47) = 1.34$	0.271	0.06
CRT*时间	$F(1.43, 30.08) = 0.09$	0.853	0.004
金额*时间	$F(5.89, 123.74) = 4.60$	<0.001	0.18
CRT*金额*时间	$F(5.89, 123.74) = 0.56$	0.755	0.026

研究二($N = 32$): 全部被试均完成了认知能力测评, 但性别、年龄、专业、学历与收入的人口学信息缺失。因此, 我们以概率-时间的等量转换值为因变量, 金额和概率为被试内因素, RP、BIS、NS、CRT 四项指标为被试间因素, 分别进行了混合设计的重复测量方差分析。结果显示, 除 BIS 的主效应($F = 4.85, p = 0.036$)及其与金额水平的交互作用($F = 7.31, p = 0.002$)达到显著水平外, 其余指标均未显示显著效应($F_s < 2.2, p_s > 0.10$) (详见表 S7)。

进一步的简单效应分析检验了不同金额条件下低冲动组(Low BIS)与高冲动组(High BIS)在等量转换值上的差异。结果显示, 在小金额条件(20 元、50 元)下, 两组差异均不显著($p_s > 0.18$); 在中等金额条件(100 元)下, 低冲动组的等量转换值显著高于高冲动组($b = 6.30, p = 0.041$); 在金额水平为 200 元时差异达到边缘显著($b = 7.58, p = 0.056$); 而在大金额条件(500 元)下, 两组差异最为显著, 低冲动组的等量转换值显著高于高冲动组($b = 14.16, p = 0.007$)。这一结果表明, 冲动性水平对个体的等量转换值具有调节作用, 且该作用在高金额情境下更突出: 在相同概率水平下, 低冲动个体对应的等量延迟时间更长, 而高冲动个体等量延迟时间更短。

上述研究说明，个体的冲动性程度对等量转换值存在影响。

表 S7 研究二中风险倾向(RP)、冲动性(BIS)、计算能力(NS)与认知反思(CRT)对等量转换值的重复测量方差分析

变异来源	$F(df_1, df_2)$	p	η_p^2
RP	$F(1, 30) = 0.04$	0.846	0.001
金额	$F(1.61, 48.43) = 47.52$	<0.001	0.613
概率	$F(1.60, 48.08) = 28.48$	<0.001	0.487
RP *金额	$F(1.61, 48.43) = 0.49$	0.573	0.016
RP *概率	$F(1.60, 48.08) = 0.15$	0.819	0.005
金额*概率	$F(6.97, 209.19) = 3.86$	<0.001	0.114
RP *金额*概率	$F(6.97, 209.19) = 0.87$	0.532	0.028
BIS	$F(1, 30) = 4.85$	0.036	0.139
金额	$F(1.79, 53.63) = 58.14$	<0.001	0.660
概率	$F(1.58, 47.48) = 28.74$	<0.001	0.489
BIS*金额	$F(1.79, 53.63) = 7.31$	0.002	0.196
BIS*概率	$F(1.58, 47.48) = 0.42$	0.611	0.014
金额*概率	$F(7.12, 213.59) = 3.97$	<0.001	0.117
BIS*金额*概率	$F(7.12, 213.59) = 1.78$	0.092	0.056
NS	$F(1, 30) = 1.86$	0.182	0.058
金额	$F(1.60, 48.07) = 11.62$	<0.001	0.279
概率	$F(1.60, 48.06) = 9.69$	<0.001	0.244
NS*金额	$F(1.60, 48.07) = 1.14$	0.318	0.037
NS*概率	$F(1.60, 48.06) = 0.11$	0.849	0.004
金额*概率	$F(7.09, 212.67) = 3.54$	0.001	0.106
NS*金额*概率	$F(7.09, 212.67) = 1.33$	0.236	0.043
CRT	$F(1, 30) = 0.50$	0.485	0.016
金额	$F(1.59, 47.79) = 45.76$	<0.001	0.593
概率	$F(1.64, 49.24) = 23.30$	<0.001	0.437
CRT*金额	$F(1.59, 47.79) = 0.30$	0.694	0.01
CRT*概率	$F(1.64, 49.24) = 1.76$	0.188	0.055
金额*概率	$F(6.96, 208.72) = 3.29$	0.002	0.099
CRT*金额*概率	$F(6.96, 208.72) = 0.85$	0.543	0.028

意见 4: 研究一(47 试次×41 人)和研究二(48 试次×37 人)试次量合理，但也有样本量测算依据，但有效样本(研究一 31 人，研究二 32 人)略低，需讨论统计功效(如贝叶斯因子敏感性分析)。

回应：感谢审稿人指出这一不足并提供了宝贵的修改意见！本文的被试量确实存在局限性：由于实验包含连续两阶段，被试流失率高于常规实验，最终有效样本量略低。本研究在设计初期参考了 Brysbaert 和 Stevens(2018)关于多试次认知实验中样本量规划的建议：即在涉及反应时等指标的实验中，每种实验条件下的总试次数应不少于 1600 次。据此估算，研究一中所需的最小样本量约为 34 人(2 个实验*47 个正式试次)，我们共招募了 41 名被试，剔除了 10 名不符合纳入标准的被试，最终有效样本为 31 人。研究二中所需的最小样本量约为 33 人(2 个实验*48 个正式试次)，我们共招募了 37 名被试，剔除 5 名不符合纳入实验标准的

被试，最终有效样本为 32 人。

因此，根据审稿人的建议，我们补充对贝叶斯因子敏感性分析以弥补此不足：首先关于先验分布的选择，本研究在正文分析中采用了 JZS 先验分布(Cauchy, $r = 0.707$)，这一设定已在心理学及相关领域得到广泛应用(Rouder et al., 2009)，并被推荐为大多数标准效应检验中的稳健、非偏倚选项(Wagenmakers et al., 2018; van Doorn et al., 2021)。此外为检验结论对先验设定的敏感性，我们进一步进行了系统的敏感性分析，分别采用 Cauchy($r = 0.707$)、Normal(0, 0.5)和 Normal(0, 1)三类先验分布进行计算。尽管具体数值因先验设定有所差异，但结论方向完全一致，均提供了中等强度的证据支持备择假设，显示结果具有良好的稳健性。在补充材料 9 表 S10 和表 S11 中，分别汇总了研究一和研究二主要指标在不同先验下的贝叶斯因子结果。例如，在单结果任务中针对 SM 值差异的检验，三种先验下的贝叶斯因子分别为 $BF_{10} = 2.83$ 、 $BF_{10} = 2.21$ 和 $BF_{10} = 3.15$ 。

此次修改中，我们在研究结果“2.3.2 阶段二：等量转换后的风险和跨期决策比较”及“3.3.2 阶段二：等量转换后的风险和跨期决策比较”对此进行了补充讨论，并将具体分析加入到补充材料。如下：

“2.3.2 阶段二：等量转换后的风险和跨期决策比较

...由于实验包含两个阶段，被试流失率偏高，导致最终有效样本量略低于估计最小样本量。为弥补此不足，我们基于贝叶斯因子敏感性分析讨论研究的统计功效，采用 Cauchy($r = 0.707$)、Normal(0, 0.5)和 Normal(0, 1)三类先验分布，分别计算了主要行为结果指标(如决策时间、选择比例)以及关键眼动过程指标(如单个注视点平均时长、长注视点比例、决策前注视量比例和 SM 值等)的贝叶斯因子(结果详见补充材料 9 表 S10)。结果显示，不论基于何种先验分布，本研究的假设检验指标与贝叶斯因子得到的结论一致，说明本研究结果具有稳健性。”

“3.3.2 阶段二：等量转换后的风险和跨期决策比较

...参照研究一的方法，我们基于贝叶斯因子敏感性分析讨论研究的统计功效，采用 Cauchy($r = 0.707$)、Normal(0, 0.5)和 Normal(0, 1)三类先验分布，分别计算了行为结果和眼动过程指标的贝叶斯因子(结果详见补充材料 9 表 11)。结果显示，不论基于何种先验分布，本研究的假设检验指标与贝叶斯因子得到的结论一致，说明本研究结果具有稳健性。”

补充材料 9

针对研究一和研究二，采用 Cauchy($r = 0.707$)、Normal(0, 0.5)和 Normal(0, 1)三类先验分布对主要指标的贝叶斯因子(BF_{10})进行计算。结果显示，不论基于何种先验分布，两项研究所检验的指标得到的结论一致(详见表 S10、S11)，说明本文研究结果具有稳健性。具体数据结果如下：

表 S10 研究一中主要决策指标的贝叶斯因子敏感性分析

决策结果/过程	分析指标	分析类型	Cauchy ($r = 0.707$)	Normal (0, 0.5)	Normal (0, 1)
决策时间	决策时间	RC vs. IC	4.96	5.48	4.16
选择偏好	选择 LL/LH 选项的比例	RC vs. IC	>100	>100	>100
加工复杂程度	单个注视点平均时长	RC vs. IC	3.03	3.43	2.49
		RC 结果维度 vs. IC 结果维度	20.15	20.84	17.79
		RC 概率维度 vs. IC 时间维度	0.45	0.57	0.34
		RC vs. IC	2.31	2.66	1.88
加工深度	决策前注视量比例	RC vs. 0.5	>100	>100	>100
		IC vs. 0.5	>100	>100	>100
		RC vs. IC	0.33	0.41	0.23
		RC vs. 1	1.98	1.67	1.12
加工方向	SM 值	IC vs. 1	1.69	1.93	1.32
		RC vs. IC	2.58	2.95	2.1
		RC vs. 0	0.24	0.32	0.18
		IC vs. 0	0.67	0.83	0.52

注：表中数值为不同先验设定下的贝叶斯因子(BF₁₀)估计结果

表 S11 研究二中主要决策指标的贝叶斯因子敏感性分析

决策结果/过程	分析指标	分析类型	Cauchy (r = 0.707)	Normal (0, 0.5)	Normal (0, 1)
决策时间	决策时间	RC vs. IC	0.20	0.27	0.14
选择偏好	选择 LL/LH 选项的比例	RC vs. IC	11.59	12.34	9.99
加工复杂程度	单个注视点平均时长	RC vs. IC	0.22	0.3	0.16
		RC 结果维度 vs. IC 结果维度	0.37	0.48	0.28
		RC 概率维度 vs. IC 时间维度	0.80	0.98	0.62
	长注视点比例	RC vs. IC	0.20	0.27	0.15
		RC vs. 0.5	>100	>100	>100
		IC vs. 0.5	>100	>100	>100
加工深度	决策前注视量比例	RC vs. IC	10.63	11.37	9.14
		RC vs. 1	>100	>100	>100
		IC vs. 1	>100	>100	>100
加工方向	SM 值	RC vs. IC	>100	>100	>100
		RC vs. 0	>100	>100	>100
		IC vs. 0	>100	>100	>100

注：表中数值为不同先验设定下的贝叶斯因子(BF₁₀)估计结果

意见 5：在双结果任务中，竖版/横版刺激呈现可能引入空间注意偏差，需说明为何未完全随机化版式顺序。

回应：感谢审稿人对本文的细致审阅。本研究在双结果任务的设计中，充分考虑竖版与横版刺激呈现可能引发的空间注意偏差，并在实验操作中引入了被试内随机平衡机制以控制该潜在影响，已完全随机化了版式的顺序。具体而言：所有被试均需完成风险与跨期两种决策任务，两个任务均包括竖版/横版两种刺激呈现方式，两个任务和横版/竖版版式的呈现顺序，均在被试间进行了随机。

为了对此部分内容进行更清晰地说明，我们对“3.1.2 阶段二：等量转换后的风险和跨期决策比较：眼动实验”进行了修改：

“考虑到竖版与横版刺激呈现可能引发的空间注意偏差，在实验操作中引入了被试内随机平衡机制以控制该潜在影响：每个风险和跨期任务均分为两个组块，分别以横版和竖版两种方式呈现所有选项(示意图见补充材料 6 图 S3)。首先，任务的整体呈现顺序在被试间进行平衡(一半被试先进行风险任务，另一半先进行跨期任务)。其次，在每个任务中，横版与竖版版式的呈现顺序在被试间进行平衡。此外，所有试次均按照随机顺序呈现。”

意见 6：自检报告中，作者提到未剔除研究数据，但在研究二中剔除了 54 个试次(占总试次的 1.62%)。这个剔除标准需要明确(如眼动追踪错误和反应时间异常的具体定义)，并报告包含这些数据时的统计结果是否显著变化。

回应：非常感谢审稿人的宝贵建议。根据您的意见，我们在自检报告和修改稿中进一步补充并明确了数据剔除标准，该处理方式在眼动研究中被广泛应用(Ludwig et al., 2024; Uto, 2024; 黄元娜等, 2023; 刘洪志等, 2022)。具体而言：在试次层面，剔除了(1)眼动追踪失败(即设备未能捕捉到)，(2)反应时过短(<200ms)或过长(大于平均反应时 3 个标准差)的试次；在眼动轨迹分析中，剔除了由于时长低于 50 ms 或位于兴趣区以外注视点。同时增加了稳健性检验，

以确保研究结论的透明性与可靠性。**具体内容如下：**

“2.2.2 局部过程层面变量及指标

...数据分析时剔除 57 个试次(1.96%)，其中眼动追踪错误(设备未能捕捉到)试次 1 个(0.03%)，反应时过短(< 200 ms)或过长(大于平均反应时 3 个标准差)的试次 56 个(1.92%)。有效试次 2855 个。为检验结果的稳健性，我们对比了包含与不包含剔除试次的两种条件下的分析结果，二者一致，详见补充材料 7 表 S8。”

“3.2 数据分析

研究二共有 3328 个正式试次，剔除 54 个试次(占 1.62%，2 个试次眼动追踪错误，52 个试次反应时<200ms 或大于平均反应时 3 个标准差)，有效试次 3274 个。同时为检验结果的稳健性，我们对比了包含与不包含剔除试次的两种条件下的分析结果，二者一致，详见补充材料 7 表 S9。”

根据您的建议，为验证数据处理的稳健性，我们对比了包含与不包含剔除试次的两种情形下的分析结果，涵盖行为层面、局部过程层面与整体过程层面的关键指标。最终发现，在研究一和二中，所有指标的效应方向和统计显著性均保持一致。说明剔除标准的设定并未对研究结论产生影响，具体结果详见补充材料 7。

补充材料 7

为检验数据处理的稳健性，我们对比了包含与不包含剔除试次两种情形下的分析结果。结果显示，在研究一和研究二中，各指标的效应方向与显著性均一致，表明数据清理未对主要结论产生影响(详见表 S8、S9)。具体结果如下：

表 S8 剔除与未剔除数据条件下研究一的决策过程与眼动指标结果对比

决策结果/ 过程	分析指标	决策类型	M		SE		t(30)		p	
			剔除	不剔除	剔除	不剔除	剔除	不剔除	剔除	不剔除
决策时间	决策时间	RC	2.56	2.68	0.12	0.15				
		IC	2.85	2.93	0.16	0.18	-2.80	-1.99	0.01	0.06
选择偏好	选择 LL/LH 选项的比例	RC	67.68%	67.16%	3.66%	3.61%	8.97	9.08	<0.001	<0.001
		IC	28.32%	28.64%	4.46%	4.44%				
加工复杂程度	单个注视点平均时长	RC	208.64	210	5.39	5.44				
		IC	216.53	216.93	6.35	6.33	-2.56	-2.20	0.02	0.04
	长注视点比例	RC	14.67%	14.98%	1.44%	1.46%	-2.42	-2.06	0.02	0.05
		IC	16.94%	17.00%	1.75%	1.75%				
加工深度	决策前注视量比例	RC 与 0.5 单尾 t 检验	/	/	/	/	-24.53	-24.03	<0.001	<0.001
		IC 与 0.5 单尾 t 检验	/	/	/	/	-18.84	-18.87	<0.001	<0.001
	决策前注视量比例	RC	98.91%	99.29%	0.47%	0.33%	1.08	1.06	0.29	0.3
		IC	97.92%	98.67%	0.92%	0.59%				
加工方向	SM 值	RC 与 1 单尾 t 检验	/	/	/	/	-2.33	-2.17	0.01	0.02
		IC 与 1 单尾 t 检验	/	/	/	/	-2.25	-2.26	0.02	0.02
	SM 值	RC	-0.04	-0.04	0.06	0.06	-2.48	-2.48	0.02	0.02
		IC	0.19	0.19	0.11	0.11				
加工方向	SM 值	RC 与 0 单尾 t 检验	/	/	/	/	-0.69	-0.69	0.25	0.25
		IC 与 0 单尾 t 检验	/	/	/	/	1.68	1.66	0.10	0.05

表 S9 剔除与未剔除数据条件下研究二的决策过程与眼动指标结果对比

决策结果/ 过程	分析指标	决策类型	M		SE		t(31)		p	
			剔除	不剔除	剔除	不剔除	剔除	不剔除	剔除	不剔除
决策时间	决策时间	RC	4.47	4.59	0.23	0.24				
		IC	4.4	4.5	0.26	0.29	0.34	0.37	0.74	0.71
选择偏好	选择 LL/LH 选 项的比例	RC	35.81%	36.00%	4.82%	4.84%				
		IC	56.26%	56.18%	4.88%	4.88%	-3.19	-3.12	0.003	0.004
加工复杂度	单个注视点平 均时长	RC	198.84	199.25	3.55	3.52				
		IC	200.6	200.84	4.08	4.13	-0.61	-0.54	0.54	0.60
加工深度	长注视点比例	RC	10.72%	10.83%	0.83%	0.81%				
		IC	11.01%	11.06%	1.03%	1.04%	-0.40	-0.30	0.69	0.77
		RC 与 0.5 单尾 t 检验	/	/	/	/	-47.58	-48.35	<0.001	<0.001
		IC 与 0.5 单尾 t 检验	/	/	/	/	-37.79	-37.45	<0.001	<0.001
加工深度	决策前注视量 比例	RC	88.17%	88.48%	1.39%	1.35%				
		IC	84.20%	84.23%	1.52%	1.52%	3.15	3.41	0.004	0.002
		RC 与 1 单尾 t 检验	/	/	/	/	-8.53	-8.53	<0.001	<0.001
		IC 与 1 单尾 t 检验	/	/	/	/	-10.41	-10.38	<0.001	<0.001
加工方向	SM 值	RC	3.72	3.77	0.17	0.17				
		IC	3.07	3.08	0.18	0.19	0.55	4.4	<0.001	<0.001
		RC 与 0 单尾 t 检验	/	/	/	/	18.39	22.23	<0.001	<0.001
		IC 与 0 单尾 t 检验	/	/	/	/	16.69	16.46	<0.001	<0.001

意见 7: 读起来, 似乎研究一(RC 风险寻求 vs. IC 短视)与研究二(RC 风险规避 vs. IC 耐心)结果矛盾? 如果是, 请进行深入讨论和解释。

回应: 感谢审稿人提出以上重要问题。本文两个研究的行为结果并不矛盾, RC 和 IC 部分的结果可分别由模糊痕迹理论(Fuzzy-Trace Theory)和代币效应(token effect)进行解释。

为简化任务难度, 本文设计的双结果任务参考了 Read 等人(2012)关于跨期决策中代币效应(token effect)的研究, 即在单结果的选项上(A. 10 个月后获得 500 元; B. 1 个月后获得 100 元)增加了一个共同较小的 SS 选项结果, 形成双结果选项(A. 10 个月后获得 500 元, 0.4 个月后获得 50 元; B. 0.4 个月后获得 50 元, 1 个月后获得 100 元)。由于本研究设计的核心思想是等价 IC 与 RC 任务, 因此 RC 的双结果任务选项也基于此相同规则生成。我们将分别对 RC 和 IC 在研究一和二之间行为结果的转变进行分析和解释。

对 RC 的分析: 本研究结果与近期风险决策领域单双结果比较一致, 当风险选项由单结果到双结果时, 选择偏好由更风险寻求转变为更风险规避。一项基于 CloudResearch 样本

($N = 906$)与大学生样本($N = 521$)的实证研究发现(DeKay & Dou, 2024): 在收益框架下, 单结果条件下风险选项的选择率较高(CloudResearch 样本/学生样本: 27.4%/41.8%), 但在双结果条件显著下降(CloudResearch 样本/学生样本: 18.5%/25.3%)。这一与模糊痕迹理论(Fuzzy-Trace Theory, FTT)的核心预测一致: 在单结果条件下, 与风险选项的零结果相比, “全得 vs. 全不得”的对比突出, 从而强化了风险偏好; 而在双结果条件下, 零结果的参照效应被稀释或消解, 风险偏好随之下降(Reyna et al., 2023)。

对 IC 的分析: 本文所设计的双结果任务参考了 Read 和 Scholten(2012)关于跨期决策中代币效应(token effect)的研究, 他们发现即在单结果的跨期决策的 SS 和 LL 选项中增加一个共同的早期收益(token)后, 会显著提高人们对 LL 选项的选择比例。研究者以延迟调整(delay adjustment)来解释代币效应: 当在跨期选项中加入共同 token, 决策者会将其整合为总收益与金额加权后的“平均延迟”。由于 token 金额较小, 其在延迟计算中权重较低, 但可以显著拉低 LL 的整体心理延迟(如从 1 年缩短至远少于 1 年), 而对原本延迟较短的 SS 选项影响较微弱。因此, token 使 LL 选项的等待时间感知成本大幅降低, 从而增强了人们对 LL 选项的偏好。本文的发现与 Read 和 Scholten(2012)的模型预测一致。

根据审稿人的建议, 在此次修改稿中, 我们在研究一“2.4 讨论与小结”和讨论部分“4.2 风险决策和跨期决策过程的特异性”对此内容进行了补充讨论和解释。内容如下:

2.4 讨论与小结

“...此外, 研究一使用了单结果决策任务。从对加工方向和眼动轨迹的分析来看, 由于单结果决策的任务情境相对简单, 被试整体眼跳次数较少, 难以呈现稳定的注视模式。且已有研究表明, 当决策由单结果转向双结果时, 选择偏好可能随之发生变化。例如, 近期一项风险决策研究显示, 与模糊痕迹理论(FTT)预测一致, 单结果情境中风险选项与“零结果”形成鲜明的“全得/全不得”对比, 从而更易引发风险寻求; 而在双结果情境中, 该零结果参照被削弱, 对比分化减弱, 选择则更趋于风险规避(DeKay & Dou, 2024)。类似地, 跨期决策中的代币效应揭示, 在单结果情境下个体更偏好 SS 选项, 而在双结果情境中为两类选项加入共同的早期收益后, 该共同成分会削弱对延迟差异的主观感知, 从而提升 LL 选项的选择概率(Read & Scholten, 2012)。因此, 有必要在更复杂、包含双结果的任务中进一步比较不同决策情境下的行为与加工差异, 从而检验当任务难度与信息结构发生变化时, 个体决策机制的转变规律。”

4.2 风险决策和跨期决策过程的特异性

“...在单结果任务中, 被试在风险决策中更风险寻求, 偏好高风险大结果选项; 在跨期决策中则更冲动短视, 偏好近期小结果选项; 与之相反, 在双结果任务中, 被试在风险决策中更风险规避, 但在跨期决策中表现出耐心远视。这与前人的研究结论一致。模糊痕迹理论(Fuzzy-Trace Theory)指出, 在风险决策中, 当风险选项由单结果过渡为双结果时, 风险选项零结果的参考效应降低, 导致双结果任务中风险寻求偏好降低, 因而相对于单结果任务, 其风险规避程度更高(DeKay & Dou, 2024; Reyna et al., 2023)。而 Read 和 Scholten(2012)所提出的代币效应(token effect)发现, 当在跨期决策的选项中引入一个共同的早期收益(token)时, 决策者会通过延迟调整(delay adjustment)机制, 降低对 LL 选项的心理等待时间感知, 从而增强对其的选择偏好, 因而双结果任务比单结果任务表现出更耐心远视。同时, 以上单双结果任务的行为差异似乎也可以统一由冲动性(impulsivity)程度解释: ...”

意见 8: SM 值在双结果任务中均 >0 (基于选项占优), 似乎与假设(H3d)不符, 可能需讨论任务复杂度对加工策略的影响。此外, 作者提到眼动轨迹支持基于维度的加工规则, 其他指标(如注视转换频率、首次注视位置)是否能够支持或佐证?

回应: 感谢审稿人宝贵的建议。正如审稿人所言, “基于选项加工”与“基于维度加工”的策略

可能受到具体任务情境的调节。例如,已有研究的确表明,加工策略的选择具有适应性(Payne et al., 1993),个体可能根据任务复杂度、认知资源限制等因素灵活调整策略使用。例如,在加工负荷较高或信息结构更复杂的任务中,个体可能更倾向于依赖关键维度进行启发式加工,以降低认知负荷。**基于此,我们在讨论部分“4.5 研究不足及展望”对此进行了分析和讨论,如下:**

“同时,部分指标结果与以往研究不完全一致。如,本文两个研究中的 SM 指标未能直接证实基于维度加工的眼动过程。SM 值反映了个体在决策过程中是否倾向于基于选项或维度进行信息搜寻(Böckenholt & Hynan, 1994),但由于信息搜索过程受任务复杂性、认知负荷和个体偏好的影响,其在决策规则上的指示作用有限(Zhang et al., 2022)。此外,尽管本文在特征分析中将“基于选项加工”与“基于维度加工”进行对比比较,但在实际决策过程中,个体可能根据任务复杂度、认知资源限制等因素灵活调整策略,在“基于维度”与“基于选项”加工策略之间的动态转换。因此,未来可综合 SM 和其他指标来共同检验基于选项/基于维度规则,并揭示在不同任务情境下的适用性与动态转换机制。”

根据您的建议,对其他相关指标进行了进一步分析。我们引入了可反映注视转换频率的**注视位置分布指标**(Fixation Position Distribution; Su et al., 2013),以检验被试究竟倾向于基于维度还是基于选项进行决策。该指标通过比较四类关键兴趣区(大概率/时间、小概率/时间、大收益、小收益)的注视比例,来推断信息加工方式。若注视分布均匀,意味着被试更可能采用加权整合过程(即所有信息均被考虑);相反,若某些维度(如大概率信息)显著占优,则更可能体现启发式加工(依赖关键线索)。**我们在正文 2.3.2 阶段二:等量转换后的风险和跨期决策比较进行了补充说明,并将具体结果分析结果放到补充材料 8。**

“...对注视转换的频率与模式(Fixation Position Distribution; Su et al., 2013)的补充分析得到了类似结果,详见补充材料 8。”

此外,在讨论“4.1 风险决策与跨期决策的共同机制”对此结果进行了补充讨论,修改后的内容如下:

“其次,研究一的贝叶斯模型拟合、加工方向、眼动轨迹及注视位置分布分析的结果一致说明,在单结果任务中,风险和跨期决策的过程中均具有基于维度加工特征。在双结果任务中,跨期决策的过程(眼动轨迹、注视位置分布)依然表现出了基于维度加工的特征。”

补充材料 8

为检验被试在研究一与研究二中倾向于基于维度还是基于选项进行决策,我们引入了注视位置分布指标(Fixation Position Distribution; Su et al., 2013),以反映注视转换的频率与模式。该指标通过比较四类关键兴趣区(大概率/时间、小概率/时间、大收益、小收益)的注视比例,推断信息加工方式:若注视分布较为均匀,表明被试可能采用加权整合策略;反之,若特定维度(如大概率信息)占优,则更可能反映启发式加工。我们计算每位被试在风险与跨期任务中四类兴趣区的注视比例,并进行了重复测量方差分析以检验差异。结果如下:

在**研究一**中,2(任务:风险 vs. 跨期)×4(兴趣区)的重复测量方差分析显示,任务和兴趣区具有交互作用, $F(1.88, 56.52) = 9.79, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.25$ 。简单效应分析表明,在风险任务(RC)下,四类要素的注视比例差异显著, $F(3, 30) = 18.02, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.64$;在跨期任务(IC)下,该差异也显著, $F(3, 30) = 3.20, p = 0.038, \eta_p^2 = 0.24$ 。事后比较进一步揭示:在风险任务中,概率信息获得的注视比例显著高于金额信息。且被试对大概率信息的注视比例显著高于小概率及大小收益(均 $ps < .001$),而大小收益之间差异不显著($p = .081$)。相比之下,在跨期任务中,总体上时间信息较金额信息获得更多注视(部分比较 $ps < .05$),但较远时间与较近时间、大小收益之间差异均不显著($ps > .05$)。

在**研究二**中,2(任务)×4(兴趣区)的重复测量方差分析结果同样显示,任务和兴趣区交互作用显著, $F(2.31, 71.60) = 32.75, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.30$ 。进一步的简单效应分析发现,在风

险任务中不同兴趣区注视比例存在显著差异, $F(2.29, 70.97) = 92.18, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.75$; 在跨期任务中差异亦显著, $F(2.09, 64.70) = 8.44, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.21$ 。事后比较结果显示: 在风险任务中, 整体而言, 风险任务中的注视分布主要集中在小概率和小金额要素上。大概率信息的注视比例显著低于小概率($p < .001$)和小金额($p < .001$), 但与大金额差异不显著($p = .091$), 同时, 大金额的注视比例显著低于小概率与小金额(均 $ps < .001$)。在跨期任务中, 时间信息的注视比例更高, 而较远时间信息的注视比例显著高于大金额($p = 0.001$)和小时间($p = 0.005$), 但与小金额无显著差异($p = 0.835$); 同时, 大金额的注视比例显著低于小金额($p = 0.001$)。

以上结果可在一定程度上支持基于维度的加工规则。

意见 9: 贝叶斯分析部分, 报告先验分布敏感性分析的完整结果(如 JZS vs. 正态分布 BF 范围), 而非仅结论。

回应: 感谢审稿人的宝贵建议。我们补充了先验分布敏感性检验的完整结果, 并在正文的研究结果和补充材料 9 中补充了具体的内容。具体修改请参考对您的审稿意见 4 的回复。

意见 10: 双结果任务中 IC 更显“耐心”与经典延迟折扣文献不一致, 建议结合任务设计(如双结果增加认知负荷)解释。

回应: 感谢审稿人细致地审阅。正如在对您的意见 7 回复, 本文所揭示的双结果任务参考了 Read 和 Scholten(2012)的研究, 且主要发现与之类似: 即根据跨期决策的代币效应(token effect), 即在单结果的跨期决策的 SS 和 LL 选项中增加一个共同的早期收益(token)后, 会显著提高人们对 LL 选项的选择比例。在修改稿中, 我们已在讨论“4.2 风险决策和跨期决策过程的特异性”部分对此进行了补充讨论, 具体内容请参考对您意见 7 的回复。

次要意见 1: “非补偿性”vs.“非补偿规则”全文有些地方混用, 请统一。

回应: 感谢审稿人的细致审阅。在修改稿中, 已将术语统一为: “非补偿性规则”。

.....
审稿人 2 意见:

本文通过创新的“概率与时间等量转换范式”, 结合眼动追踪和分层贝叶斯建模, 系统比较了风险决策与跨期决策的行为特征与认知过程。研究设计较为合理, 方法具有原创性(如自适应设计优化范式), 数据多元(行为、眼动、模型拟合), 结论对决策理论的整合有重要启示。然而, 还存在以下需要进一步完善的部分:

意见 1: 研究亮点部分, 本文并非首篇比较二决策的文章。相比已有研究, 作者所提的理论贡献并不明确。

回应: 感谢审稿人对本文的细致审阅, 并提出诸多宝贵的意见帮助我们提升论文的质量。

的确, 本文并非首篇对风险和跨期决策进行比较的文章。风险和跨期决策比较是本领域一个重要问题, 与以往研究相比, 本研究的贡献主要体现在以下几方面: (1) 首次通过自适应设计优化(ADO)的新范式, 基于个体水平, 对风险决策中的概率与跨期决策中时间进行等量转换, 为风险和跨期决策的比较提供个性化参数, 实现两类决策的参数颗粒度对齐; (2) 基于对齐后的个性化实验参数, 从行为、过程特征与机制及认知模型等层面, 综合地对两类决策进行系统地比较, 从决策的基本规则(补偿/非补偿性规则, 基于选项/基于维度规则)来检验两类决策的相似性和特异性。

因此, 在修改稿中增加了一条本研究的理论贡献, 即: 有利于基于参数颗粒度对齐的

决策理论整合与边界厘定，克服了传统研究因参数异质性导致的结果偏差，为两类决策机制的深入对比奠定了更严谨的量化基础。**对讨论“4.4 研究贡献”进行如下修改：**

“本研究采用等量转换范式，综合比较了两类决策在行为、过程特征与机制及认知模型层面的异同。

本文的理论贡献在于，首先，基于参数颗粒度对齐的原则，对决策理论进行整合与边界厘定。本研究通过等量转换范式实现了风险与跨期决策参数颗粒度的对齐，以更高精度的、尺度统一的方式对二者进行认知过程比较，克服了传统研究因参数异质性导致的结果偏差，为两类决策机制的对比奠定了更严谨的量化基础。一方面，通过揭示风险和跨期决策具有共同的核心过程机制，为建立风险和跨期决策的共同理论框架进行了有益尝试，有助于整合决策基本属性，简化决策概念和模型；另一方面，基于参数对齐的系统比较，揭示了两类决策在行为、过程特征和机制的特异性，有助于明确共适理论的边界，提升决策模型的预测精度。综合已有研究和本文发现，未来研究可考虑非折扣模型建立二者共同理论框架。

其次，以上发现为人工智能(AI)领域提出的“减算力、减能耗”发展战略提供了重要的理论支撑。通过构建共同理论框架，实现了对不同决策任务的降维处理，即将原本要分两个维度(即风险和时间)进行的计算，简化为一个更底层的统一维度，可避免基于任务专属模型训练造成的能源浪费，并提升计算效率。

此外，本研究对风险和跨期决策的眼动过程进行了从局部到整体特征的多层次深入剖析，也为基于视觉模型的人工智能发展提供了重要思路。眼动追踪是多模态系统中视觉模态的核心，能够实时捕捉视觉信息并推断认知加工方式(Smith & Peters, 2022; Han et al., 2023; Hsiao, 2024; Ting & Gluth, 2024)。本研究为 AI 领域提供了基于人类视觉认知理解风险和跨期决策的创新思路，有助于推动空间智能和 AI 视觉模型进步。...”

意见 2：(第 1 点) 引言部分，对已有研究忽略概率与时间可能存在等量转换关系可能存在何种影响？建议作者做出说明。

回应：感谢审稿人宝贵的意见。对于您提出的第一个问题，已有研究忽略概率与时间可能存在等量转换关系存在以下影响：(1) 概率和时间参数是风险和跨期决策的核心属性之一，其取值直接影响各决策的结果和过程，如果在两者对比的研究中，所设定的时间和概率参数不等量，无法排除实验结果中由参数效应带来的偏差；(2) 参数的个体差异也可能对结果的影响。风险与时间偏好均有较强的个体异质性，受性别、年龄、教育程度、认知能力、人格等多种个体差异因素的影响(Shamosh & Gray, 2008; Reimers et al., 2009; Benjamin et al., 2010; Matousek et al., 2022)，且这些个体差异因素对两类决策的影响各异。因而，如存在概率和延迟的无差异点，不同个体间其取值亦可能存在相较单类决策中更大的异质性，从而放大了两类决策比较中研究结果的离散程度。

根据您的意见，为了加强上下文联系，并对此问题进行更清晰的说明，我们对此段内容进行了修改，在段首指明“已有研究在范式的缺陷体现在忽略概率与时间可能存在等量转换关系”，并对原稿所指出的参数效应以及个体差异两个方面进行了补充说明，加强上下文衔接，并增加了研究实例。。

修改后的“1.3 风险与跨期决策的比较任务范式”如下：

“以往对风险和跨期决策的比较研究已经取得一些有意义结果，但这些研究在任务范式上存在着本质缺陷，忽略了来自不同决策任务参数和个体差异可能带来的系统误差。

一方面，这些研究范式忽略了风险决策中的概率和跨期决策中的时间信息是否具有等价的心理涵义与作用。这些研究通常使用两套固定不变的参数分别设定风险和跨期决策中的各选项的概率和时间维度取值，两任务中的结果维度参数则保持一致，随后直接进行两类决策的比较(Green & Myerson, 2004, 2013; Mok et al., 2020; Anderson et al., 2023)。如，Mok 等人

(2020)在比较延迟折扣与概率折扣时,对所有被试采用了7个固定延迟水平(1周至10年)和6个固定概率水平(5%–90%)。但概率和时间信息是风险和跨期决策的核心属性之一,其取值直接影响各决策的结果和过程。若在跨决策比较中两者的心理含义并非等价,可能使得研究结果受到参数效应的干扰,从而引入系统性误差。因此,在研究设计中应排除参数效应所带来的潜在混淆(Białaszek et al., 2019; Johnson et al., 2020)。...可见,风险决策的概率与跨期决策的时间应存在等量转换点,而识别等量转换关系为两类决策机制的对比奠定了更严谨的量化基础。”

“另一方面,这些研究常对不同个体使用一套统一的实验刺激参数,忽略了个体差异可能对选择结果的影响。但风险与时间偏好均有较强的个体异质性,受性别、年龄、教育程度、认知能力、人格等多种个体差异因素的影响(Meissner et al., 2023; Trinh, 2025)。这些因素中,部分对风险和跨期决策有一致作用:如 Meissner 等人(2023)基于八个欧洲国家约 1.26 万人的数据发现:男性相较女性表现出更低的风险规避和更高的耐心,认知能力(如: Cognitive Reflection Test, CRT)更高者同样表现出更低的风险规避和更高的耐心。大五人格维度中,开放性(openness)较高的个体表现出更低的风险规避且更有耐心(Trinh, 2025)。但更多研究报告同一个体差异因素对两类决策的影响各异:如, Meissner 等人(2023)发现:随着年龄增长,个体表现出更高的风险规避与更高的耐心;受教育程度越高可增加耐心但不改变风险偏好,而收入水平提高会导致较低的风险规避但不影响折扣率。Trinh(2025)发现大五人格维度中,情绪稳定性(emotional stability)和宜人性(agreeableness)较高的个体分别具有更低/更高的风险规避,但其时间偏好无显著变化;尽责性(conscientiousness)较高者则倾向于更高的风险规避,并表现出更低的耐心。”

意见 2: (第 2 点) 其次,文章仅通过简单罗列大量的实证研究来对比两类决策的相似性和特异性。但似乎并没有提炼出具体待验证的相似性和特异性。

回应:感谢您的宝贵意见。在此次修改中,我们进行了两个层次的修改。

首先,在“1.1.2 两类决策对比”部分,我们从框架和逻辑上,将对相似性和特异性进行了提炼。其中,相似性概括为两个层面:“风险决策中的概率维度和跨期决策中的时间维度具有等价性”和“风险和跨期决策中存在相似的行为偏差”。特异性也概括为三个层面:“两类决策在不同决策过程阶段存在差异”、“影响两类决策过程的心理机制因素存在差异”和“影响两类决策的其他因素也可能存在特异性”。**具体修改如下:**

“风险和跨期决策的相似性已经引发了学界的探索,并揭示二者在认知过程上的重要关联。相似性检验包括概率与时间维度功能等价性及其反映的共享心理机制(Johnson et al., 2020),以及二者相似的行为效应与偏差(Jiang & Dai, 2021; 周蕾 等, 2019);特异性检验则涵盖了对独立过程驱动机制(Fidanoski et al., 2023)、决策阶段分离假说及特异影响因素的甄别等(He et al., 2022; He et al., 2023)。”

其次,我们在“1.4 研究目的与假设”中,在各假设提出的逻辑推导中补充了各假设具体检验的相似性和特异性。具体修改如下:

“本研究的首要目的是系统探究风险与跨期决策在决策行为和过程上的相似与特异性,并检验二者更符合何类决策规则的模型假设。为全面探讨决策过程随任务情境变化的规律,我们设计了两个子研究,分别基于单结果决策(研究一)与双结果决策(研究二)任务。两个子研究中,我们均设计了包含两个阶段的任务范式:阶段一基于个体层面测量个性化的概率与时间等量转换点,阶段二将基于阶段一生成的个性化参数,为每位被试设计一套结果与概率/时间参数等量的风险与跨期决策任务。

其中,阶段一采用自适应设计优化(Adaptive Design Optimization, ADO)的新范式,基于个体层面测量被试在不同结果参数条件下,对风险决策中的概率与跨期决策中时间的等量转

换值，以为阶段二提供个性化参数。基于以往研究提出的“风险决策中的概率维度和跨期决策中的时间维度具有等价性”这一思想，近期研究提出的个体在风险与跨期决策中存在“概率-延迟无差异点”(PID) (Mok et al., 2020; Anderson et al., 2023)，即两类选项在主观价值上可等量转换，本研究提出假设 1:

H₁: 风险决策的概率与跨期决策的时间存在等量转换点。

在阶段二，基于阶段一生成的个性化参数，为每位被试设计一套结果与概率/时间参数均等量的风险与跨期决策任务，比较其在两类任务中的决策行为和眼动追踪数据，检验其是否符合补偿性/非补偿性、基于选项/基于维度关键规则的过程特征，揭示两类决策过程的相似与特异性及适配的理论模型。基于以往研究发现“两类决策在不同决策过程阶段存在差异”且“影响两类决策过程的心理机制因素存在差异”这一特异性结果，因此，本文以两类决策在行为、过程，以及结果预测的过程机制层面均具有相似性为零假设。拒绝零假设表示两类决策在某特征上表现出特异性，接受零假设表示所检验的特征在两类决策中表现出相似性。基于此，本文提出假设 2、3:

H₂: 基于等量转换后的风险和跨期决策具有相似的行为和过程特征。

H₃: 两类决策中能够预测行为结果的过程特征一致。

为检验二者更符合何类决策规则的模型，我们亦以两类决策均遵循非折扣模型规则为零假设。鉴于新近的模型多基于非折扣框架构建(Scholten & Read, 2010; Dai & Busemeyer, 2014)，同时亦已有大量过程证据支持非折扣模型的适用性(Su et al., 2013; 黄元娜 等, 2023; 周蕾 等, 2019)，基于此，本文提出假设 4:

H₄: 两类决策过程更遵循非补偿性/基于维度规则加工。

针对各具体操作指标，本文提出的具体假设详见补充材料 1 表 S2。”

意见 2: (第 3 点) 第三，后续研究一和二分别设置了单结果和双结果，但引言部分并未对此铺垫。

回应: 对于引言部分未对研究一和研究二的逻辑进行铺垫，我们在引言“**1.1.2 两类决策对比**”和“**1.2 风险与跨期决策的过程研究**”的结尾补充了一段内容，对从单结果到双结果研究的逻辑进行了铺垫。具体如下:

1.1.2 两类决策对比

“...值得注意的是，现有两类决策的比较研究大多基于单结果情境(例如“50%获得 100 元”或“50 天后获得 100 元”)。然而，现实中的决策可能涉及多个结果(例如，“50%概率获得 100 元，50%概率获得 50 元”或“立刻获得 50 元，50 天后获得 100 元”)。已有少数研究报告，人们在风险和跨期决策的单结果和双结果任务中存在差异。例如，在风险决策中通过增加“零结果”，将单结果任务转为双结果任务，会削弱“零结果”带来的参照对比，从而降低风险选项吸引力并使个体更趋向风险规避(Reyna et al., 2023; DeKay & Dou, 2024)。在跨期决策中，通过引入共同的早期收益(token)，相较单结果任务，双结果任务中个体的耐心程度提升，更偏好对长远选项(Read & Scholten, 2012)。但目前极少有研究基于多结果情境来系统比较风险和跨期决策，阻碍了相关理论系统和完善的发展。”

1.2 风险与跨期决策的过程研究

“...上述研究中多采用单结果的决策情境。然而，单结果的决策眼动研究任务结构相对简单，可能导致眼动数据稀疏或信噪比不足(Orquin et al., 2016; Orquin & Holmqvist, 2018; Stewart et al., 2016)，难以有效揭示决策的过程机制。与之相比，多结果的决策任务相对更复杂，能够诱发更丰富的眼动过程(Jenke et al., 2021; Ludwig et al., 2024; Orquin et al., 2021; Zhang et al., 2024)，可以弥补上述局限，也有助于揭示从简单的单结果到复杂的多结果任务转换过程中，决策行为与认知加工的变化规律。”

意见 3: 研究假设的提出, 缺乏前述铺垫, 如基于等量转换后为何具有相似的行为和过程特征? 引言部分反复强调特异性, 但研究假设部分仅聚焦相似性? 单结果和双结果条件下会存在怎样的结果? 等等。

回应: 感谢审稿人指出文章这一重要不足之处, 帮助我们更好地梳理了研究的逻辑。为系统梳理各研究假设之间的逻辑关系, 本次修改中, 我们重新撰写了“1.4 研究目的与假设”部分, 根据 4 个研究假设提出的逻辑推理, 补充了零假设的含义, 将各个假设分别的推理进行了详细说明, 并调整了假设的顺序。

首先, 在修改中我们阐述了基于研究目的“系统探究风险与跨期决策在决策行为和过程上的相似与特异性, 并检验二者更符合何类决策规则的模型假设”, 我们设计包含两个阶段的任务范式: “阶段一基于个体层面测量个性化的概率与时间等量转换点, 阶段二将基于阶段一生成的个性化参数, 为每位被试设计一套结果与概率/时间参数等量的风险与跨期决策任务。”

其中, 针对研究范式的阶段一提出了假设“ H_1 : 风险决策的概率与跨期决策的时间存在等量转换点。”该假设主要基于引言“1.3 风险与跨期决策的比较任务范式”部分进行推理。已有研究通常基于统一固定的数值来分别设定风险和跨期决策中的概率和时间参数, 随后直接进行二者的比较(Green & Myerson, 2004, 2013; Mok et al., 2020; Anderson et al., 2023), 但忽略了其中的概率和时间信息是否具有等价的心理涵义与作用, 无法排除参数效应导致的潜在偏差。基于近期研究提出的: “个体在风险和跨期决策中可能存在‘概率’和‘延迟’的无差异点(probability indifference delay, PID) (Mok et al., 2020; Anderson et al., 2023), 即个体面对特定风险和跨期选项时, 认为二者主观价值相等。”我们推测: 风险决策的概率与跨期决策的时间存在等量转换点。因此, 我们认为进行等量转换有利于参数颗粒度对齐, 可为两类决策机制的深入对比奠定更严谨的量化基础。除“1.4 研究目的与假设”部分外, 我们在“1.3 风险与跨期决策的比较任务范式”段尾进行了补充总结, 修改后的内容如下:

“...最近已有学者提出, 个体在风险和跨期决策中可能存在“概率和延迟的无差异点”(probability indifference delay, PID) (Mok et al., 2020; Anderson et al., 2023), 即个体面对特定风险和跨期选项时, 认为二者主观价值相等。基于这一思路, 少数研究采用经典的滴定(titration)实验范式, 尝试测量 PID 后再比较两类决策(Weber & Huettel, 2008; Peters & Büchel, 2009), 或基于两类决策中对应的行为效应, 设计匹配的实验范式, 在特殊参数条件下对两类决策进行比较(周蕾 等, 2019)。可见, 风险决策的概率与跨期决策的时间应存在等量转换点, 而识别等量转换关系为两类决策机制的对比奠定了更严谨的量化基础。”

假设 H_2 、 H_3 、 H_4 基于研究范式的阶段二提出。其中, 假设 2、3 以两类决策在行为、过程、以及结果预测的过程机制层面均具有相似性为零假设。拒绝零假设表示两类决策在某特征上表现出特异性, 接受零假设表示所检验的特征在两类决策中表现出相似性。 H_2 和 H_3 主要根据“1.1 风险与跨期决策的关系”以及“1.2 风险和跨期决策的过程研究”的内容进行推理。如前所述, 我们并未倾向于验证两类决策的相似性, 而是想系统地检验二者到底哪些特征具有相似性, 哪些特征具有特异性, 且这些特征背后的内涵是什么。基于本文零假设, 我们推论得出两类决策在行为、过程、以及结果预测的过程机制层面均具有相似性, 并相应提出了 H_2 和 H_3 。

假设 4 的目的是进一步检验二者更符合何类决策规则的模型, 因此, 我们亦以两类决策均遵循非折扣模型规则为零假设。现假设 4 为: “ H_4 : 两类决策过程更遵循非补偿性/基于维度的规则。”提出该假设基于两点原因: 其一, “风险和跨期决策的多数理论模型都可以根据以上规则来归类, 且二者均遵循从折扣模型到非折扣模型的理论发展路径(Zhou et al., 2018)。经典折扣模型遵循补偿性和基于选项规则, 非折扣模型则遵循非补偿性和基于维度

规则”。其二：新近的模型多基于非折扣框架构建(Chen et al., 2024; He et al., 2023; Scholten, 2025; Scholten et al., 2024; Zilker & Pachur, 2023),亦有大量过程证据支持非折扣模型的适用性(Su et al., 2013; 黄元娜等, 2023; 周蕾等, 2019), 因此我们提出了 H₄。

本次修改中, 修改后“1.4 研究目的与假设”内容参考对您意见 3 的回复。

对于您提出的最后一个问题“单结果和双结果条件下会存在怎样的结果?”, 本研究所依据的四个基本理论假设在单结果和双结果任务中是一致的, 并未因任务不同而分别设立假设。

意见 4: 引言 1.2 部分强调“可结合独立的过程追踪数据与认知模型参数来解释决策行为与过程”, 却未能说明为什么要选择启发式(ITCH)模型, 而不是更为成熟的通用模型(如漂移扩散模型, DDM)来作为非折扣模型的代表, 更未解释其与眼动过程的关联逻辑。并且, Ericson 等(2015)的研究仅针对跨期决策, 并未涉及到风险决策。

回应: 感谢审稿人深刻的见解, 这对我们进一步完善论文具有重要帮助。

首先, 在本次修改中, 我们在正文“2.2.1 行为层面变量及指标”处对选择启发式(ITCH)模型的依据进行了如下说明:

“我们选择了跨期决策启发式模型(intertemporal choice heuristics model, ITCH, 以下简称 ITCH 启发式模型) (Ericson et al., 2015)作为两类决策的通用非折扣模型代表。该模型基于参照点比较(Kahneman & Tversky, 1979)、绝对与相对评估、维度独立性及线性加权聚合等规则构建, 这些规则在跨期和风险决策均适用(Ericson et al., 2015)。已有研究有效运用 ITCH 模型同时拟合风险和跨期决策(周蕾 等, 2019)。”

其次, 诚如审稿人所言, DDM 模型的确是风险和跨期决策领域很成熟且通用的模型。但本研究之所以并未选择 DDM 模型进行拟合, 主要基于以下考量: (1) DDM 模型主要是对反应时进行建模(Krajbich & Rangel, 2011), 而本研究选择的折扣和非折扣模型都是对行为结果进行建模, 因此如果使用 DDM 模型可能无法以统一尺度来对比结果。(2) DDM 模型是个综合性的模型框架, 模型的变式较多, 而同时适用于风险和跨期决策的最优模型可能存在差异, 因此无法检验差异来源于最优 DDM 模型, 还是两类决策本身。例如, 近期有一项研究揭示了风险决策的概率模糊性与跨期决策的时间模糊性对决策行为的交互影响, 并在 DDM 模型的框架下, 比较不同计算模型(属性分离模型与整合价值模型)在风险与跨期决策领域中的适用性(Guo et al., 2025)。该研究发现, 在 DDM 模型框架下, 风险和跨期决策的最优模型是不同的, 属性分离模型最能解释时间模糊厌恶, 而整合价值模型则更适用于解释概率模糊厌恶。

为了更好地对此部分内容进行解释, 我们对“1.1.1 理论发展”部分进行如下修改:

“...亦有一些非补偿性/维度的模型被用来同时解释这两类决策, 如漂移扩散模型(drift diffusion model, DDM; Krajbich & Rangel, 2011)、齐当别抉择模型(equate-to-differentiate model; S. Li, 2004; Rao & Li, 2011)或跨期决策启发式模型(intertemporal choice heuristics model, ITCH 模型) (Ericson et al., 2015; 周蕾 等, 2019)。例如, Guo 等人(2025)在 DDM 模型框架下考察了概率模糊性与时间模糊性对决策的交互影响, 并比较了属性分离模型与整合价值模型在风险与跨期决策中的适用性。研究发现, 纳入模糊性偏好的 DDM 模型表现更优, 但风险与跨期决策分别更适配整合价值模型和属性分离模型。”

意见 5: 引言 1.3 部分强调以往的研究忽视了个体差异对结果的影响....., 因此有必要考虑等量转换关系和个体差异的共同作用。然而, 本研究并未考察个体差异, 仅是控制了个体差异。

回应: 感谢审稿人的宝贵建议。本研究中收集了多个个体差异变量的数据, 在此次修改中,

进行了补充分析。具体地，在被试完成实验任务后，除了人口学信息外，本研究还收集了四类与风险和跨期决策关系密切的个体差异问卷，包括风险倾向量表(Risk Propensity Scale; Meertens & Lion, 2008)和 Barratt 冲动性量表中文版(Barratt Impulsiveness Scale, BIS-11; Patton et al., 1995; 周亮 等, 2006)、计算力量表(Numeracy Scale; Peters et al., 2007)和认知反思测验(Cognitive Reflection Test; Frederick, 2005)。

补充分析发现，研究 1 中，四类问卷均未显著影响等量转换值，而性别可影响等量转换值，即在相同延迟条件下，女性的等量转换概率水平显著高于男性；研究 2 中，冲动性量表所测得的冲动性程度对等量转换值存在显著影响，即在相同概率水平下，低冲动个体相对于高冲动个体的等量延迟时间显著更长。

此次修改中，我们在正文和补充材料中增加了上述结果，并在研究涉及讨论的“4.5 研究不足与展望”对此部分内容进行了补充说明。如下：

“2.1.2 阶段二：等量转换后的风险和跨期决策比较：眼动实验

...

实验材料和流程

...实验结束后，被试将完成包括人口统计学信息的简短问卷，并填写了四个分别与风险和跨期决策关系密切的人格和能力问卷：风险倾向量表(Risk Propensity Scale; Meertens & Lion, 2008)、Barratt 冲动性量表中文版(Barratt Impulsiveness Scale, BIS-11; Patton et al., 1995; 周亮 等, 2006)、计算力量表(Numeracy Scale; Peters et al., 2007)和认知反思测验(Cognitive Reflection Test; Frederick, 2005) (见补充材料 4)”

“2.3.1 阶段一：时间和概率的等量转换

同时，基于 23 名(73.19%)有效样本，我们对个体差异和人口学变量对等量转换值的影响进行了探索性分析，发现 4 个人格或能力变量均未显著影响等量转换值($F_s < 3.3, p_s > 0.08$)，但性别与时间的交互作用显著($F(1.51, 31.61) = 4.24, p = 0.033$)，表明在短至中期延迟(20~360 天)条件下，女性相较男性需要更低的概率水平才能与跨期选项实现心理等值，表现出更强的风险规避，而在长期延迟(700 天)条件下无性别差异。因此，在后续研究中均基于个性化的实验参数进行眼动研究，以规避个体差异对研究结果带来的混淆”

“3.3.1 阶段一：时间和概率的等量转换

再者，我们基于个体差异问卷对等量转换值的探索性分析发现，冲动性人格对等量转换值存在显著影响($F = 4.85, p = 0.036$)，且这种作用在高金额情境下尤为突出($p = 0.007$)。即在相同概率水平下，低冲动个体相对于高冲动个体的等量延迟时间显著更长。在后续研究中，均基于个性化的实验参数进行眼动研究，以规避个体差异对研究结果带来的混淆。”

“4.5 研究不足及展望

再者，本研究为被试设置了个性化的等值风险与跨期决策选项以控制个体差异，为眼动研究提供精确参数。然而本研究未充分考察个体差异变量对等量转换值的直接影响。我们基于已有数据探索了性别、年龄等人口统计学变量，以及风险倾向和冲动性人格及认知反思风格和计算能力，四类分别与风险和跨期决策相关的个体差异变量对等量转换值的影响，并在研究 1 和研究 2 中分别发现性别和冲动性人格可影响人们的等量转换值。具体而言，在相同延迟条件下，女性的等量转换概率水平显著高于男性；在相同概率水平下，低冲动个体相对于高冲动个体的等量延迟时间显著更长。未来研究可进一步系统探索影响等量转换的个体差异变量并揭示其内部机制。”

具体关于问卷所采用的量表以及对应的分析流程和结果，详见补充材料 4。

补充材料 4

研究一和研究二的眼动实验结束后，被试将完成包括人口统计学信息的简短问卷，并填写了四类个体差异问卷，具体内容如下：

(1) **风险倾向(Risk Propensity, RP)**: 使用风险倾向量表(Risk Propensity Scale; Meertens & Lion, 2008), 该量表评估个体对风险的总体态度, 即风险是被视为获取收益的机会还是潜在损失的威胁。风险倾向不仅影响经济情境下的选择, 还与公共健康行为(如疫苗接种决策; Gerretsen et al., 2021; Wismans et al., 2021)和新技术接受度(如自动驾驶汽车; Wang et al., 2020)密切相关。

(2) **冲动性(Impulsivity)**: 采用 Barratt 冲动性量表中文版(Barratt Impulsiveness Scale, BIS-11; Patton et al., 1995; 周亮 等, 2006)评估个体在自我控制和延迟满足的差异。研究显示, 高冲动性的个体往往表现出更高的时间折扣率(Kalenscher et al., 2006; Peters & Büchel, 2011)。

(3) **计算能力(Numeracy)**: 采用计算力量表(Numeracy Scale, NS; Peters et al., 2007)测量个体理解、处理与应用概率、比率及统计信息的能力。研究表明, 计算能力水平直接影响个体对风险的理解与医疗决策质量: 低计算能力常导致风险判断偏差, 更易受信息框架和情绪干扰; 而计算能力水平较高的个体在风险决策中更能依循概率原则(Peters et al., 2006; Reyna et al., 2009)。

(4) **认知反思风格(Cognitive Reflection Style)**: 通过认知反思测验(Cognitive Reflection Test, CRT; Frederick, 2005)评估个体在决策中更倾向于依赖审慎反思型加工(Type 2)还是直觉启发式加工(Type 1)。既有研究表明, 依赖直觉加工的个体更可能表现出短视和缺乏耐心, 从而具有更高的时间折扣率(Frederick, 2005; Hardisty & Weber, 2009)。

基于已有的数据, 我们检验了以上变量对等量转换值的影响, 如下:

研究一($N = 31$): 有效样本为 23 名。我们以概率-时间的等量转换值为因变量, 金额和时间为被试内因素, 人口学变量与认知能力指标为被试间因素, 分别进行了混合设计的重复测量方差分析。结果显示, 除性别与时间的交互作用显著($F = 4.24, p = 0.033$)外, 年龄、性别、专业、学历与收入($F_s < 3.3, p_s > 0.08$), 及其他个体差异变量(CRT、BIS、RP、NS) ($F_s < 2.2, p_s > 0.10$)均未显示显著主效应或与金额/时间的交互作用(详见表 S5)。

简单效应分析发现, 在短期至中期延迟条件下(20-360 天), 性别可以影响等量转换值: 随着延迟时间的增加, 女性相较于男性的风险规避程度逐渐减弱, 并在超长期延迟下趋于一致。即, 在相同延迟条件下, 女性需要更小的风险水平才能与跨期选项实现等值, 表现出更强的风险规避倾向(delay20: $b = 24.49, p < 0.001, \text{Cohen's } d = 0.82$; delay60: $b = 21.70, p < 0.001, \text{Cohen's } d = 0.73$; delay180: $b = 21.44, p < 0.001, \text{Cohen's } d = 0.72$; delay360: $b = 14.07, p = 0.013, \text{Cohen's } d = 0.47$)。然而, 在长期延迟条件(700 天)下, 这一性别差异不显著($p = 0.159$)。

表 S5 研究一中年龄、性别、专业、学历与收入对等量转换值的重复测量方差分析结果

变异来源	$F(df_1, df_2)$	p	η_p^2
年龄	$F(9, 13) = 0.48$	0.863	0.25
金额	$F(2.28, 29.61) = 12.67$	<0.001	0.494
时间	$F(1.22, 15.88) = 41.01$	<0.001	0.759
年龄*金额	$F(20.50, 29.61) = 0.69$	0.806	0.324
年龄*时间	$F(11.00, 15.88) = 0.52$	0.863	0.264
金额*时间	$F(16, 208) = 3.59$	<0.001	0.216
年龄*金额*时间	$F(144, 208) = 1.05$	0.371	0.421
性别	$F(1, 21) = 3.25$	0.086	0.134
金额	$F(2.57, 54.04) = 23.00$	<0.001	0.523
时间	$F(1.51, 31.61) = 86.05$	<0.001	0.804
性别*金额	$F(2.57, 54.04) = 0.56$	0.62	0.026
性别*时间	$F(1.51, 31.61) = 4.24$	0.033	0.168
金额*时间	$F(5.76, 120.91) = 5.77$	<0.001	0.216
性别*金额*时间	$F(5.76, 120.91) = 0.79$	0.574	0.036
专业	$F(4, 18) = 1.09$	0.392	0.195
金额	$F(2.47, 44.41) = 11.99$	<0.001	0.4
时间	$F(1.48, 26.61) = 27.31$	<0.001	0.603
专业*金额	$F(9.87, 44.41) = 1.19$	0.325	0.209
专业*时间	$F(5.91, 26.61) = 0.74$	0.623	0.141
金额*时间	$F(5.33, 96.02) = 1.85$	0.106	0.093
专业*金额*时间	$F(21.34, 96.02) = 0.95$	0.535	0.174
学历	$F(2, 20) = 0.26$	0.777	0.025
金额	$F(2.51, 50.26) = 6.82$	<0.001	0.254
时间	$F(1.41, 28.25) = 22.64$	<0.001	0.531
学历*金额	$F(5.03, 50.26) = 0.83$	0.533	0.077
学历*时间	$F(2.82, 28.25) = 0.22$	0.872	0.021
金额*时间	$F(5.61, 112.27) = 2.88$	0.014	0.126
学历*金额*时间	$F(11.23, 112.27) = 1.01$	0.443	0.092
收入	$F(3, 19) = 0.99$	0.419	0.135
金额	$F(2.40, 45.59) = 9.68$	<0.001	0.337
时间	$F(1.37, 26.09) = 30.20$	<0.001	0.614
收入*金额	$F(7.20, 45.59) = 0.62$	0.737	0.09
收入*时间	$F(4.12, 26.09) = 0.18$	0.952	0.027
金额*时间	$F(5.47, 103.94) = 2.59$	0.026	0.12
收入*金额*时间	$F(16.41, 103.94) = 0.81$	0.669	0.114

注：人口学变量的编码方式如下：性别(男 = 0, 女 = 1)；专业(社会科学类 = 1, 人文类 = 2, 自然科学类 = 3, 工程类 = 4, 艺术类 = 5, 其他 = 6)；学历(大学专科以下 = 1, 大学专科 = 2, 大学本科 = 3, 硕士 = 4, 博士 = 5)；收入(1 = 1000 元以下, 2 = 1000–2000 元, 3 = 2000–3000 元, 4 = 3000–4000 元, 5 = 4000–6000 元, 6 = 6000–8000 元, 7 = 8000 元以上)。

研究一中风险倾向(RP)、冲动性(BIS)、计算能力(NS)与认知反思(CRT)对等量转换值的重复测量方差分析结果见表 S6。

表 S6 研究一中风险倾向(RP)、冲动性(BIS)、计算能力(NS)与认知反思(CRT)对等量转换值的重复测量方差分析结果

变异来源	$F(df_1, df_2)$	p	η^2
RP	$F(1, 21) = 0.60$	0.445	0.028
金额	$F(2.70, 56.66) = 9.50$	<0.001	0.311
时间	$F(1.43, 30.09) = 44.96$	<0.001	0.682
RP*金额	$F(2.70, 56.66) = 1.19$	0.32	0.054
RP*时间	$F(1.43, 30.09) = 0.39$	0.613	0.018
金额*时间	$F(5.71, 119.82) = 2.48$	0.029	0.106
RP*金额*时间	$F(5.71, 119.82) = 1.67$	0.137	0.074
BIS	$F(1, 21) = 0.11$	0.742	0.005
金额	$F(2.35, 49.36) = 24.18$	<0.001	0.535
时间	$F(1.46, 30.64) = 71.74$	<0.001	0.774
BIS*金额	$F(2.35, 49.36) = 2.17$	0.117	0.094
BIS*时间	$F(1.46, 30.64) = 0.70$	0.462	0.032
金额*时间	$F(5.83, 122.37) = 5.47$	<0.001	0.207
BIS*金额*时间	$F(5.83, 122.37) = 0.68$	0.665	0.031
NS	$F(1, 21) = 0.60$	0.445	0.028
金额	$F(2.70, 56.66) = 9.50$	<0.001	0.311
时间	$F(1.43, 30.09) = 44.96$	<0.001	0.682
NS*金额	$F(2.70, 56.66) = 1.19$	0.32	0.054
NS*时间	$F(1.43, 30.09) = 0.39$	0.613	0.018
金额*时间	$F(5.71, 119.82) = 2.48$	0.029	0.106
NS*金额*时间	$F(5.71, 119.82) = 1.67$	0.137	0.074
CRT	$F(1, 21) = 0.24$	0.629	0.011
金额	$F(2.74, 57.47) = 19.11$	<0.001	0.476
时间	$F(1.43, 30.08) = 63.11$	<0.001	0.75
CRT*金额	$F(2.74, 57.47) = 1.34$	0.271	0.06
CRT*时间	$F(1.43, 30.08) = 0.09$	0.853	0.004
金额*时间	$F(5.89, 123.74) = 4.60$	<0.001	0.18
CRT*金额*时间	$F(5.89, 123.74) = 0.56$	0.755	0.026

研究二($N = 32$): 全部被试均完成了认知能力测评, 但性别、年龄、专业、学历与收入的人口学信息缺失。因此, 我们以概率-时间的等量转换值为因变量, 金额和概率为被试内因素, RP、BIS、NS、CRT 四项指标为被试间因素, 分别进行了混合设计的重复测量方差分析。结果显示, 除 BIS 的主效应($F = 4.85, p = 0.036$)及其与金额水平的交互作用($F = 7.31, p = 0.002$)达到显著水平外, 其余指标均未显示显著效应($F_s < 2.2, p_s > 0.10$) (详见表 S7)。

进一步的简单效应分析检验了不同金额条件下低冲动组(Low BIS)与高冲动组(High BIS)在等量转换值上的差异。结果显示, 在小金额条件(20 元、50 元)下, 两组差异均不显著($p_s > 0.18$); 在中等金额条件(100 元)下, 低冲动组的等量转换值显著高于高冲动组($b = 6.30, p = 0.041$); 在金额水平为 200 元时差异达到边缘显著($b = 7.58, p = 0.056$); 而在大金额条件(500 元)下, 两组差异最为显著, 低冲动组的等量转换值显著高于高冲动组($b = 14.16, p = 0.007$)。这一结果表明, 冲动性水平对个体的等量转换值具有调节作用, 且该作用在高金额

情境下更突出：在相同概率水平下，低冲动个体对应的等量延迟时间更长，而高冲动个体等量延迟时间更短。

上述研究说明，个体的冲动性程度对等量转换值存在影响。

表 S7 研究二中风险倾向(RP)、冲动性(BIS)、计算能力(NS)与认知反思(CRT)对等量转换值的重复测量方差分析

变异来源	$F(df_1, df_2)$	p	η_p^2
RP	$F(1, 30) = 0.04$	0.846	0.001
金额	$F(1.61, 48.43) = 47.52$	<0.001	0.613
概率	$F(1.60, 48.08) = 28.48$	<0.001	0.487
RP * 金额	$F(1.61, 48.43) = 0.49$	0.573	0.016
RP * 概率	$F(1.60, 48.08) = 0.15$	0.819	0.005
金额*概率	$F(6.97, 209.19) = 3.86$	<0.001	0.114
RP * 金额*概率	$F(6.97, 209.19) = 0.87$	0.532	0.028
BIS	$F(1, 30) = 4.85$	0.036	0.139
金额	$F(1.79, 53.63) = 58.14$	<0.001	0.660
概率	$F(1.58, 47.48) = 28.74$	<0.001	0.489
BIS*金额	$F(1.79, 53.63) = 7.31$	0.002	0.196
BIS*概率	$F(1.58, 47.48) = 0.42$	0.611	0.014
金额*概率	$F(7.12, 213.59) = 3.97$	<0.001	0.117
BIS*金额*概率	$F(7.12, 213.59) = 1.78$	0.092	0.056
NS	$F(1, 30) = 1.86$	0.182	0.058
金额	$F(1.60, 48.07) = 11.62$	<0.001	0.279
概率	$F(1.60, 48.06) = 9.69$	<0.001	0.244
NS*金额	$F(1.60, 48.07) = 1.14$	0.318	0.037
NS*概率	$F(1.60, 48.06) = 0.11$	0.849	0.004
金额*概率	$F(7.09, 212.67) = 3.54$	0.001	0.106
NS*金额*概率	$F(7.09, 212.67) = 1.33$	0.236	0.043
CRT	$F(1, 30) = 0.50$	0.485	0.016
金额	$F(1.59, 47.79) = 45.76$	<0.001	0.593
概率	$F(1.64, 49.24) = 23.30$	<0.001	0.437
CRT*金额	$F(1.59, 47.79) = 0.30$	0.694	0.01
CRT*概率	$F(1.64, 49.24) = 1.76$	0.188	0.055
金额*概率	$F(6.96, 208.72) = 3.29$	0.002	0.099
CRT*金额*概率	$F(6.96, 208.72) = 0.85$	0.543	0.028

意见 6: 如何确定眼动实验被试最小样本量的计算方法应在正文中进行说明。如，建议试次数除以任务试次数即为最小样本量。此外，研究一中，按照作者所述的样本量计算方法，最小样本量应为 34.04(保留两位小数)，然而作者对此进行了向下取整，这是否符合标准？另，既然最小样本量为 34，而在实际的眼动研究中，剔除无效数据后的样本量仅为 31，并且有效试次 2855 小于 3200，是否存在统计功效不足的问题？研究二同。

回应：感谢审稿人指出这一重要问题以及我们的疏漏。由于本研究实验任务较为复杂，尽管招募被试超过了最小样本量标准，但不纳入标准被试人数略多，导致有效被试量略低于最小样本量标准，可能存在统计功效不足的问题。如对审稿人 1 意见 4 的回复，本文参考了

Brysbaert 和 Stevens(2018)关于多试次认知实验的建议估算样本量：每种实验条件应至少包含 1600 个有效试次，且参与人数应该按照向上取整而非四舍五入。研究一所需的最小样本量约为 35 人(2 个实验*47 个正式试次， $1600 \div 47 \approx 34.04$ 人)，我们共招募了 41 名被试，剔除了 10 名不符合纳入标准的被试，最终有效样本为 31 人。研究二所需的最小样本量约为 34 人(2 个实验*48 个正式试次， $1600 \div 48 \approx 33.33$ 人)，我们共招募了 37 名被试，剔除 5 名不符合纳入标准的被试，最终有效样本为 32 人。**在本次修改中，我们在修改稿中的“2.1.1 阶段一/3.1.1 阶段一”，修改了各研究的预估最小样本量，修改如下：**

“本研究中，每名被试在眼动实验中将完成两个实验任务，每个任务包含 47 个试次，因此眼动实验最小样本量为 35 人。”

“按照研究一的方法，估算出眼动实验最小样本量为 34 人，...”

为弥补由于样本量可能导致的统计功效不足问题，基于**审稿人 1 意见 4**的建议，在此次修改中，我们进行了贝叶斯因子敏感性分析。分析结果发现：不论基于何种先验分布，本研究所检验指标得到的结论一致，说明本研究结果具有稳健性。详见对“审稿人 1 意见 4”的回复，以及修改稿补充材料表 9。

意见 7：从样本的年龄特征(M 年龄 = 27.14; SD = 2.88)来看，似乎并非大学生群体。建议作者对样本群体构成进行更清晰的说明。

回应：感谢审稿人的认真审阅。本研究所招募的被试均来自中国科学院心理研究所实验志愿者招募平台，涵盖中国科学院及周边高校的本科、硕士及博士阶段在校生。该平台中研究生学历(硕士及博士)的比例较高，因此整体平均年龄相对偏大。

意见 8：表 1/表 2 中 WAIC 值差异的阈值应更新。Burnham 和 Anderson(2004)的 $\Delta WAIC > 10$ 标准已过时，建议参考 Vehtari 等(2017)的 SE 比较法。

回应：感谢您的宝贵建议。在本次修改中，我们已更新了贝叶斯模型比较的判定方法，采用 Vehtari 等人(2017)提出的 elpd(expected log pointwise predictive density 作为核心指标。elpd 值越大，代表模型的样本外预测性能(out-of-sample predictive accuracy)越佳。elpd 差值与其标准误的比值代表模型间的差异：比值大于 4 时，模型之间存在显著且有意义的预测性能差异(Vehtari et al., 2017; Sivula et al., 2020)。相应修改如下：

“2.2.4 假设检验

研究以 elpd(expected log pointwise predictive density) (Vehtari et al., 2017)作为贝叶斯模型比较的依据，elpd 值越大，表明模型的样本外预测性(out-of-sample predictive accuracy)越强。模型比较采用模型之间 elpd 差值与其标准误(SE)的比值，通常来说，此比值>4 时，表示模型之间有意义的区别(Vehtari et al., 2017; Sivula et al., 2020)。”

“2.3.2 阶段二：等量转换后的风险和跨期决策比较”

表 1 研究一对风险与跨期决策中选择偏好的分层贝叶斯模型拟合

模型类别	拟合模型	风险决策			跨期决策		
		elpd (SE)	elpd-diff (SE)	预测准确率	elpd (SE)	elpd-diff (SE)	预测准确率
折扣模型	指数模型	-1253.6 (31.2)	-602.3 (59.2)	69.98%	-903.8 (56.2)	-237.5 (37.7)	70.31%
	双曲线模型	-1439.9 (10.1)	-788.5 (72.6)	72.54%	-824.8 (55.4)	-158.5 (28.5)	71.18%
非折扣模型	ITCH 启发式模型	-651.4 (68.4)	0 (0)	86.83%	-666.3 (43.1)	0 (0)	81.75%

注. elpd 用于评估模型在数据上的预测能力，数值越大表明模型拟合与预测越好；elpd-diff 表示两个模型在预测能力上的差异，正值说明目标模型具有更优的预测性能，负值则表示预测能力较弱；SE 为标准误。

此外，我们在修订稿中补充材料 2 中补充了 elpd 的定义与计算原理，具体如下：

“elpd(expected log pointwise predictive density)用于衡量模型在新数据集上的预测准确性。其数值越大，说明模型预测结果越贴近真实数据生成过程，预测性能越佳。公式中， \tilde{y}_i 表示未来(尚未观测到的)第 i 个观测值； $p_t(\tilde{y}_i)$ 为真实但通常未知的数据生成分布； $p(\tilde{y}_i | y)$ 则表示基于已有数据 y 得到的后验预测分布(posterior predictive)。该指标能够在理论上反映模型对新数据的预测贴合度。

$$\text{elpd} = \sum_{i=1}^n \int p_t(\tilde{y}_i) \log p(\tilde{y}_i | y) d\tilde{y}_i$$

意见 9： 作者认为阶段二是经过等量转换后，被试在风险和跨期决策任务中行为表现不同。是由于经过等量转换后变得不同，还是原本就是不同的？也即第二阶段所得到的结果与以往研究的结果有何不同之处？

回应：感谢审稿人的细致审阅。首先，本研究在研究一(单结果任务)和研究二(双结果任务)均观察到风险与跨期决策的行为表现存在系统性差异，但这些差异并非由等量转换范式“制造”或“放大”，而是在排除了传统研究中概率—延迟量纲不一致与个体差异影响后，**真实反映了两类决策机制的内在特异性**。换言之，等量转换范式的作用是“净化”比较条件，使我们得以在可比尺度上检验风险与跨期决策的固有差异，而不是引入新的差异来源。

以往研究普遍发现，风险与跨期决策在行为偏好上呈现高度一致的模式：例如，周蕾等(2019)基于行为选择偏好、眼动过程和模型拟合等多重证据，对风险与跨期决策进行了系统比较。在行为层面，研究以选择大概率小结果选项(SL)或短期小结果选项(SS)的比例为因变量进行配对样本 t 检验，结果发现：在风险任务中，包含确定选项条件下 SL 的选择比例($M = 0.83$)显著高于不含确定选项条件($M = 0.56$)， $t(32) = -5.17, p < 0.01$ ；在跨期任务中，包含即刻选项条件下 SS 的选择比例($M = 0.68$)也显著高于不含即刻条件($M = 0.34$)， $t(32) = -6.74, p < 0.001$ 。该结果表明：个体在风险与跨期任务中的行为偏好呈现出相似模式，即确定效应与即刻效应具有跨任务的一致性。类似地，黄元娜等(2023)结合眼动追踪与主观判断任务，也发现风险、跨期与空间决策三者行为偏好上高度一致。具体而言，54%的被试在风险任务中偏好大概率小结果(SL)，63%在跨期任务中偏好短期小结果(SS)，51%在空间任务中偏好近距离小结果(NS)，表现出**保守-即刻-近距**这一跨任务稳定偏好模式。

然而，在本研究中，当我们通过自适应等量转换(ADO)对齐了风险与时间的主观价值后，行为模式出现了与以往研究不同的**结构性结果**：(1) 研究一(单结果任务)：在参数完全对齐的情况下，个体在风险任务中更偏好高风险大结果(LH)，而在跨期任务中更偏好短期小结果(SS)，即呈现“风险中冒险、跨期中短视”的行为模式；(2) 研究二(双结果任务)：在更复杂的双结果任务中，行为方向出现系统性反转，个体在风险任务中更偏好低风险小结果(SL)，而在跨期任务中更偏好长期大结果(LL)，表现为“风险中保守、跨期中耐心”的模式。

这些结果表明，在排除量纲不一致与个体差异后，**风险与跨期决策的行为偏好不仅没有收敛，反而更清晰地呈现出随任务结构变化而发生的系统性差异**。这种模式在以往未对齐参数的研究中尚未被观察到，因此代表了本研究的重要理论贡献——揭示了风险与跨期决策的固有差异在等量条件下依然存在，并且受任务信息结构(单结果 vs 双结果)的系统调节。

我们已在文中进一步阐明上述差异的理论意义(见原文“2.3.2 行为层面”“3.3.2 行为层面”和“4.2 风险决策和跨期决策过程的特异性”部分)。

意见 10： 建议补充在 3.1.1 中五组概率参数的选择依据。

回应：非常感谢审稿人提出的宝贵建议。本研究的概率参数依据了前人的理论与实证依据，以期更准确地刻画个体的主观概率折扣曲线，从而增强模型对风险规避或风险寻求倾向的识

别效度与敏感性。Green 等人(2014)的综述指出, 概率折扣通常需在多个概率水平上估计主观价值, 以便捕捉主观价值随概率下降的非线性特征(Wu & Gonzalez, 1996)。因此, 在实验中设置覆盖高、中、低等概率段的若干概率点, 有助于提高函数拟合的稳定性并比较个体间的折扣差异。

因此, 为了尽可能全面覆盖从高确定性到高风险的核心区间, 本研究参考了既有文献中的常用惯例(Konstantinidis et al., 2020; Mok et al., 2020; Escobar et al., 2023; Green et al., 1999; Green & Myerson, 2004; Vanderveldt et al., 2015), 设置了五组概率值(20%、30%、70%、80%、90%)。

综上, 我们在“3.1.1 阶段一”部分对该内容进行了补充和重新阐述, 修改后的内容如下:

“任务目的及设计与研究一类似, 不同的是, 风险决策选项为本次实验参数的基线。Green 等人(2014)的综述指出, 概率折扣通常需在多个概率水平上估计主观价值, 以便捕捉主观价值随概率下降的非线性特征。因此, 在实验中设置覆盖高、中、低等概率段的若干概率点, 有助于提高函数拟合的稳定性并比较个体间的折扣差异。参考既有文献的常用参数(Konstantinidis et al., 2020; Mok et al., 2020; Escobar et al., 2023; Green et al., 1999; Green & Myerson, 2004; Vanderveldt et al., 2015), 本研究中风险决策选项的概率属性设置了五组参数(20%, 30%, 70%, 80%, 90%), 覆盖了小概率和大概率区间。5 个选项结果的金额参数与研究一一致(20~500 元), 二者组合形成 25 个组块(block)风险决策选项的参数。”

意见 11: 建议作者补充对单/双任务中选择偏好反转这一有趣现象的详细解释。

回应: 感谢审稿人提出以上重要问题。本文两个研究的行为结果并不矛盾, RC 和 IC 部分的结果可分别由模糊痕迹理论(Fuzzy-Trace Theory)和代币效应(token effect)进行解释。

为简化任务难度, 本文设计的双结果任务参考了 Read 等人(2012)关于跨期决策中代币效应(token effect)的研究, 即在单结果的选项上(A. 10 个月后获得 500 元; B. 1 个月后获得 100 元)增加了一个共同较小的 SS 选项结果, 形成双结果选项(A. 10 个月后获得 500 元, 0.4 个月后获得 50 元; B. 0.4 个月后获得 50 元, 1 个月后获得 100 元)。由于本研究设计的核心思想是等价 IC 与 RC 任务, 因此 RC 的双结果任务选项也基于此相同规则生成。我们将分别对 RC 和 IC 在研究一和二之间行为结果的转变进行分析和解释。

对 RC 的分析: 本研究结果与近期风险决策领域单双结果比较一致, 当风险选项由单结果到双结果时, 选择偏好由更风险寻求转变为更风险规避。一项基于 CloudResearch 样本($N = 906$)与大学生样本($N = 521$)的实证研究发现(DeKay & Dou, 2024): 在收益框架下, 单结果条件下风险选项的选择率较高(CloudResearch 样本/学生样本: 27.4%/41.8%), 但在双结果条件显著下降(CloudResearch 样本/学生样本: 18.5%/25.3%)。这一与模糊痕迹理论(Fuzzy-Trace Theory, FTT)的核心预测一致: 在单结果条件下, 与风险选项的零结果相比, “全得 vs. 全不得”的对比突出, 从而强化了风险偏好; 而在双结果条件下, 零结果的参照效应被稀释或消解, 风险偏好随之下降(Reyna et al., 2023)。

对 IC 的分析: 本文所设计的双结果任务参考了 Read 和 Scholten(2012)关于跨期决策中代币效应(token effect)的研究, 他们发现即在单结果的跨期决策的 SS 和 LL 选项中增加一个共同的早期收益(token)后, 会显著提高人们对 LL 选项的选择比例。研究者以延迟调整(delay adjustment)来解释代币效应: 当在跨期选项中加入共同 token, 决策者会将其整合为总收益与金额加权后的“平均延迟”。由于 token 金额较小, 其在延迟计算中权重较低, 但可以显著拉低 LL 的整体心理延迟(如从 1 年缩短至远少于 1 年), 而对原本延迟较短的 SS 选项影响较弱。因此, token 使 LL 选项的等待时间感知成本大幅降低, 从而增强了人们对 LL 选项的偏好。本文的发现与 Read 和 Scholten(2012)的模型预测一致。

根据审稿人的建议, 在此次修改稿中, 我们在研究一“2.4 讨论与小结”和讨论部分“4.2

风险决策和跨期决策过程的特异性”对此内容进行了补充讨论和解释。内容如下：

2.4 讨论与小结

“...此外，研究一使用了单结果决策任务。从对加工方向和眼动轨迹的分析来看，由于单结果决策的任务情境相对简单，被试整体眼跳次数较少，难以呈现稳定的注视模式。且已有研究表明，当决策由单结果转向双结果时，选择偏好可能随之发生变化。例如，近期一项风险决策研究显示，与模糊痕迹理论(FTT)预测一致，单结果情境中风险选项与“零结果”形成鲜明的“全得/全不得”对比，从而更易引发风险寻求；而在双结果情境中，该零结果参照被削弱，对比分化减弱，选择则更趋于风险规避(DeKay & Dou, 2024)。类似地，跨期决策中的代币效应揭示，在单结果情境下个体更偏好 SS 选项，而在双结果情境中为两类选项加入共同的早期收益后，该共同成分会削弱对延迟差异的主观感知，从而提升 LL 选项的选择概率(Read & Scholten, 2012)。因此，有必要在更复杂、包含双结果的任务中进一步比较不同决策情境下的行为与加工差异，从而检验当任务难度与信息结构发生变化时，个体决策机制的转变规律。”

4.2 风险决策和跨期决策过程的特异性

“...在单结果任务中，被试在风险决策中更风险寻求，偏好高风险大结果选项；在跨期决策中则更冲动短视，偏好近期小结果选项；与之相反，在双结果任务中，被试在风险决策中更风险规避，但在跨期决策中表现出耐心远视。这与前人的研究结论一致。模糊痕迹理论(Fuzzy-Trace Theory)指出，在风险决策中，当风险选项由单结果过渡为双结果时，风险选项零结果的参考效应降低，导致双结果任务中风险寻求偏好降低，因而相对于单结果任务，其风险规避程度更高(DeKay & Dou, 2024; Reyna et al., 2023)。而 Read 和 Scholten(2012)所提出的代币效应(token effect)发现，当在跨期决策的选项中引入一个共同的早期收益(token)时，决策者会通过延迟调整(delay adjustment)机制，降低对 LL 选项的心理等待时间感知，从而增强对其的选择偏好，因而双结果任务比单结果任务表现出更耐心远视。同时，以上单双结果任务的行为差异似乎也可以统一由冲动性(impulsivity)程度解释：...”

意见 12：（第 1 点）讨论部分，作者认为转换点受决策结果大小和个体差异的影响，如何体现？

回应：感谢审稿人耐心细致地审阅以及提出的宝贵建议。此内容在原文研究结果的 2.3.1 和 3.3.1 部分进行了介绍。

关于“转换点受决策结果大小影响”部分，以研究一结果为例(图 3)，随着延迟时间的增加和金额水平的降低，与其对应的概率等量转换值逐渐减小：**为了更清楚地对此进行说明，我们对正文 2.3.1 和 3.3.1 部分进行了如下修改：**

“该实验为 5(延迟时间) × 5(金额)被试内设计。两因素重复测量方差分析结果表明，转换点受决策结果大小(即金额)的影响，随着延迟时间的增加和金额水平的降低，与其对应的概率等量转换值逐渐减小：延迟时间和金额水平的主效应均显著， $F_{\text{时间}}(4, 120) = 94.54, p < 0.001, \eta^2 = 0.17$ ； $F_{\text{金额}}(4, 120) = 34.69, p < 0.001, \eta^2 = 0.13$ 。”

2.3.1：阶段一：时间和概率的等量转换

“...概率和时间的等量转换点存在量级效应，即概率与时间的无差异点随决策结果大小变化而动态调整：如图 3 所示，随着延迟时间的增加和金额水平的降低，与其对应的概率等量转换值逐渐减小。此外，同一时间条件下得到的概率等量转换值分布的标准误较大，说明转换点也存在较大的个体差异，即同一风险决策试次中不同个体的等价延迟点不同。”

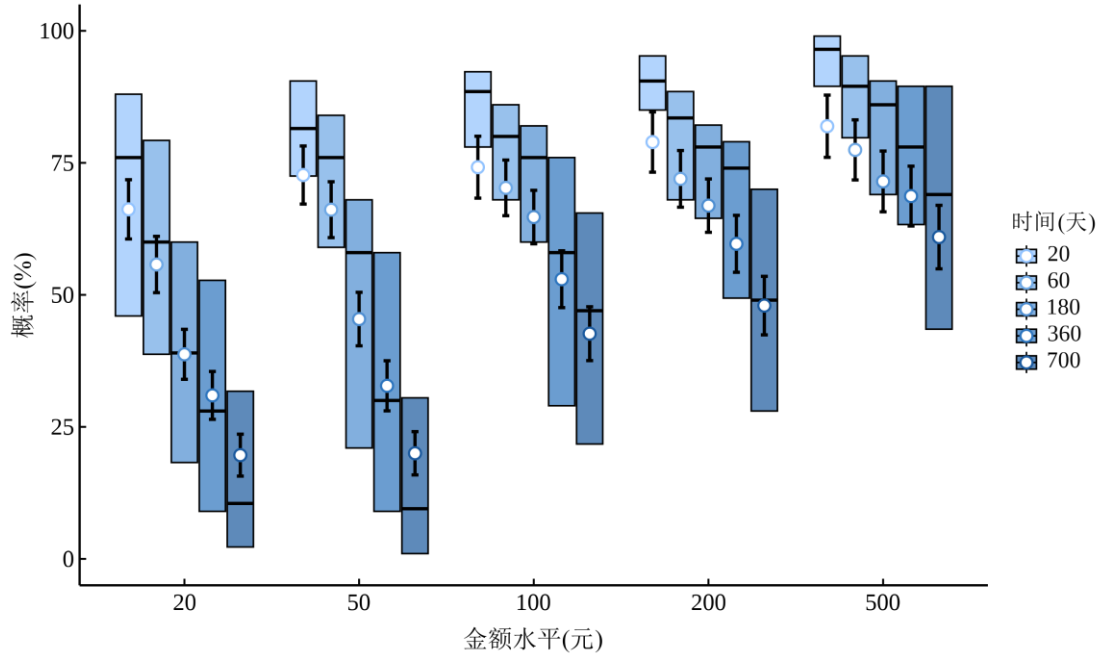


图 3 研究一中概率与时间等量转换点的参数分布

3.3.1: 阶段一：时间和概率的等量转换

“...与研究一发现一致，在双结果条件下，概率和时间的等量转换点受到决策结果大小和个体差异的影响：如图 7 所示，随着概率水平和金额水平的增加，与其对应的延迟天数等量转换值逐渐减小；且同一概率条件下，得到的时间等量转换值分布的标准误差较大。”

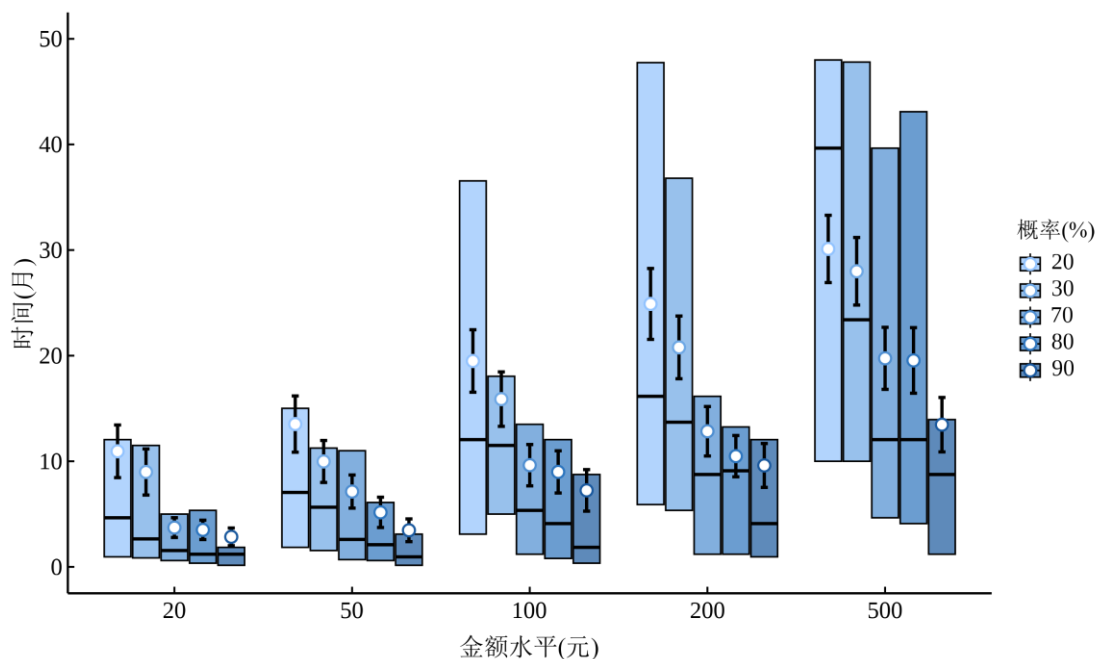


图 7 研究二中概率与时间等量转换点的参数分布

关于“转换点受个体差异影响”部分此外，正如在对您的意见 5 的回复，此次修改稿中我们补充了对性别、冲动性等个体差异对等量转换值影响的分析，并在正文中进行了补充讨论。

意见 12: (第 2 点) 作者认为更支持非折扣模型在决策领域的普适性假设, 如何体现“更支持”?

回应: 正文“表 4”总结了本文所检验的指标如何支持两类决策规则。具体而言, 本研究之所以认为结果“更支持非折扣模型的普适性假设”, 主要基于两个层面的汇聚证据:

(1) **模型比较层面:** 我们发现非折扣模型(尤其是 ITCH 模型)在风险与跨期两类任务中均表现出显著优势。ITCH 的 elpd 值在所有模型中最高, 其 elpd-diff/SE 的数值均超过 4, 已达到 Vehtari 等(2017)所界定的“统计上显著优于”对照模型的标准。同时, ITCH 的样本外预测准确率稳定在 80%以上, 而折扣模型的预测准确率约在 70%左右。这意味着非折扣模型不仅在行为拟合上表现更佳, 而且其预测能力在两类决策任务中均具有跨情境的一致性, 从而为其“普适性”提供了量化且稳健的证据。

(2) **眼动过程层面:** 无论任务结构是单结果还是双结果, 我们均未观察到符合折扣模型预期的“深度整合式”信息加工模式。相反, 在本研究考察的 4 个眼动指标中, 有 3 个指标呈现出加工复杂度低(短注视、长注视比例低于 50%), 加工深度有限(注视特征量 < 100%)的特征, 与非补偿性、基于维度的信息处理方式高度一致。特别是在双结果任务中, 跨期决策的眼动轨迹更明显呈现维度层面的跳转模式, 而风险决策倾向于基于选项的加工方式。这种结构性差异无法通过折扣计算框架解释, 却与非折扣模型关于“加工方式随任务结构而适应性变化”的预测一致。

综上, 模型拟合结果展现了非折扣模型在风险与跨期决策中的稳定优势, 而眼动过程进一步揭示了其核心机制假设在两类任务中的一致性体现。正是基于这种“模型拟合—过程证据”的多重收敛, 我们才认为本研究的结果比折扣模型更有力地支持非折扣模型的普适性假设。

意见 12: (第 3 点) 与以往研究结果相比, 采用新范式后有何推进之处。在 4.1 部分作者认为是基于“补偿/非补偿”以及。。。。, 但创新点似乎应该体现基于“概率和时间等量转换”的视角?

回应: 感谢审稿人的宝贵建议! 在此次修改中, 我们在创新点中着重强调了基于“概率和时间等量转换”视角的研究贡献。

我们在讨论“4.1 风险决策与跨期决策的共同机制”以及“4.4 研究贡献”部分对新范式的创新贡献进行了补充说明:

4.1 风险决策与跨期决策的共同机制

“本研究首先通过自适应设计优化(ADO)范式, 实现了风险与跨期决策在个体层面的参数对齐, 然后基于“补偿/非补偿性”以及“基于选项/基于维度”规则, 对两类决策的共同过程机制进行探索。”

4.4 研究贡献

“本文的理论贡献在于, 首先, 基于参数颗粒度对齐的原则, 对决策理论进行整合与边界厘定。本研究通过等量转换范式实现了风险与跨期决策参数颗粒度的对齐, 以更高精度的、尺度统一的方式对二者进行认知过程比较, 克服了传统研究因参数异质性导致的结果偏差, 为两类决策机制的对比奠定了更严谨的量化基础。一方面, 通过揭示风险和跨期决策具有共同的核心过程机制, 为建立风险和跨期决策的共同理论框架进行了有益尝试, 有助于整合决策基本属性, 简化决策概念和模型; 另一方面, 基于参数对齐的系统比较, 揭示了两类决策在行为、过程特征和机制的特异性, 有助于明确共通理论的边界, 提升决策模型的预测精度。综合已有研究和本文发现, 未来研究可考虑非折扣模型建立二者共同理论框架。”

意见 13: 文章存在一些细节问题, 如全文混杂使用“跨期决策”与“跨期选择”, 建议统一为“跨

期决策”，包括英文长摘要也模糊了 **intertemporal choice** 和 **intertemporal decision-making**。回应：非常感谢您细致耐心的审阅，我们已将在正文中统一使用“跨期决策”这一术语，并在英文长摘要中统一使用“intertemporal choice”。

其他修改说明：

1. 根据新增和修改内容在全文范围内进行了调整和补充，均在正文中以蓝色字体标识。同时新增参考文献 56 条，此处不再罗列。
2. 根据修改内容，相应修改了“论文自检报告”的 5、6 两条，分别涉及样本量和假设检验。
3. 回复意见中涉及的参考文献列表如下：

- Anderson, C. J. (2003). The psychology of doing nothing: Forms of decision avoidance result from reason and emotion. *Psychological Bulletin*, *129*(1), 139–167.
- Anderson, N. H., & Shanteau, J. C. (1970). Information integration in risky decision making. *Journal of Experimental Psychology*, *84*(3), 441–451. <https://doi.org/10.1037/h0029300>
- Böckenholt, U., & Hynan, L. S. (1994). Caveats on a process-tracing measure and a remedy. *Journal of Behavioral Decision Making*, *7*(2), 103–117.
- Brysbaert, M., & Stevens, M. (2018). Power analysis and effect size in mixed effects models: A tutorial. *Journal of Cognition*, *1*(1), 9.
- Cavagnaro, D. R., Gonzalez, R., Myung, J. I., & Pitt, M. A. (2013). Optimal decision stimuli for risky choice experiments: An adaptive approach. *Management Science*, *59*(2), 358–375. <https://doi.org/10.1287/mnsc.1120.1558>
- Chen, F., Zheng, J., Wang, L., & Krajbich, I. (2024). Attribute latencies causally shape intertemporal decisions. *Nature Communications*, *15*(1), 2948. <https://doi.org/10.1038/s41467-024-46657-2>
- Dai, J., & Busemeyer, J. R. (2014). A probabilistic, dynamic, and attribute-wise model of intertemporal choice. *Journal of Experimental Psychology: General*, *143*(4), 1489–1514. <https://doi.org/10.1037/a0035976>
- DeKay, M. L., & Dou, S. (2024). Risky-choice framing effects result partly from mismatched option descriptions in gains and losses. *Psychological Science*, *35*(8), 918–932. <https://doi.org/10.1177/09567976241249183>
- Escobar, G. G., Morales-Chainé, S., Haynes, J. M., Santoyo, C., & Mitchell, S. H. (2023). Moderate stability among delay, probability, and effort discounting in humans. *The Psychological Record*, *73*(2), 149–162. <https://doi.org/10.1007/s40732-023-00537-1>
- Frederick, S. (2005). Cognitive reflection and decision making. *Journal of Economic Perspectives*, *19*(4), 25–42. <https://doi.org/10.1257/089533005775196732>
- Gerretsen, P., Kim, J., Caravaggio, F., Quilty, L., Sanches, M., Wells, S., Brown, E. E., Agic, B., Pollock, B. G., & Graff-Guerrero, A. (2021). Individual determinants of COVID-19 vaccine hesitancy. *PLOS ONE*, *16*(11), e0258462. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0258462>
- Green, L., & Myerson, J. (2004). A discounting framework for choice with delayed and probabilistic rewards. *Psychological Bulletin*, *130*(5), 769–792. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.130.5.769>
- Green, L., Myerson, J., & Oliveira, L. (2014). Discounting of delayed and probabilistic losses over a wide range of amounts. *Journal of the Experimental Analysis of Behavior*, *101*(2), 186–200. <https://doi.org/10.1002/jeab.56>
- Green, L., Myerson, J., & Ostaszewski, P. (1999). Amount of reward has opposite effects on the discounting of delayed and probabilistic outcomes. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, *25*(2), 418–427. <https://doi.org/10.1037/0278-7393.25.2.418>
- Green, L., Myerson, J., & Vanderveldt, A. (2014). Delay and probability discounting. In F. K. McSweeney & E. S. Murphy (Eds.), *The Wiley-Blackwell handbook of operant and classical conditioning* (pp. 307–337).

Wiley-Blackwell.

- Guo, M., Ikink, I., Roelofs, K., & Figner, B. (2025). Ambiguity preferences in intertemporal and risky choice: A large-scale study using drift-diffusion modelling. *Psychonomic Bulletin & Review*. Advance online publication. <https://doi.org/10.3758/s13423-025-02709-2>
- Hackethal, A., Kirchler, M., Laudenbach, C., Razen, M., & Weber, A. (2023). On the role of monetary incentives in risk preference elicitation experiments. *Journal of Risk and Uncertainty*, 66, 189–213. <https://doi.org/10.1007/s11166-022-09377-w>
- Hardisty, D. J., & Weber, E. U. (2009). Discounting future green: Money versus the environment. *Journal of Experimental Psychology: General*, 138(3), 329–340. <https://doi.org/10.1037/a0016433>
- He, L., Wall, D., Reeck, C., & Bhatia, S. (2023). Information acquisition and decision strategies in intertemporal choice. *Cognitive Psychology*, 142, 101562. <https://doi.org/10.1016/j.cogpsych.2023.101562>
- Huang, Y. N., Jiang, C. M., Liu, H. Z., & Li, S. (2023). Toward a coherent understanding of risky, intertemporal, and spatial choices: Evidence from eye-tracking and subjective evaluation. *Acta Psychologica Sinica*, 55(6), 994–1015.
- [黄元娜, 江程铭, 刘洪志, 李纾. (2023). 风险、跨期和空间决策的决策策略共享: 眼动和主观判断的证据. *心理学报*, 55(6), 994–1015.]
- Jenke, L., Bansak, K., Hainmueller, J., & Hangartner, D. (2021). Using eye-tracking to understand decision-making in conjoint experiments. *Political Analysis*, 29(1), 75–101. <https://doi.org/10.1017/pan.2020.11>
- Kaplan, B. A., Amlung, M., Reed, D. D., Jarmolowicz, D. P., McKerchar, T. L., & Lemley, S. M. (2016). Automating scoring of delay discounting for the 21- and 27-item Monetary Choice Questionnaires. *The Behavior Analyst*, 39(2), 293–304. <https://doi.org/10.1007/s40614-016-0070-9>
- Kirby, K. N., Petry, N. M., & Bickel, W. K. (1999). Heroin addicts have higher discount rates for delayed rewards than non-drug-using controls. *Journal of Experimental Psychology: General*, 128(1), 78–87. <https://doi.org/10.1037/0096-3445.128.1.78>
- Konstantinidis, E., van Ravenzwaaij, D., Güney, Ş., & Newell, B. R. (2020). Now for sure or later with a risk? Modeling risky intertemporal choice as accumulated preference. *Decision*, 7(2), 91–120. <https://doi.org/10.1037/dec0000103>
- Liang, Z. Y., Xu, L. J., Rao, L. L., Jiang, T. Z., & Li, S. (2012). “20% probability to gain a cake” = “gain 20% of the cake”? Testing the expectation rule of risky decision making. *Chinese Science Bulletin*, 57(35), 3421–3433.
- [梁竹苑, 徐丽娟, 饶俐琳, 蒋田仔, 李纾. (2012). “20%的概率获得蛋糕”=“获得蛋糕的20%”? 检验风险决策的期望法则假设. *科学通报*, 57(35): 3421–3433.]
- Liu, H. Z., Li, X. S., Li, S., & Rao, L. L. (2022). When expectation-maximization-based theories work or do not work: An eye-tracking study of the discrepancy between everyone and every one. *Acta Psychologica Sinica*, 54(12), 1517–1531.
- [刘洪志, 李兴珊, 李纾, 饶俐琳. (2022). 基于期望值最大化的理论何时失效: 风险决策中为自己-为所有人决策差异的眼动研究. *心理学报*, 54(12), 1517–1531.]
- Luckman, A., Donkin, C., & Newell, B. R. (2020). An evaluation and comparison of models of risky intertemporal choice. *Psychological Review*, 127(6), 1097–1138.
- Ludwig, J., Jaudas, A., & Achtziger, A. (2024). The zero effect: An eye-tracking study of affect and motivation in risky choices. *Journal of Behavioral Decision Making*, 37(3), e2400. <https://doi.org/10.1002/bdm.2400>
- Matousek, J., Havranek, T., & Irsova, Z. (2022). Individual discount rates: A meta-analysis of experimental evidence. *Experimental Economics*, 25(1), 318–358.
- Meertens, R. M., & Lion, R. (2008). Measuring an individual’s tendency to take risks: The Risk Propensity Scale. *Journal of Applied Social Psychology*, 38(6), 1506–1520. <https://doi.org/10.1111/j.1559-1816.2008.00357.x>

- Meissner, T., Gassmann, X., Faure, C., & Schleich, J. (2023). Individual characteristics associated with risk and time preferences: A multi-country representative survey. *Journal of Risk and Uncertainty*, 66, 77–107. <https://doi.org/10.1007/s11166-022-09383-y>
- Mok, J. N. Y., Kwan, D., Green, L., Myerson, J., Craver, C. F., & Rosenbaum, R. S. (2020). Is it time? Episodic imagining and the discounting of delayed and probabilistic rewards in young and older adults. *Cognition*, 199, 104222. <https://doi.org/10.1016/j.cognition.2020.104222>
- Orquin, J. L., Ashby, N. J. S., & Clarke, A. D. F. (2016). Areas of interest as a signal detection problem in behavioral eye-tracking research. *Journal of Behavioral Decision Making*, 29(2–3), 103–115. <https://doi.org/10.1002/bdm.1867>
- Orquin, J. L., & Holmqvist, K. (2018). Threats to the validity of eye-movement research in psychology. *Behavior Research Methods*, 50(4), 1645–1656. <https://doi.org/10.3758/s13428-017-0998-z>
- Orquin, J. L., Lahm, E. S., & Stojić, H. (2021). The visual environment and attention in decision making. *Psychological Bulletin*, 147(6), 597–617. <https://doi.org/10.1037/bul0000328>
- Patton, J. H., Stanford, M. S., & Barratt, E. S. (1995). Factor structure of the Barratt Impulsiveness Scale. *Journal of Clinical Psychology*, 51(6), 768–774. [https://doi.org/10.1002/1097-4679\(199511\)51:6<768::AID-JCLP2270510607>3.0.CO;2-1](https://doi.org/10.1002/1097-4679(199511)51:6<768::AID-JCLP2270510607>3.0.CO;2-1)
- Payne, J. W., Bettman, J. R., & Johnson, E. J. (1993). *The adaptive decision maker*. Cambridge University Press.
- Peters, E., Västfjäll, D., Slovic, P., Mertz, C. K., Mazzocco, K., & Dickert, S. (2006). Numeracy and decision making. *Psychological Science*, 17(5), 407–413. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2006.01720.x>
- Peters, J., & Büchel, C. (2011). The neural mechanisms of inter-temporal decision-making: Understanding variability. *Trends in Cognitive Sciences*, 15(5), 227–239. <https://doi.org/10.1016/j.tics.2011.03.002>
- Read, D., & Scholten, M. (2012). Tradeoffs between sequences: Weighing accumulated outcomes against outcome-adjusted delays. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 38(6), 1675–1688.
- Reyna, V. F., Nelson, W. L., Han, P. K., & Dieckmann, N. F. (2009). How numeracy influences risk comprehension and medical decision making. *Psychological Bulletin*, 135(6), 943–973. <https://doi.org/10.1037/a0017327>
- Reyna, V. F., Müller, S. M., & Edelson, S. M. (2023). Critical tests of fuzzy trace theory in brain and behavior: Uncertainty across time, probability, and development. *Cognitive, Affective, & Behavioral Neuroscience*, 23(3), 746–772. <https://doi.org/10.3758/s13415-022-01058-0>
- Rouder, J. N., Speckman, P. L., Sun, D., Morey, R. D., & Iverson, G. (2009). Bayesian t tests for accepting and rejecting the null hypothesis. *Psychonomic Bulletin & Review*, 16(2), 225–237. <https://doi.org/10.3758/PBR.16.2.225>
- Scholten, M., & Read, D. (2010). The psychology of intertemporal tradeoffs. *Psychological Review*, 117(3), 925–944. <https://doi.org/10.1037/a0019619>
- Scholten, M., Sanborn, A. N., He, L., & Read, D. (2025). Delay preference in intertemporal choice: Sooner or later or faster or slower? *Cognitive Psychology*, 158, 101732. <https://doi.org/10.1016/j.cogpsych.2025.101732>
- Scholten, M., Walters, D. J., Fox, C. R., & Read, D. (2024). The unified tradeoff model. *Psychological Review*, 131(4), 1007–1044. <https://doi.org/10.1037/rev0000458>
- Sivula, T., Magnusson, M., Matamoros, A. A., & Vehtari, A. (2020). Uncertainty in Bayesian leave-one-out cross-validation based model comparison. *arXiv*. <https://arxiv.org/abs/2008.10296>
- Stevenson, M. K., Busemeyer, J. R., & Naylor, J. C. (1990). Judgment and decision-making theory. In M. D. Dunnette & L. M. Hough (Eds.), *Handbook of industrial and organizational psychology* (2nd ed., pp. 283–374). Consulting Psychologists Press.
- Stewart, N., Hermens, F., & Matthews, W. J. (2016). Eye movements in risky choice. *Journal of Behavioral*

- Decision Making*, 29(2–3), 116–136. <https://doi.org/10.1002/bdm.1854>
- Su, Y., Rao, L. L., Sun, H. Y., Du, X. L., Li, X., & Li, S. (2013). Is making a risky choice based on a weighting and adding process? An eye-tracking investigation. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 39(6), 1765–1780.
- Trinh, K. A. (2025). Big five personality traits, poverty, and environmental shocks in shaping farmers' risk and time preferences: Experimental evidence from Vietnam. *Economics*, 19(1), 1–21. <https://doi.org/10.1515/econ-2025-0172>
- Uto, N. (2024). Monetary incentives and eye movements: An eye-tracking investigation in a risky choice experiment with real and hypothetical incentives. *Behaviormetrika*, 51(1), 75–97. <https://doi.org/10.1007/s41237-023-00210-5>
- van Doorn, J., van den Bergh, D., Böhm, U., Dablander, F., Derks, K., Draws, T., Etz, A., Evans, N. J., Gronau, Q. F., Haaf, J. M., Hinne, M., Kucharský, S., Ly, A., Marsman, M., Matzke, D., Komar, A. R., Gupta, N., Sarafoglou, A., Stefan, A., ... Wagenmakers, E. J. (2021). The JASP guidelines for conducting and reporting a Bayesian analysis. *Psychonomic Bulletin & Review*, 28(3), 813–826. <https://doi.org/10.3758/s13423-020-01798-5>
- Vanderveldt, A., Green, L., & Myerson, J. (2015). Discounting of monetary rewards that are both delayed and probabilistic: Delay and probability combine multiplicatively, not additively. *Journal of Experimental Psychology: Learning, Memory, and Cognition*, 41(1), 148–161. <https://doi.org/10.1037/xlm0000029>
- Vehtari, A., Gelman, A., & Gabry, J. (2017). Practical Bayesian model evaluation using leave-one-out cross-validation and WAIC. *Statistics and Computing*, 27(5), 1413–1432.
- Wagenmakers, E. J., Marsman, M., Jamil, T., Ly, A., Verhagen, J., Love, J., Selker, R., Gronau, Q. F., Šmíra, M., Epskamp, S., Matzke, D., Rouder, J. N., & Morey, R. D. (2018). Bayesian inference for psychology. Part I: Theoretical advantages and practical ramifications. *Psychonomic Bulletin & Review*, 25(1), 35–57. <https://doi.org/10.3758/s13423-017-1343-3>
- Wang, P., Wang, X. T., Gao, J., Li, X., & Xu, J. (2019). Adaptive time management: The effects of death awareness on time perception and intertemporal choice. *Acta Psychologica Sinica*, 51(12), 1341–1350.
- [王鹏, 王晓田, 高娟, 黎夏岚, 徐静. (2019). 适应性时间管理: 死亡意识对时间知觉和跨期决策的影响. *心理学报*, 51(12), 1341–1350.]
- Wang, S., Jiang, Z., Noland, R. B., & Mondschein, A. S. (2020). Attitudes towards privately-owned and shared autonomous vehicles. *Transportation Research Part F: Traffic Psychology and Behaviour*, 72, 297–306. <https://doi.org/10.1016/j.trf.2020.05.014>
- Wismans, A., Thurik, R., Baptista, R., Dejardin, M., Janssen, F., & Franken, I. (2021). Psychological characteristics and the mediating role of the 5C model in explaining students' COVID-19 vaccination intention. *PLOS ONE*, 16(8), e0255382. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0255382>
- Wu, G., & Gonzalez, R. (1996). Curvature of the probability weighting function. *Management Science*, 42(12), 1676–1690. <https://doi.org/10.1287/mnsc.42.12.1676>
- Yang, H. Q., Yao, S. Q., & Zhu, X. Z. (2007). The Chinese version of the Barratt Impulsiveness Scale 11th version (BIS-11) in college students: Its reliability and validity. *Chinese Mental Health Journal*, 21(4), 223–225.
- [杨会芹, 姚树桥, 朱熊兆. (2007). Barratt 冲动量表中文版在 209 名大三学生中的试用. *中国心理卫生杂志*, 21(4), 223–225.]
- Zhang, X., Aimone, J. A., Alsharawy, A., Li, F., Ball, S., & Smith, A. (2024). The effects of task difficulty and presentation format on eye movements in risky choice. *Frontiers in Behavioral Economics*, 3, Article 1321301. <https://doi.org/10.3389/frbhe.2024.1321301>
- Zhang, Y. Y., Rao, L. L., Liang, Z. Y., Zhou, Y., & Li, S. (2014). Process test of risky decision making: New

understanding, new evidence pitting non-compensatory against compensatory models. *Advances in Psychological Science*, 22(2), 205–219.

[张阳阳, 饶俐琳, 梁竹苑, 周媛, 李纾. (2014). 风险决策过程验证: 补偿/非补偿模型之争的新认识与新证据. *心理科学进展*, 22(2), 205–219.]

Zhang, Y. Y., Zhou, L., Li, S., & Liang, Z. Y. (2022). Computation of subjective value does not always elicit alternative-based information searching in intertemporal choice. *Journal of Behavioral Decision Making*, 35(4), e2274.

Zhou, L., Xiao, S. Y., He, X. Y., Li, J., & Liu, H. M. (2006). Reliability and validity of Chinese version of Barratt Impulsiveness Scale–11. *Chinese Journal of Clinical Psychology*, 14(4), 343–344+342.

[周亮, 肖水源, 何晓燕, 厉洁, 刘慧铭. (2006). BIS-11 中文版的信度与效度检验. *中国临床心理学杂志*, 14(4), 343–344+342.]

Zilker, V., & Pachur, T. (2023). Attribute attention and option attention in risky choice. *Cognition*, 236, 105441.

<https://doi.org/10.1016/j.cognition.2023.105441>

《心理学报》论文自检报告

请作者填写以下内容, 粘贴在稿件的首页。

1. 请以“研究亮点”的形式列出最多三条本研究的创新性贡献(必须有理论贡献), 总共不超过 200 字。

《心理学报》的目标是发表“既科学优秀, 又具有广泛兴趣和意义”(be both scientifically excellent and of particularly broad interest and significance)的心理学前沿研究。如果您的研究只有小修小补的贡献, 没有尝试开创新的研究领域(new areas of inquiry)或提出独到见解和创新视角(unique and innovative perspectives), 特别纯粹只是研究没有明确心理学问题的算法或技术的工作, 这类研究被本刊接受的机会小, 建议另投他刊。

答: **理论贡献:** 1. 揭示了风险和跨期决策共同的核心过程机制, 有助于整合决策基本属性, 简化决策概念和模型。2. 系统比较了两类决策在行为、过程特征和机制的特异性, 有助于明确共适理论的边界, 提高模型预测力。

方法贡献: 1. 首次采用自适应设计优化的概率与时间等量转换范式为实验者设置个性化的等值风险与跨期决策任务, 为决策比较提供更可靠有效的工具。2. 综合行为、眼动过程和模型参数估计的汇聚证据, 有助于细化决策模型参数的心理学解释。

2. 作者已经投稿或发表的文章中是否采用了与本研究相同的数据? 如果是, 请把文章附上审查。(我们不赞成作者用同一数据发表多篇变量相同的文章, 也不赞成将一系列的相关研究拆成多个研究来发表的做法。)

答: 否。

3. 管理、临床、人格和社会等领域仅有自我报告(问卷法)的非实验非干预研究, 需要检查数据是否存在共同方法偏差(common method bias)。为控制或证明这种偏差不会影响研究结论的效度, 你使用了什么方法? 采取了哪些措施? (共同方法偏差的有关文献可参见: <http://journal.psych.ac.cn/xlkxjz/CN/abstract/abstract894.shtml>) 基于横断数据, 仅有自我报告, 仅仅在方便样本中施测, 这样的研究数据易取得, 但通常创新性价值不大, 被本刊接受的机会小。

答: 本研究使用眼动追踪实验方法, 被试按照实际意愿完成二择一的选择任务, 非自我报告的研究, 不具有共同方法偏差问题。

4. 是否报告并分析了效果量(effect sizes; 如: t 检验: Cohen's d ; 方差分析: η^2 或 η_p^2 ; 标准化回归系数)? (很多研究只是机械地报告了效果量, 但没有做必要的分析或说明, 如效果量是大中小? 有什么理论意义或应用意义?)。(在 google 中搜索“effect size calculator”, 可搜到许多计算方便的 APP。效应量的有关解释, 中文可参考: <http://journal.psych.ac.cn/xlkxjz/CN/abstract/abstract1150.shtml>; 英文可参看: <http://www.uccs.edu/lbecker/effect-size.html>

是否报告统计分析的 95% CI? (如, 差异的 95% CI; 相关/回归系数的 95% CI)置信区间的有关计算和绘图可参考 <https://thenewstatistics.com/itns/esci/>)

答：在正文中报告了 t 检验和方差分析的效应量，并在补充材料中报告拟合模型的标准化回归系数及其 95% CI。

5. 请写出计划的样本量，实际的样本量。如果二者有差别，请写出理由。以往心理学研究中普遍存在样本量不足导致的低统计功效(power)问题，我们建议在论文的方法部分解释您计算及认定样本量的依据。应该以有一定依据的效果量(effect size)、期望的功效来确定样本量，并报告计算用软件或程序。样本量计划的理由和做法可参考 <https://osf.io/5awp4/>

本研究在样本量规划时参考了 Brysbaert 和 Stevens (2018)的建议。该文指出，对于涉及反应时等指标的多试次认知实验，每个实验条件应包含不少于 1600 个试次，以确保足够的统计功效。因此，我们以每名被试完成的试次数量为基础估算最小样本量，并在此基础上适度扩大样本规模，以增强结果的稳健性。

答：基于 Brysbaert 和 Stevens(2018)的建议，对于涉及反应时等指标的多试次认知实验，每种实验条件应不少于 1600 试次。本文中，研究一中每名被试在眼动实验中将完成两个实验任务，每个任务包含 47 个试次，因此实验最小样本量为 35 人，参考此数据并在一定程度上扩大了样本量，共招募被试 41 名。研究二中每名被试在眼动实验中将完成两个实验任务，每个任务包含 48 个试次，因此实验最小样本量为 34 人，参考此数据并在一定程度上扩大了样本量共招募被试 37 名。

同时在眼动数据清理过程中，我们遵循严格的质量控制标准：(1) 眼动追踪失败(即设备未能捕捉到的试次)；(2) 反应时过短(<200ms)或过长(大于平均反应时 3 个标准差)的试次。

最终：(1)研究一中共有 2912 个正式试次。数据分析时剔除 57 个试次(1.96%)，其中眼动追踪错误，即设备未能捕捉到的试次 1 个(0.03%)，反应时过短(< 200 ms)或过长(大于平均反应时 3 个标准差)的试次 56 个(1.92%)。有效试次 2855 个。(2)研究二共有 3328 个正式试次，剔除 54 个试次(占 1.62%，2 个试次眼动追踪错误，52 个试次反应时<200ms 或大于平均反应时 3 个标准差)，有效试次 3274 个。

6. 假设检验中，如果是零假设显著性检验(NHST)，需报告精确 p 值而不是 p 的区间(小于 0.001 的报告区间，其他报告精确 p 值)。你的论文是否符合该项要求？如果是贝叶斯因素，是否已报告其对先验分布假定的敏感性？

答：本研究在统计方法上采用了假设检验和贝叶斯因子分析。假设检验报告了 p 值，小于 0.001 时报告了 p 值区间。

在贝叶斯因子分析中，为检验结论在不同先验分布下是否保持一致，我们分别采用 Cauchy($r = 0.707$)、Normal(0, 0.5)和 Normal(0, 1)三类先验分布进行计算。尽管具体数值因先验设定有所差异，但结论方向完全一致，均提供了中等强度的证据支持各择假设，显示结果具有良好的稳健性，对先验分布假定不敏感。在补充材料 9 表 S10 和表 S11 中，分别汇总了研究一和研究二主要指标在不同先验下的贝叶斯因子结果。因此，为了简化结果报告，正文中只报告了 Cauchy 分布下的贝叶斯因子结果。

此外在 2.3.2 中的模型比较，我们还采用 Vehtari et al.(2017)提出的 elpd(expected log pointwise predictive density)作为贝叶斯模型比较判定的核心指标，elpd 值越大，代表模型的样本外预测性能(out-of-sample predictive accuracy)越佳。elpd 差值与其标准误的比值代表模型间的差异：比值大于 4 时，模型之间存在显著且有意义的预测性能差异(Vehtari et al., 2017; Sivula et al., 2020)。具体模型比较结果详见正文表 1。

7. 为保证论文中数据报告的完备性，统计分析中如果剔除了部分数据，是否在文中报告？原因是什么？包含这部分数据的统计结果如何变化？统计分析中是如何处理缺失数据的？使用量表时是否删除了其中的个别题目？原因是什么？如果包含这部分题目，统计结果会如何变化？是否有测量的项目或者变量没有报告？原因是什么？请写出在论文中的位置。

答：除根据方法部分说明的试次剔除标准外，未额外剔除被试或变量；数据中不存在缺失值，量表项目未做额外删除。

8. 研究用到的未经过同行评议和审查的实验材料、量表或问卷，是否附在文件的末尾以供审查？如果没有，请写出理由。如果该文发表，您是否愿意公开这些材料与其他研究者共享？

答：本文将提供研究所涉及的实验材料附在文件的末尾以供审查。愿意在其他研究者要求的情况下共享材料。

9. 本刊要求作者提供原始数据,请在以下3种里选择一种打√:

a)投稿后将数据发至编辑部邮箱

()

b)数据可以从如下链接中获得 _____

()

c)原始数据和程序已在心理科学数据银行(<https://psych.scidb.cn/>)上分享

(√)

d)如不能提供,请说明理由或提供有关证明。

10. 您的研究是否是临床干预或实验室实验? 是(√) 否()

如果是,请提供预注册登记号 _____。

如果没有,请说明原因 在本研究的设计阶段,我们对实验预注册的意识 and 实践还不够充分,未能提前完成预注册。本研究的设计曾多次在本领域国内外的重要学术会议上进行报告,充分听取了相关领域专家的建议,且研究属于国内知名高校已通过答辩的博士论文的子研究,确保了研究设计的可靠性和透明性。

注:临床干预或实验室实验,建议在收集数据前预注册(pre-register)。也鼓励其他实验研究预注册。预注册要求写出所有的研究假设及其支持,以及实验/干预的详细过程和步骤。本期刊的预注册网站是 <https://os.psych.ac.cn/preregister> (使用说明书见本刊网站“下载中心”)或 <https://osf.io/> 或 <https://aspredicted.org/>。如果您的研究有预注册,会显著增加被录用的机会。预注册的重要性可参考 <https://osf.io/5awp4/>

11. 您的研究如果用到了人类或动物被试,是否得到所在单位伦理委员会的批准? 如果是,请把扫描版发至编辑部邮箱。如果不是,请说明理由。

答:研究用到人类被试,得到了伦理委员会的批准,文件扫描版已发送至编辑部。

12. 是否依据编辑部网站发布的“英文摘要写作注意事项”撰写400~500个单词的英文大摘要? 英文题目和摘要是否已请英语好的专业人士把关或者已送专业SCI/SSCI论文编辑公司修改润色?

答:是。

13. 如果第一作者是学生,请导师单独给编辑部(xuebao@psych.ac.cn)发邮件,说明已阅读本文并认真把关。是否已提醒导师给编辑部发邮件?(编辑部收到导师邮件后才会考虑进入稿件处理流程)

答:第一作者非学生。

14. 请到编辑部网站首页右侧“下载中心”下载并填写“稿件不涉密证明”,加盖通讯作者单位的保密办公章,把扫描件发至编辑部邮箱(xuebao@psych.ac.cn)。如没有保密办公章,请加盖通讯作者的单位公章。是否已发邮件?

答:是。

第二轮

审稿人1意见:

感谢作者团队的细致回复和非常具体的修改,整体修改水平和质量都非常高,只剩两个minor修改建议:

意见1: 意见4,根据Wagenmakers的标准,BF10 2-3和BF10 > 3提示moderate和strong两种不同的统计结论,所以不能说“但结论方向完全一致”。此外,该结果可以简要报告在正文中,以支持统计可靠性。

回应:非常感谢审稿人对本文的细致审阅。我们在研究结果“2.3.2 阶段二:等量转换后的风险和跨期决策比较”、及“补充材料9”修订了相应的结果,并在正文中简要报告了相应结果。

修改如下：

“2.3.2 阶段二：等量转换后的风险和跨期决策比较

...由于实验包含两个阶段，被试流失率偏高，导致最终有效样本量略低于估计最小样本量。为弥补此不足，我们基于贝叶斯因子敏感性分析讨论研究的统计功效：采用 Cauchy($r = 0.707$)、Normal(0, 0.5)和 Normal(0, 1)三类先验分布，分别计算了主要行为结果指标(如决策时间、选择比例)以及关键眼动过程指标(如单个注视点平均时长、长注视点比例、决策前注视量比例和 SM 值等)的贝叶斯因子(结果详见补充材料 9 表 S10)。结果显示，在不同先验分布的设定下，除单个注视点平均时长的贝叶斯因子证据强度存在中等或较强水平差异，其余所有指标的贝叶斯因子均指向同一假设方向，且证据等级保持一致。说明本研究的结果具有稳健性。”

“补充材料 9:

针对研究一和研究二，采用 Cauchy($r = 0.707$)、Normal(0, 0.5)和 Normal(0, 1)三类先验分布对主要指标的贝叶斯因子(BF10)进行计算。结果显示，在不同先验分布设定下，除了个别指标证据强度在中等与较强水平之间存在差异，两项研究中各指标的贝叶斯因子均支持相同的假设方向，且证据等级保持一致(详见表 S10、S11)，说明本文研究结果具有稳健性。”

意见 2：意见 7，这两个结果的解释在讨论中利用不同的理论进行解释，提示汇聚和一致的结论，但是在结果部分需要有一些必要的澄清，否则第一次读到这儿的时候会有些混淆。

回应：感谢审稿人建设性的意见。我们已在研究 1 和 2 的行为层面结果处进行了相应的补充，并与讨论进行呼应。修改如下：

研究 1

“2.3.2 阶段二：等量转换后的风险和跨期决策比较

行为层面

通过配对样本 t 检验，分析风险和跨期决策任务中行为层面各变量(图 4)。结果显示：被试在风险任务中的决策时间($M = 2.56, SD = 0.12$)显著短于跨期任务($M = 2.85, SD = 0.16$)， $t(30) = -2.80, p = 0.01, Cohen's d = -0.50$ ；在风险决策中选择 LH 选项的比例($M = 67.68\%, SE = 3.66\%$)，显著高于其在跨期决策中选择 LL 选项的比例($M = 28.32\%, SE = 4.46\%$)， $t(30) = 8.97, p < 0.001, Cohen's d = 1.61$ 。

...

上述结果说明，经过等量转换后，被试在风险和跨期决策任务中的行为表现不同：被试在风险决策任务中决策时间更短，更偏好高风险大结果选项，而跨期决策任务中更偏好近期小结果选项。然而，两类决策行为偏好的差异并不意味着其决策机制的分离，相反，这些差异可由个体冲动性(impulsivity)水平加以统一解释，即风险决策中的风险寻求与跨期决策中的短视行为均可能源于较高的冲动性水平。”

研究 2

“3.3.2 阶段二：等量转换后的风险和跨期决策比较

行为层面

通过配对样本 t 检验，分析风险和跨期决策任务中行为层面各变量。结果显示，与研究一不同的是，在双结果任务中，被试在两类决策中的决策时间无显著差异($M_{\text{风险}} = 4.47, SE = 0.23; M_{\text{跨期}} = 4.40, SE = 0.26; t(31) = 0.34, p = 0.74$) (图 8A)， $BF_{10} = 0.20$ ，中等强度证据支持零假设。且与研究一相反，被试在风险决策中选择 LH 选项的比例，显著低于其在跨期决策中选择 LL 选项的比例($M_{\text{风险}} = 35.81\%, SE = 4.82\%; M_{\text{跨期}} = 56.26\%, SE = 4.88\%; t(31) = -3.19, p = 0.003, Cohen's d = -0.56$) (图 8B)。

以上结果说明，经过等量转换后，与单结果任务不同，随着决策情境难度的增加，风险

和跨期决策双结果任务中个体的决策时间差异消失，并在风险决策中偏好低风险低收益选项，而在跨期决策中偏好长远的高收益选项。与研究 1 类似，以上行为偏好亦可由冲动性程度解释，即风险规避与跨期远视均可能受低冲动性程度驱使。

此外，研究 1 与研究 2 表明，两类决策行为偏好随任务结构发生系统性变化：风险决策由更风险寻求(单结果)转为更风险规避(双结果)，跨期决策由更短视(单结果)转为更耐心(双结果)。这一分离现象可分别从风险决策的模糊痕迹理论与跨期决策中代币效应进行解释，并共同指向一致的机制性结论。相关机制将在讨论 4.2 部分进一步展开。”

审稿人 2 意见：

作者已对审稿专家的意见进行了认真回复，不过目前文章略显庞杂，建议作者在不改变文章重点的基础上精简文字。

回应：感谢审稿人指出的细节问题。在本轮修改中，我们在不改变文章核心内容、研究重点及逻辑结构的前提下，对全文进行了系统性的精简与文字凝练，删除了冗余表述，合并了重复内容，并对部分语句进行了优化重组，力求在保持学术严谨性和信息完整性的同时，使论述更为简洁和聚焦。全文共删除字数约 2500 字。

第三轮

编委意见：选题具有较强的理论价值，文章经过几轮修改质量有实质性提高。同意审稿人建议，同意发表。

主编意见：同意录用。