

# 快速=真诚：社会困境中的互动对象决策时长效应\*

刘永芳 孙月 练金晶

(华东师范大学心理与认知科学学院, 上海市心理健康与危机干预重点实验室, 上海 200062)

**摘要** 针对互动对象决策时长对人际感知及社会困境中合作行为影响的争议, 通过剥离行为结果信息, 考察纯决策时长信号的作用机制: 预实验确定快慢决策的适当时限; 实验 1 采用“直接感知+间接提示”范式操纵决策时长, 考察其是否及如何影响感知真诚; 实验 2a 采用相同范式操纵决策时长, 考察其是否通过感知真诚和合作预期影响社会困境中的合作行为, 实验 2b 和 2c 则分别仅采用“直接感知”或“间接提示”方式, 考察此两种弱化决策时长操纵条件下实验 2a 结果的稳健性, 并排除感知能力的替代解释; 实验 3 探讨个体的社会价值取向是否及如何调节决策时长效应。结果发现: 快决策使人感知更真诚而不影响感知能力, 且通过感知真诚的独立中介及其与合作预期的链式中介双重路径诱发更多合作行为。该效应适用于亲社会个体, 而不适用于亲自我个体。这些结果不仅证实了互动对象决策时长的独立社会信号意义, 而且揭示了其对社会困境中合作行为的“双路径-两阶段”作用机制和边界条件, 为消解决策时长人际效应的理论争议提供了新证据, 也对现实社会困境中通过缩短响应时间传递真诚以优化合作策略具有实践启示意义。

**关键词** 社会困境; 决策时长; 感知真诚; 合作预期; 合作行为

**分类号** B849: C91

## 1 引言

社会困境是指人类社会普遍存在的个人与集体利益难以兼顾的两难决策情境(Van Lange et al., 2013), 在博弈论中常常被简化为囚徒困境、公共物品(资源)困境等范式。此类困境中人们为了追求集体利益而主动抑制自身利益的行为被称为合作行为(Rand, 2016), 对个人、组织、国家乃至人类社会的存续和发展至关重要, 却极难实现。近年来, 越来越多的研究证实社会困境中个体会自发地利用互动对象的决策时长信息对其做出判断, 从而决定是否与其合作(Van de Calseyde et al., 2014), 即便明确要求忽视决策时长信息, 也无法避免其对认知和行为的影响(Ziano & Wang, 2021), 此即为社会

困境中的互动对象决策时长效应。

然而, 究竟快决策还是慢决策更能诱发社会困境中的合作行为, 学界仍存争议。一些研究发现, 互动对象的慢决策被解读为深思熟虑(Kupor et al., 2014)和付出更多认知努力(Efendić et al., 2020), 因而诱发更多合作行为。另一些研究则发现快决策诱发更多合作: 信任博弈中, 个体更愿意投资于较快做出帮助决策的互动对象(Jordan et al., 2016); 受托代理人更愿意选择较快做出决策的投资者, 尽管该投资者投入的金额低于较慢决策者(Van de Calseyde et al., 2014); 囚徒困境中, 个体更愿意与较快做出合作决策的玩家合作(McEllin et al., 2023)。还有一些研究者认为, 决策时长仅反映个体在合作与背叛动机间的冲突程度: 快决策表明冲突

收稿日期: 2025-03-02

\* 国家自然科学基金面上项目(72271094), 教育部人文社会科学基金规划项目(22YJA190008)和中央高校基本科研业务费项目(2024ECNU-JP008)资助。

刘永芳和孙月同为第一作者。

通信作者: 刘永芳, E-mail: yfliu@psy.ecnu.edu.cn

较小, 慢决策则表明冲突较大, 但冲突大小并不传递互动对象合作与否的明确信息(Critcher et al., 2012; Evans et al., 2015; Evans & Rand, 2019; Evans & van de Calseyde, 2017)。

上述慢决策优势论、快决策优势论和中性论的分歧源于双重方法论局限: 其一, 结果捆绑污染。现有实验设计普遍将决策时长与行为结果(如帮助、投资或合作)关联呈现, 导致无法有效分离时长本身的独立人际信号价值。以 McEllin 等(2023)的研究为例, 它发现个体倾向于选择快速合作的互动对象, 但这一偏好并非由决策时长本身所致, 而是决策时长(快速)与行为结果(合作)共同作用的结果。此类设计混淆了两种机制: 时长-结果关联分析(时长作为结果预测因子)与时长-感知直接触发(时长作为独立线索触发直觉判断)。这类似于强制将汽车颜色与事故率绑定(如红色事故率 60%、蓝色 40%), 却要求判断颜色本身的感知属性。其二, 归因推断偏向。由于时长信息始终伴随结果呈现, 观察者易受结果导向干扰, 难以摆脱归因偏差。根据双系统理论(Kahneman, 2011), 人类判断依赖两种认知机制: 系统 1(直觉系统)能绕过结果依赖, 直接将时长解码为社交信号。这与人际感知的启发式特征一致——人们仅凭面孔或动作等单一线索即可瞬间形成印象(Trifonova et al., 2024)。系统 2(理性系统)主导高阶归因推理, 但结果信息会干扰假设生成过程。例如, 正面结果易触发“快 = 高效”的积极归因, 负面结果则引发“快 = 鲁莽”的消极归因。因此, 核心问题在于: 决策时长能否摆脱结果干扰, 直接作为人际感知的触发器? 若能验证其独立信号价值, 则可揭示其通过直觉加工影响合作行为的底层机制, 为调和现有文献矛盾提供新视角和新证据。

为突破上述局限, 本研究在无结果反馈、控制其他互动线索条件下, 旨在揭示决策时长的独立人际信号价值及其对公共物品博弈中合作行为的影响。<sup>1</sup>鉴于现有文献尚未就“快/慢决策何者更易诱发合作”形成一致结论, 本研究以双系统理论(Kahneman, 2011)为核心理论框架, 从决策时长诱

发的近端人际感知切入, 逐层推导其下游心理与行为后果。依据该理论, 决策时长作为低认知负荷的孤立线索, 可通过系统 1 被自动解码为特定人际意义, 由此形成的直觉印象, 既可直接作用于合作决策, 也可为系统 2 的认知校准提供依据, 进而塑造个体对互动对象的合作预期。考虑到个体在直觉加工阶段对决策时长信息的关注度存在差异(Scopelliti et al., 2017), 进一步引入社会价值取向作为调节变量, 考察其在决策时长效应中的作用。基于上述逻辑, 本研究构建了图 1 所示的理论模型(各路径假设推导详见下文)。该模型不仅有助于破解决策时长的功能悖论, 更重要的是验证其作为独立社会信号的价值, 实践层面为优化组织决策(如缩短响应时间提升客户信任)和公共政策(如公示中应用短时决策压力加速形成共识)提供支持。

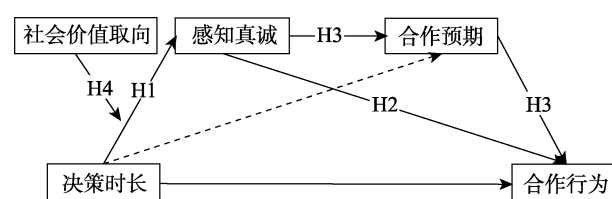


图 1 理论模型

### 1.1 决策时长与感知真诚

人类认知系统具备基于有限线索快速构建社会印象的本能倾向(De Freitas & Hafri, 2024; Wang & Ziano, 2022), 双系统理论(Kahneman, 2011)为这一过程提供了核心解释框架。根据该理论, 决策时长作为人际互动中直观可及的低认知负荷线索, 无需依赖复杂认知资源即可被系统 1 快速捕捉, 并自动解码为相应的人际意义。

人际感知具有温暖(warmth)和能力(competence)两大核心维度(Fiske et al., 2002)。其中, 温暖维度反映对知觉对象意图的感知, 涵盖真诚、友好、可信等特质; 能力维度则指向对知觉对象实现意图能力的判断, 包括智力、技能、创造性等方面(Fiske et al., 2007)。刻板印象内容模型的温暖优先假设指出(Eisenbruch & Krasnow, 2022), 相较于能力, 温暖特质在人际知觉中更易被获取, 且对人际互动行为的影响更为显著(Dhaliwal et al., 2022)。这意味着系统 1 在解码决策时长线索时, 将优先指向温暖维度的人际意义建构。

在温暖特质的子维度中, 真诚是决策时长信息携带和传递的关键人际信号。从功能价值来看, 真诚是人际信任建立的枢纽特质(汤一鹏等, 2021),

<sup>1</sup>之所以选择公共物品博弈作为社会困境的代表, 是因为它涉及主动把资金投入共同账户以博取不确定的公共收益, 而主动投入对个体而言是一种“损失”, 与个体的“损失厌恶”心理相冲突(Molenmaker et al., 2022), 加之有可能被背叛者“搭便车”, 与个体的“背叛厌恶”心理相冲突, 双重冲突下的合作行为尤为难得, 也更加依赖于对对方是否会合作的判断。

在组织管理、亲密关系、协商谈判等多个社会互动领域,均是预测互动质量的核心因子(Kang et al., 2020; Sutton, 2020; Zhang et al., 2019)。从加工特性来看,真诚判断具有高可及性,微弱的社会线索(如面部微表情)即可快速触发(Tastemirova et al., 2022),与系统 1 的自动化加工特性高度契合。更重要的是,决策时长与感知真诚存在直觉层面的天然对应性:忠实于自身感受的真实反应更易快速激活(Meyer & Schvaneveldt, 1976),而说谎或欺骗需额外占用认知资源以抑制真实反应(Spence et al., 2001),必然导致决策延迟。因此,真诚既是决策时长信息传递的最原始人际信号意义,也是时长信息触发的最基础人际感知。既有研究也证实,快速回应更易被感知为真诚,而较长的反应时间则易引发对虚假或编造的推断(Ziano & Wang, 2021)。综合双系统理论的加工机制与刻板印象内容模型的温暖优先假设,提出本研究的假设 1:

假设 1: 社会困境中人们感知快决策者比慢决策者更真诚。

## 1.2 决策时长与合作行为:感知真诚和合作预期的中介作用

双系统理论强调(Kahneman, 2011),系统 1 的自动化感知并非孤立作用,而是会为系统 2 的理性加工提供基础。当决策时长经由系统 1 解码为真诚信号后,将通过两条路径影响社会困境中的合作行为,二者共同构成“系统 1 直觉触发—系统 2 理性校准”的完整作用机制。

从系统 1 的直觉加工路径来看,真诚作为人类普遍珍视的温暖特质(Goodwin et al., 2014),本身具有强烈的情绪吸引价值。展现真诚特质的个体更易获得他人的信任与合作偏好(Moore et al., 2017),即便存在被“搭便车”的风险,人们仍会因对真诚特质的认同而自发倾向于合作(Johnson et al., 2023)。Centorrino 等(2015)的经济博弈实验证实,感知互动对象的真诚可直接提升公共物品博弈中的资金投入量。这一过程无需复杂的理性权衡,而是系统 1 对温暖特质的快速情感回应。基于此,提出本研究的假设 2:

假设 2: 社会困境中,互动对象的快决策通过增强感知真诚,直接诱发个体更多的合作行为。

从系统 2 的理性校准路径来看,合作决策的核心困境在于对他人合作意图的不确定性,而系统 1 解码的真诚信号恰好为系统 2 的合作预期提供了可靠的校准依据。目标-预期理论(Pruitt & Kimmel,

1977)指出,个体是否选择合作,关键取决于对对方合作行为的预期。Baumard 等(2013)的研究进一步表明,真诚线索是推断他人合作倾向的重要依据——感知对方越真诚,对其合作行为的预期越高。在双系统协同作用下,决策时长先通过系统 1 激活真诚感知,再通过系统 2 将这一直觉印象转化为合作预期,最终导向合作行为。基于此,提出本研究的假设 3:

假设 3: 社会困境中,互动对象的快决策通过增强感知真诚,提高合作预期,进而诱发更多的合作行为。

## 1.3 社会价值取向的调节作用

依据双系统理论的核心观点,不同个体在系统 1 直觉加工阶段对社会线索的关注与加工深度存在天然差异(Scopelliti et al., 2017)。这一差异可能导致决策时长效应在不同个体身上呈现异质性,而社会价值取向作为社会困境研究中最核心的个体差异维度,恰好反映了这种加工倾向的分化。

社会价值取向是指个体在相互依赖的社会情境中为自己与他人分配资源的偏好模式,可分为亲社会 and 亲自我取向(Van Lange, 1999)。亲社会取向个体更关注群体与他人福祉(Iwai & Tavares, 2024),倾向于从他人角度思考问题(Declerck & Bogaert, 2008),对人际线索的关注度与加工深度更高(Hu et al., 2017; 李璿 等, 2020)。因此,他们更易捕捉并解码决策时长所传递的真诚信号,进而通过系统 2 的校准形成合作预期,最终影响合作行为。亲自我取向个体则更专注于自身利益最大化(Demmers et al., 2022),在人际互动中疏于关注他人意图与社会线索(张银玲 等, 2020)。即便其系统 1 捕捉到决策时长的差异信息,也不会投入足够的认知资源进行深度加工以解码其真诚意义,因此决策时长对其人际感知与合作行为的影响较弱。综合来看,社会价值取向通过调节系统 1 对决策时长线索的加工深度,成为决策时长效应的关键边界条件。基于此,提出本研究的假设 4:

假设 4: 相对于亲自我个体,社会困境中互动对象的决策时长信息更能影响亲社会个体的感知真诚、合作预期及合作行为。

## 1.4 研究概览

与上述假设推导逻辑相一致,本研究遵循从解码决策时长近端独立人际信号意义(系统 1)到揭示其远端人际互动效应(系统 2)的递进逻辑而展开,此逻辑源于:若不先厘清决策时长的近端独立人际信号意义,便无法突破既有研究难以确认远端效应

的困境,进而难以构建关于决策时长如何影响合作行为的假设。基于此,首先通过预实验,在无干预条件下记录被试完成公共物品博弈的真实决策时长,为正式实验设定长、短决策时长的操作标准提供依据。在此基础上,实验1考察决策时长对感知真诚的影响,以检验假设1。实验2聚焦该近端人际信号如何衍生为远端互动效应(合作预期与合作行为),进一步验证假设1,着重检验假设2和3。实验3探讨个体社会价值取向对决策时长效应的调节作用,确认该效应的边界条件,重复检验假设1、2、3,重点检验假设4。

鉴于本研究仅需要被试按照设定好的流程在不同实验条件下做出反应,采集的数据均为行为指标(不涉及对实验环境敏感的生理、脑及情绪变化指标),在严格的实验室条件下反而可能使得到的结果缺乏生态效度,所以所有实验流程均移至见数平台(Credamo)完成。

## 2 预实验: 确定正式实验决策时长

### 2.1 被试

通过见数平台招募53名被试,其中3人因未通过理解公共物品博弈规则的检测被剔除,有效被试50人(女性29人),平均年龄22.46岁( $SD = 2.64$ 岁)。教育程度分布上,本科学历40人,研究生及以上学历10人。每名被试获得2元报酬。

### 2.2 材料和程序

被试在见数平台完成单轮无反馈的双人公共物品博弈任务。打开链接后,实验程序按照以下步骤指导被试完成任务:

(1) 激励被试认真作答。正式博弈任务开始前,指导语告知被试:“在本次实验中,你将有机会用你拥有的代币与平台随机匹配的一名互动对象(实际是实验程序设置好的虚拟互动对象)完成一项双人博弈任务。我们会按照一定比例将你获得的代币数兑换成人民币,你获得人民币的金额取决于你最终拥有的代币数量”。

(2) 理解博弈任务。指导语如下:“你和你的互动对象手里都有10个初始代币,且拥有一个共同账户。你们需要决定将自己手里的多少个代币投入共同账户中。共同账户里的代币数将乘以1.5后,平分给你们。举例来说,如果你们都选择把10个代币投入共同账户,每人将获得15个代币;如果你们都选择不投入代币,每人将仍旧保持10个代币;如果你们中一人全部投入,而另一人一个也不投入,

则投入者获得7.5个代币,而未投入者获得17.5个代币”。阅读完毕后,向被试呈现两个收益矩阵示例来辅助理解,然后要求被试回答2个问题以检测其是否理解游戏规则,分别为:如果你向共同账户中投入2个代币,互动对象投入10个代币,你将会获得几个代币,互动对象将获得几个代币?如果你向共同账户中投入10个代币,互动对象投入0个代币,你将会获得几个代币,互动对象将会获得几个代币?两道题均回答正确者,视为通过检测。

(3) 完成博弈任务。见数平台切换到另一个单独的界面,要求被试回答如下问题:“现在,你手里有10个代币,你愿意投入多少个代币到共同账户里?请在屏幕上的方框里输入你愿意出的代币数额”。平台记录被试做出决策的时间。

(4) 记录被试的人口统计学信息。

(5) 揭盲与说明。实验结束后,系统自动弹出一个说明页面,告知被试本实验中的“互动对象”实际上是由实验程序预设的虚拟对象,而非真实存在的他人;实验中所提及的“代币按比例兑换成人民币”仅用于增强实验的真实性与参与感,所有被试实际均获得固定被试费2元,并向被试说明实验的真实目的。

### 2.3 结果与分析

被试完成单轮公共物品博弈的平均决策时长为6.76 s( $SD = 4.31$ )。参照相关研究(Evans & van de Calseyde, 2017),采用均值加减一个标准差、并取整数的方式,设定正式实验的短决策时长为2 s,长决策时长为11 s。

## 3 实验1: 解码决策时长的独立人际信号意义: 感知真诚

### 3.1 被试

使用G\*power 3.1进行功率分析以确定样本量(Faul et al., 2007)。将效应量( $d$ )设为0.50,显著性水平( $\alpha$ )设为0.05,计算出至少需要176名被试才能达到95% ( $1 - \beta$ )的统计检验力。通过见数平台招募180名被试,其中女性110名,平均年龄27.24岁( $SD = 6.64$ ),教育程度分布上,专科及以下学历13人,本科学历130人,研究生及以上学历37人。<sup>2</sup>每

<sup>2</sup>为检验人口统计学变量(性别、年龄、教育程度)是否会影响主要因变量,我们以实验1、实验2a-c、实验3中的人口统计学变量作为预测变量,对主要因变量进行了回归分析。结果显示,所有实验中,人口统计学变量均未显著预测主要结果变量。具体结果见补充材料。

名被试获得 2 元报酬。

### 3.2 实验设计

采用单因素(决策时长: 短 vs. 长)被试间设计。180 名被试随机平分到长、短决策时长组, 因变量为感知真诚。

### 3.3 材料和程序

除了将预实验的步骤(3)拆分为展示决策时长及测量感知真诚(因变量)和感知决策时长(用于操纵检验)两个阶段外, 其他步骤均同预实验。在展示决策时长阶段, 被试看到一个在线匹配对手的界面, 显示“匹配中……”, 持续时间为 1000 ms 至 2000 ms 之间的随机数。参考以往研究(Evans & van de Calseyde, 2017), 采用直接感知和间接提示双重方式操纵决策时长, 具体为: 匹配完成后, 被试看到“对方正在作答”的界面, 短时长组持续时间为 2 s, 长时长组为 11 s(直接感知)。待互动对象作答完毕后, 界面出现关于其作答时长的文字提醒:“对方作答时间为 2 s(或 11 s); 根据以往实验, 平均作答时间为 6 s 左右”(间接提示)。在测量阶段, 被试回答两个问题:“你认为对方有多真诚?”, 1 = 非常不真诚, 7 = 非常真诚;“你认为对方的决策时长怎么样?”, 1 = 非常快, 7 = 非常慢。

### 3.4 结果与分析

#### 3.4.1 操纵检验

独立样本  $t$  检验显示, 长时长组( $M = 5.97$ ,  $SD = 0.83$ )被试感知互动对象的决策时长显著大于短时长组( $M = 2.42$ ,  $SD = 1.39$ ),  $t(178) = 20.79$ ,  $p < 0.001$ , Cohen's  $d = 3.10$ , 95% CI [3.21, 3.88], 表明互动对象决策时长操纵有效。

#### 3.4.2 决策时长对感知真诚的影响

独立样本  $t$  检验显示, 相比长时长组被试( $M = 4.46$ ,  $SD = 1.34$ ), 短时长组被试( $M = 5.16$ ,  $SD = 1.24$ )感知互动对象更真诚,  $t(178) = -3.63$ ,  $p < 0.001$ , Cohen's  $d = -0.54$ , 95% CI [-1.08, -0.32], 意味着被试能够从纯粹决策时长信息解码出真诚的人际意义, 支持本研究的假设 1。

## 4 实验 2: 揭示决策时长对合作行为的影响: 感知真诚与合作预期的中介作用

### 4.1 实验概述

实验 2 包含三项递进式子实验。实验 2a 参照 Evans 和 van de Calseyde (2017)的经典范式, 采用“直接感知+间接提示”双重决策时长操纵方式, 既

通过“对方正在作答”界面的持续时间形成直接体验, 又以文字明确告知对方决策时长形成间接提示, 检验决策时长对合作行为的影响以及感知真诚与合作预期的中介作用。实验 2b 和 2c 在此基础上逐步调整操纵方式, 以进一步验证决策时长效应的稳健性: 实验 2b 仅保留直接感知操纵, 实验 2c 则将互动对象实际决策时间统一设置为 6 s, 仅通过间接提示形成快慢决策印象。

此外, 尽管从刻板印象内容模型温暖优先假设(Eisenbruch & Krasnow, 2022)可以推导出感知真诚的优先性, 但并未排除感知能力的可能性。有研究表明, 人们也倾向于对感知能力较高者表现出更多的合作行为(Hackel & Zaki, 2018)。考虑到实验 2b 仅保留直接感知的决策时长操纵, 更能体现不受间接提示污染的纯净的决策时长效应, 我们在该实验中加测了感知能力, 以检验其是否可以作为决策时长效应的替代性中介解释。

### 4.2 实验 2a

#### 4.2.1 被试

使用 G\*power 3.1 进行功率分析以确定样本量(Faul et al., 2007)。将效应量( $d$ )设为 0.50, 显著性水平( $\alpha$ )设为 0.05, 计算出至少需要 176 名被试才能达到 95% ( $1 - \beta$ )的统计检验力。通过见数平台招募 190 名被试, 其中 7 人因未通过理解公共物品博弈规则检测被剔除, 有效被试 183 人, 其中女性 125 名, 平均年龄 29.32 岁( $SD = 7.86$  岁), 教育程度分布上, 专科及以下学历 19 人, 本科学历 114 人, 研究生及以上学历 50 人。每名被试获得 5 元报酬。

#### 4.2.2 实验设计

采用单因素(决策时长: 短 vs. 长)被试间设计。因变量为合作行为、感知真诚和合作预期。长、短时长组分别有 92 和 91 名被试。

#### 4.2.3 材料和程序

本实验及后面的实验均设置了两轮无反馈的公共物品博弈任务(不同的互动对象)。第一轮博弈任务中不操纵决策时长, 一方面让被试熟悉流程, 另一方面评估是否存在组间差异。如果两组被试在第一轮博弈中的合作水平无显著差异, 说明他们是同质的, 从而保证第二轮博弈中决策时长效应的纯净性。被试阅读博弈规则, 并通过检测之后, 看到一个在线匹配对手的页面, 显示“匹配中……”, 持续时间为 1000 ms 至 2000 ms 之间的随机数。匹配完成后, 界面出现“匹配到代码为 D1QW 的互动对象! 投资游戏中, 每个人的初始代币数均为 10, 您

将向共同账户中投入\_\_\_\_\_个代币”, 被试填入0~10之间的整数。

在第二轮博弈中, 操纵互动对象决策时长的方式及展示互动对象决策时长的界面和程序均同实验1。之后, 被试来到决策界面, 先填写自己向共同账户投入的代币数(合作行为测量), 再依次完成感知真诚、合作预期和感知时长测量。感知真诚和感知时长测量同实验1, 合作预期测量要求被试回答“你预期对方会向共同账户投入多少个代币?”。

其他同实验1。

#### 4.2.4 结果与分析

##### (1) 操纵检验

独立样本  $t$  检验显示, 长时长组被试( $M = 5.72$ ,  $SD = 1.22$ )感知互动对象的决策时长显著大于短时长组被试( $M = 2.09$ ,  $SD = 1.12$ ),  $t(181) = 20.97$ ,  $p < 0.001$ ,  $Cohen's d = 3.10$ , 95% CI [3.29, 3.97], 互动对象决策时长的操纵有效。

##### (2) 互动对象决策时长对感知真诚、合作预期和合作行为的影响

首先, 以第一轮公共物品博弈中所投代币数为因变量, 进行独立样本  $t$  检验。结果发现, 在第一轮不操纵决策时长的情境下, 被分配到长( $M = 4.77$ ,  $SD = 2.16$ )和短( $M = 5.16$ ,  $SD = 2.38$ )时长组被试的合作行为没有显著差异,  $t(181) = -1.17$ ,  $p = 0.24$ , 说明两组被试是同质的, 也确保了第二轮博弈中决策时长效应的纯净性。同时, 该轮无操纵条件下的自然决策时长可验证预实验决策时长的合理性。平台记录显示, 被试平均决策时长为 7.21 s ( $SD = 3.37$ ), 单样本  $t$  检验表明其与预实验的 6.76 s 无显著差异,  $t(182) = 1.82$ ,  $p = 0.07$ , 95% CI [-0.04, 0.94], 进一步佐证了正式实验长、短决策时长操纵设定的合理性(后续实验 2b、2c 和 3 均未发现此差异, 为节省篇幅, 不再一一报告该结果)。

分别以感知真诚、合作预期和合作行为为因变量进行独立样本  $t$  检验, 发现短时长组被试的感知真诚( $M = 4.42$ ,  $SD = 1.25$ )、合作预期( $M = 5.09$ ,  $SD = 2.44$ )和合作行为( $M = 4.89$ ,  $SD = 2.70$ )得分均显著高于长时长组被试的感知真诚( $M = 3.83$ ,  $SD = 1.46$ )、合作预期( $M = 4.24$ ,  $SD = 1.96$ )和合作行为( $M = 4.04$ ,  $SD = 2.33$ )得分,  $t_{感知真诚}(181) = -2.94$ ,  $p = 0.004$ ,  $Cohen's d = -0.43$ , 95% CI [-0.99, -0.19];  $t_{合作预期}(181) = -2.60$ ,  $p = 0.01$ ,  $Cohen's d = -0.38$ , 95% CI [-1.49, -0.20];  $t_{合作行为}(181) = -2.28$ ,  $p = 0.02$ ,  $Cohen's d = -0.34$ , 95% CI [-1.58, -0.11], 证明决

策时长对感知真诚、合作预期和合作行为的效应具有一致性。

##### (3) 中介效应分析

为了进一步考察决策时长对感知真诚、合作预期和合作行为的效应是否存在及存在怎样的中介关系, 使用 PROCESS 4.0 宏程序中的模型 6 进行中介效应检验(Hayes, 2018)。决策时长为自变量(长时长 = 0, 短时长 = 1), 合作行为为因变量, 感知真诚和合作预期为中介变量。结果表明, 决策时长影响合作行为的总效应成立( $\beta = 0.17$ ,  $t = 2.28$ ,  $p = 0.02$ , 95% CI [0.02, 0.31])。进一步分析显示, “决策时长→感知真诚→合作行为”中介路径(间接效应 = 0.04, 95% CI [0.004, 0.08])和“决策时长→感知真诚→合作预期→合作行为”中介路径(间接效应 = 0.06, 95% CI [0.02, 0.12])成立, 而“决策时长→合作预期→合作行为”中介路径(间接效应 = 0.05, 95% CI [-0.02, 0.13])及“决策时长→合作行为”的直接路径(直接效应 = 0.02, 95% CI [-0.09, 0.13])均不成立。标准化的路径系数参见图 2。它表明, 快决策既通过感知真诚促进合作行为, 又通过“感知真诚→合作预期”的链式中介促进合作行为, 却无法直接通过合作预期影响合作行为, 也不存在决策时长到合作行为的直接效应。图 2 中“决策时长→感知真诚”的效应重复验证了本研究的假设 1, 而“决策时长→感知真诚→合作行为”和“决策时长→感知真诚→合作预期→合作行为”路径效应则分别支持本研究的假设 2 和 3。

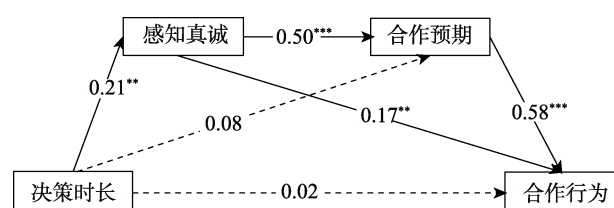


图2 决策时长影响公共物品博弈中合作行为的中介模型  
注: 路径系数为标准化路径系数。虚线表示路径系数不显著。  
\*\* $p < 0.01$ , \*\*\* $p < 0.001$ 。

#### 4.3 实验 2b

##### 4.3.1 被试

使用 G\*power 3.1 进行功率分析以确定样本量(Faul et al., 2007)。将效应量( $d$ )设为 0.50, 显著性水平( $\alpha$ )设为 0.05, 计算出至少需要 176 名被试才能达到 95% ( $1 - \beta$ )的统计检验力。通过见数平台招募 220 名被试, 其中 22 人未通过理解公共物品博弈规则检测, 其数据均被剔除。有效被试 198 人, 其中

女性 99 名, 平均年龄为 29.98 岁( $SD = 8.04$  岁), 教育程度分布上, 专科及以下学历 18 人, 本科学历 154 人, 研究生及以上学历 26 人。每名被试获得 5 元报酬。

#### 4.3.2 实验设计

采用单因素(决策时长: 短 vs. 长)被试间设计。因变量为合作行为、感知真诚、感知能力和合作预期。长、短时长组各有 99 名被试。

#### 4.3.3 材料和程序

除了仅保留直接感知操纵决策时长和新增感知能力测量外, 其他同实验 2a。

在决策时长操纵界面, 被试仅看到“对方正在作答”的信息, 短时长组界面持续时间为 2 s, 长时长组为 11 s。

参照 Fiske 等(2002)的研究, 选取“有能力的”“聪明的”和“有竞争力的”三个形容词作为能力评价项目, 要求被试在 7 点评分量表上对互动对象进行评分(1 = 非常不同意, 7 = 非常同意), 取三项评分的均值表示感知能力水平。

#### 4.3.4 结果与分析

##### (1) 操纵检验

独立样本  $t$  检验发现, 长时长组被试( $M = 4.75$ ,  $SD = 1.01$ )感知互动对象的决策时长显著大于短时长组被试( $M = 2.78$ ,  $SD = 1.07$ ),  $t(196) = 13.27$ ,  $p < 0.001$ , Cohen's  $d = 1.89$ , 95% CI [1.68, 2.26], 决策时长的操纵有效。

##### (2) 互动对象决策时长对感知真诚、感知能力、合作预期和合作行为的影响

首先, 以第一轮公共物品博弈中所投代币数为因变量, 进行独立样本  $t$  检验发现, 被分配到长( $M = 5.08$ ,  $SD = 2.50$ )和短( $M = 5.06$ ,  $SD = 2.85$ )时长组的被试, 在第一轮不操纵决策时长的情境下, 其合作行为没有显著差异,  $t(196) = 0.05$ ,  $p = 0.96$ , 两组被试同质, 保证了第二轮博弈中决策时长效应的纯净性。

分别以感知真诚、感知能力、合作预期和合作行为为因变量进行独立样本  $t$  检验, 发现短时长组被试的感知真诚( $M = 4.93$ ,  $SD = 1.09$ )、合作预期( $M = 5.47$ ,  $SD = 2.25$ )和合作行为( $M = 5.54$ ,  $SD = 2.85$ )得分均显著高于长时长组被试的感知真诚( $M = 4.44$ ,  $SD = 1.28$ )、合作预期( $M = 4.70$ ,  $SD = 2.01$ )和合作行为( $M = 4.74$ ,  $SD = 2.51$ )得分,  $t_{\text{感知真诚}}(196) = -2.87$ ,  $p = 0.01$ , Cohen's  $d = -0.41$ , 95% CI [-0.82, -0.15];  $t_{\text{合作预期}}(196) = -2.57$ ,  $p = 0.01$ , Cohen's  $d =$

$-0.36$ , 95% CI [-1.38, -0.18];  $t_{\text{合作行为}}(196) = -2.09$ ,  $p = 0.04$ , Cohen's  $d = -0.30$ , 95% CI [-1.55, -0.05], 证明了决策时长对感知真诚、合作预期和合作行为效应的一致性。此外, 长( $M = 4.83$ ,  $SD = 1.05$ )和短( $M = 4.96$ ,  $SD = 0.93$ )时长组被试的感知能力没有显著差异,  $t(196) = -0.86$ ,  $p = 0.39$ , 排除了感知能力作为替代性中介解释的可能性。

##### (3) 中介效应分析

使用 PROCESS 4.0 宏程序中的模型 6 进行中介效应检验(Hayes, 2018)。结果表明, 决策时长影响合作行为的总效应成立( $\beta = 0.15$ ,  $t = 2.09$ ,  $p = 0.04$ , 95% CI [0.01, 0.29])。进一步中介分析发现, “决策时长→感知真诚→合作行为”路径(间接效应 = 0.03, 95% CI [0.003, 0.07])和“决策时长→感知真诚→合作预期→合作行为”路径(间接效应 = 0.04, 95% CI [0.01, 0.07])成立, 而“决策时长→合作预期→合作行为”路径(间接效应 = 0.03, 95% CI [-0.02, 0.10])及“决策时长→合作行为”的直接路径(直接效应 = 0.04, 95% CI [-0.08, 0.17])均不成立。这一结果与实验 2a 的结果相一致, 表明即便在弱化决策时长操纵条件下, 决策时长效应依然具有稳健性。

#### 4.4 实验 2c

##### 4.4.1 被试

使用 G\*power 3.1 进行功率分析以确定样本量(Faul et al., 2007)。将效应量( $d$ )设为 0.50, 显著性水平( $\alpha$ )设为 0.05, 计算出至少需要 176 名被试才能达到 95% ( $1 - \beta$ )的统计检验力。通过见数平台招募 196 名被试, 其中 12 人未通过理解公共物品博弈规则检测, 2 人作答不认真(预估互动对象投入代币数大于 10), 其数据均被剔除。有效被试 182 人, 其中女性 113 名, 平均年龄为 30.42 岁( $SD = 7.06$  岁), 教育程度分布上, 专科及以下学历 11 人, 本科学历 124 人, 研究生及以上学历 47 人。每名被试获得 5 元报酬。

##### 4.4.2 实验设计

同实验 2a, 长、短时长组各 91 名被试。

##### 4.4.3 材料和程序

为了消除直接感知的作用, 在第二轮博弈中, 长、短时长组的决策时间均设置为 6 s(略微低于预实验确定的均值), 仅告知短时长组被试“对方作答时间小于 6 s, 根据以往实验, 平均作答时间为 6 s 左右”, 而告知长时长组被试“对方作答时间大于 6 s, 根据以往实验, 平均作答时间为 6 s 左右”。

其他均同实验 2a。

#### 4.4.4 结果与分析

##### (1) 操纵检验

独立样本  $t$  检验发现, 长时长组被试( $M = 5.41$ ,  $SD = 1.09$ )感知互动对象的决策时长显著大于短时长组被试( $M = 2.99$ ,  $SD = 1.57$ ),  $t(180) = 12.06$ ,  $p < 0.001$ , Cohen's  $d = 1.79$ , 95% CI [2.02, 2.81], 表明此种仅有人为提示条件下互动对象决策时长的操纵依然有效。

##### (2) 互动对象决策时长对感知真诚、合作预期和合作行为的影响

首先, 以第一轮公共物品博弈中所投代币数为因变量, 进行独立样本  $t$  检验发现, 被分配到长( $M = 4.98$ ,  $SD = 2.30$ )和短( $M = 5.12$ ,  $SD = 2.15$ )时长组的被试, 在第一轮不操纵决策时长的情境下, 其合作行为没有显著差异,  $t(180) = -0.43$ ,  $p = 0.67$ , 两组被试同质, 保证了第二论博弈中决策时长效应的纯净性。

分别以感知真诚、合作预期和合作行为为因变量进行独立样本  $t$  检验, 发现短时长组被试的感知真诚( $M = 4.41$ ,  $SD = 1.20$ )和合作行为( $M = 4.84$ ,  $SD = 2.51$ )得分均显著高于长时长组被试的感知真诚( $M = 3.93$ ,  $SD = 1.46$ )和合作行为( $M = 4.08$ ,  $SD = 2.35$ )得分,  $t_{\text{感知真诚}}(180) = -2.39$ ,  $p = 0.018$ , Cohen's  $d = -0.36$ , 95% CI [-0.86, -0.08];  $t_{\text{合作行为}}(180) = -2.10$ ,  $p = 0.037$ , Cohen's  $d = -0.31$ , 95% CI [-1.47, -0.05]。虽然描述数据上短时长组被试的合作预期( $M = 4.78$ ,  $SD = 2.46$ )依然高于长时长组被试( $M = 4.44$ ,  $SD = 2.41$ ), 但没有达到显著性水平,  $t_{\text{合作预期}}(180) = -0.94$ ,  $p = 0.35$ , 总体上再次验证了决策时长对感知真诚、合作预期、合作行为效应的一致性。

##### (3) 中介效应分析

使用 PROCESS 4.0 宏程序中的模型 6 进行中介效应检验(Hayes, 2018)。决策时长为自变量(长时长 = 0, 短时长 = 1), 合作行为为因变量, 感知真诚和合作预期为中介变量。结果表明, 决策时长影响合作行为的总效应成立( $\beta = 0.15$ ,  $t = 2.10$ ,  $p = 0.037$ , 95% CI [0.01, 0.30])。进一步中介分析发现, “决策时长→感知真诚→合作行为”路径(间接效应 = 0.06, 95% CI [0.01, 0.12])和“决策时长→感知真诚→合作预期→合作行为”路径(间接效应 = 0.05, 95% CI [0.01, 0.10])均成立, 而“决策时长→合作预期→合作行为”路径(间接效应 = -0.01, 95% CI [-0.08, 0.05])及“决策时长→合作行为”的直接路径(直接效应 = 0.06, 95% CI [-0.04, 0.16])均不成立。

这意味着, 即便仅通过间接提示这种人为干预的方式操纵决策时长, 依然得到了与实验 2a 和实验 2b 类似的效果, 进一步验证了决策时长效应的稳健性。

## 5 实验 3: 社会价值取向的调节作用

虽然上述系列实验证实了决策时长可作为传递真诚信号的独立线索, 并在公共物品博弈中展现出对合作行为的稳健效应, 但作为一种孤立的启发式线索, 其信号价值可能受诸多内外部条件的干扰而变化。如前所述, 作为一种核心的个体差异变量, 社会价值取向不仅是个体权衡自我和他人利益的基本偏好模式, 而且影响个体对来自他人信息的认知加工程度。基于此, 实验 3 考察这一个体差异变量对决策时长效应的调节作用。

### 5.1 被试

使用 G\*power 3.1 进行功率分析以确定样本量(Faul et al., 2007)。我们设置效应量( $f$ )为 0.25, 显著性水平( $\alpha$ )为 0.05, 计算出至少需要 210 名被试才能达到 95% ( $1 - \beta$ )的统计检验力。

通过见数平台招募 360 名被试, 其中 14 人未通过确理解公共物品博弈规则检测, 10 名被试社会价值取向模糊, 其数据均被剔除。有效被试 336 人, 其中女性 202 名, 平均年龄为 28.59 岁( $SD = 7.18$  岁), 教育程度分布上, 专科及以下学历 26 人, 本科学历 227 人, 研究生及以上学历 83 人。每名被试获得报酬 10 元报酬。

### 5.2 实验设计

采用 2 (决策时长: 短 vs. 长)  $\times$  2 (社会价值取向: 亲社会 vs. 亲自我) 完全被试间设计。因变量为合作行为、感知真诚和合作预期。短时长-亲社会组 85 名被试, 短时长-亲自我组 82 名被试, 长时长-亲社会组 83 名被试, 长时长-亲自我组 86 名被试。

### 5.3 材料和程序

基于 Van Lange 等(1997)的研究范式, 采用三重对策矩阵评估被试的社会价值取向。被试想象与一名陌生人进行代币分配任务。该任务包含 9 个矩阵, 每个矩阵中均有 3 个选项, 分别标注着两人各自获得的代币数量, 代币数量越多表明获得的收益越多。被试根据自己真实的意愿, 在每个矩阵上做出选择。被试选择的选项作为判断其价值取向的依据。不同矩阵的代币数值不同, 但不同矩阵的选项存在共性: 第一类选项中自我收益与他人收益的代币数值相同, 如自我收益 500 枚代币和对方收益

500 枚代币(亲社会选项);第二类选项中自我收益代币远大于他人收益代币,如自我收益 500 枚代币和对方收益 100 枚代币(竞争选项);第三类选项中自我收益代币数最大,如自我收益 550 枚代币和对方收益 300 枚代币(亲自我选项)。参照以往研究,将选择第二类和第三类选项的个体合并为亲自我取向个体(Pletzer et al., 2018; Van Lange et al., 1997)。同时,为保证社会价值取向测量的稳定性,被试只有选择某类选项的次数等于或多于 6 次,才可被定义为亲社会取向或者是亲自我取向,而选择某类的选项次数低于 6 次的被试则被视为社会价值取向模糊个体,不被纳入数据分析中。

被试首先完成 9 个矩阵的代币分配任务,并根据其结果被分类为亲社会取向或亲自我取向;随后将两类被试分别随机分配至长时长组或短时长组,从而形成四个实验组:亲社会-短时长组、亲社会-长时长组、亲自我-短时长组和亲自我-长时长组。每组被试完成两轮无反馈的公共物品博弈任务(第二轮操纵决策时长)。决策时长的操纵和实验流程均同实验 2a。

## 5.4 结果与分析

### 5.4.1 操纵检验

以决策时长主观评分为因变量,进行 2 (决策时长:短 vs. 长) × 2 (社会价值取向:亲社会 vs. 亲自我)方差分析,发现决策时长的主效应显著,  $F(1, 332) = 1031.25, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.76$ , 短时长组 ( $M = 2.07, SD = 1.17$ )感知对方的决策时长显著小于长时长组 ( $M = 5.91, SD = 1.02$ ), 95% CI [3.60, 4.08]。社会价值取向的主效应及其与决策时长的交互作用均不显著,  $F_s(1, 332) < 0.86, p_s > 0.36$ , 表明互动对象决策时长的操纵有效。

### 5.4.2 决策时长和社会价值取向对感知真诚、合作预期和合作行为的影响

2 (决策时长:短 vs. 长) × 2 (社会价值取向:

亲社会 vs. 亲自我)方差分析显示,在感知真诚上,决策时长的主效应显著,  $F(1, 332) = 8.87, p = 0.003, \eta_p^2 = 0.03$ 。相对于长时长组 ( $M = 4.32, SD = 1.48$ ),短时长组 ( $M = 4.80, SD = 1.45$ )感知互动对象更加真诚, 95% CI [-0.79, -0.16]。社会价值取向的主效应显著,  $F(1, 332) = 8.69, p = 0.003, \eta_p^2 = 0.03$ 。相对于亲自我个体 ( $M = 4.32, SD = 1.58$ ),亲社会个体 ( $M = 4.79, SD = 1.34$ )感知互动对象更加真诚, 95% CI [-0.78, -0.16]。二者的交互作用显著,  $F(1, 332) = 3.89, p = 0.049, \eta_p^2 = 0.01$ 。简单效应分析发现,相对于长时长互动对象 ( $M = 4.40, SD = 1.43$ )而言,亲社会个体感知短时长互动对象 ( $M = 5.18, SD = 1.14$ )更加真诚,  $p = 0.001, \eta_p^2 = 0.04$ , 95% CI [-1.22, -0.34], 而亲自我个体对长 ( $M = 4.24, SD = 1.53$ )和短时长互动对象 ( $M = 4.40, SD = 1.62$ )的感知真诚没有显著差异,  $p = 0.48$  (参见图 3 左)。

在合作预期上,决策时长的主效应显著,  $F(1, 332) = 4.96, p = 0.027, \eta_p^2 = 0.02$ 。相比长时长组 ( $M = 4.59, SD = 2.43$ ),短时长组 ( $M = 5.25, SD = 2.94$ )被试预期互动对象合作性更高, 95% CI [-1.23, -0.07]。社会价值取向的主效应显著,  $F(1, 332) = 23.64, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.07$ 。相比亲自我个体 ( $M = 4.23, SD = 2.76$ ),亲社会个体 ( $M = 5.61, SD = 2.49$ )预期互动对象更合作, 95% CI [-1.95, -0.82]。二者的交互作用显著,  $F(1, 332) = 6.81, p = 0.009, \eta_p^2 = 0.02$ 。简单效应分析发现,相比长时长互动对象 ( $M = 4.92, SD = 2.21$ ),亲社会个体预期短时长互动对象 ( $M = 6.28, SD = 2.58$ )更合作,  $p = 0.001, \eta_p^2 = 0.03$ , 95% CI [-2.15, -0.58]。亲自我个体对长 ( $M = 4.28, SD = 2.60$ )和短时长互动对象 ( $M = 4.17, SD = 2.92$ )的合作预期没有显著差异,  $p = 0.79$  (参见图 3 中)。

在合作行为上,以第一轮博弈任务中投入代币数为因变量。结果发现,在第一轮不操纵决策时长的情境下,社会价值取向的主效应显著,  $F(1, 332)$

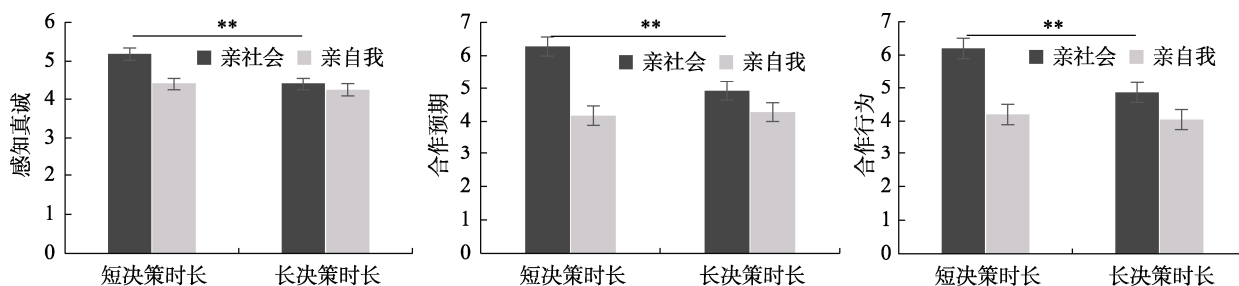


图 3 决策时长与社会价值取向影响感知真诚、合作预期和合作行为的交互作用图

注: \*\* $p < 0.01$ 。误差线表示标准误。

$= 23.10, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.07$ 。相比亲自我取向个体 ( $M = 4.60, SD = 2.74$ ), 亲社会取向个体 ( $M = 5.93, SD = 2.35$ ) 的合作水平更高, 95% CI  $[-1.89, -0.79]$ 。决策时长的主效应及其与社会价值取向的交互作用均不显著,  $F_s(1, 332) < 0.33, p_s > 0.57$ 。以第二轮博弈任务中投入代币数为因变量, 发现决策时长的主效应显著,  $F(1, 332) = 6.09, p = 0.014, \eta_p^2 = 0.02$ 。相比长时长组 ( $M = 4.44, SD = 2.75$ ), 短时长组 ( $M = 5.22, SD = 2.98$ ) 被试的合作水平更高, 95% CI  $[-1.39, -0.16]$ 。社会价值取向的主效应显著,  $F(1, 332) = 21.64, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.06$ 。相比亲自我个体 ( $M = 4.12, SD = 2.91$ ), 亲社会个体 ( $M = 5.54, SD = 2.70$ ) 合作水平更高, 95% CI  $[-2.02, -0.82]$ 。二者的交互作用显著,  $F(1, 332) = 3.91, p = 0.049, \eta_p^2 = 0.01$ 。简单效应分析发现, 相比于长时长互动对象 ( $M = 4.86, SD = 2.56$ ), 亲社会个体与短时长互动对象 ( $M = 6.20, SD = 2.68$ ) 的合作水平更高,  $p = 0.002, \eta_p^2 = 0.03, 95\% \text{ CI } [-2.19, -0.50]$ 。亲自我个体与长时长互动对象 ( $M = 4.05, SD = 2.88$ ) 和短时长对象互动对象 ( $M = 4.20, SD = 2.95$ ) 的合作水平没有显著差异,  $p = 0.73$  (参见图 3 右)。

#### 5.4.3 有调节的中介分析

使用 PROCESS 4.0 宏程序中的模型 83 进行有调节的中介效应检验 (Hayes, 2018)。决策时长为自变量 ( $0 = \text{长时长}, 1 = \text{短时长}$ ), 感知真诚和合作预期为中介变量, 合作行为为因变量, 社会价值取向为调节变量 ( $0 = \text{亲自我}, 1 = \text{亲社会}$ )。结果显示: “决策时长  $\rightarrow$  感知真诚  $\rightarrow$  合作行为” (间接效应  $= 0.02, 95\% \text{ CI } [0.005, 0.05]$ ) 路径及 “决策时长  $\rightarrow$  感知真诚  $\rightarrow$  合作预期  $\rightarrow$  合作行为” (间接效应  $= 0.05, 95\% \text{ CI } [0.02, 0.08]$ ) 路径均显著, 而 “决策时长  $\rightarrow$  合作预期  $\rightarrow$  合作行为” (间接效应  $= 0.03, 95\% \text{ CI } [-0.03, 0.10]$ ) 路径及 “决策时长  $\rightarrow$  合作行为” (直接效应  $= 0.03, 95\% \text{ CI } [-0.03, 0.10]$ ) 直接路径均不显著, 表现出与实验 2a-2c 一样的结果模式。社会价值取向调节决策时长与感知真诚的关系 ( $\beta_{\text{社会价值取向} \times \text{决策时长}} = 0.11, t = 1.97, p = 0.049, 95\% \text{ CI } [0.001, 0.21]$ )。对于亲社会个体, 决策时长正向影响感知真诚 ( $\beta = 0.26, t = 3.50, p < 0.001, 95\% \text{ CI } [0.12, 0.41]$ ); 对于亲自我个体, 决策时长不影响感知真诚 ( $\beta = 0.05, t = 0.71, p = 0.48, 95\% \text{ CI } [-0.09, 0.20]$ )。有调节的中介指数为  $0.06, 95\% \text{ CI } [0.004, 0.13]$ 。在亲社会个体中, 决策时长通过感知真诚和合作预期影响个体合作行为 (间接效应  $= 0.08, 95\% \text{ CI } [0.03, 0.12]$ )。

在亲自我个体中, 上述效应不显著 (间接效应  $= 0.02, 95\% \text{ CI } [-0.03, 0.06]$ )。标准化的路径系数见图 4。

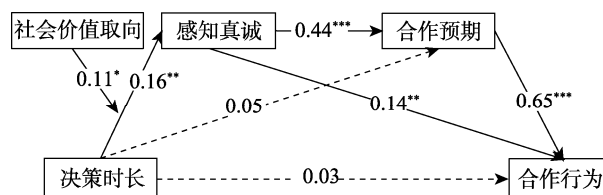


图4 有调节的中介模型

注: 路径系数为标准化路径系数。虚线表示路径系数不显著。  
\* $p < 0.05$ , \*\* $p < 0.01$ , \*\*\* $p < 0.001$

总体而言, 实验 3 不仅复制了实验 1 和实验 2a-c 的结果, 再次验证了本研究的假设 1、2 和 3, 而且证明了社会价值取向的调节作用: 互动对象的决策时长影响亲社会者的感知真诚, 并通过感知真诚和合作预期的中介作用影响合作行为, 却不影响亲自我者。这一结果支持了本研究的假设 4。

## 6 总讨论

现实竞争环境中, 人们经常遇到不同类型的博弈对手。有些人无论合作与否, 总是及时做出决策和回应, 属于爽利之人, 而有些人无论合作与否, 总是犹豫再三后才做出决策和回应, 属于迟疑之人。本研究通过创新实验设计成功剥离决策时长与行为结果的混杂关联, 以纯粹决策时长为上述两种行为的量化指标, 逐步深入和较为系统地探讨了其对互动对象产生的心理和行为后果, 发现快决策让人感知更真诚 (假设 1), 而感知真诚不仅直接增加个体的合作行为 (假设 2), 而且通过提高合作预期间接增加个体的合作行为 (假设 3)。此种效应适用于亲社会个体, 而不适用于亲自我个体 (假设 4)。这些发现确证了决策时长作为独立人际线索的真诚信号价值, 构建了“双路径-两阶段”整合模型, 确立了社会价值取向这一核心边界条件, 为消解决策时长人际效应的理论争议提供了新证据, 也为现实场景中的合作优化提供了实践指引。

### 6.1 决策时长对合作行为的影响

本研究的实验 2a-c 和 3 一致表明: 从总效应上看, 互动对象的快决策显著提升合作行为。这一发现不仅为前述的快决策优势论提供了实证支持, 更直接挑战了慢决策优势论与中性论的解释力。尤为关键的是, 即便在严格排除结果信息污染的实验条件下, 被试仍表现出对快决策者的合作偏好, 充分印证了人际互动中快决策优势的稳定性与可靠性。

需要说明的是,该总效应并非来自于决策时长对合作行为的直接作用,而是通过感知真诚和合作预期的中介传导实现的,这一核心机制将在下文中详加讨论。

快决策促进合作的效应与人类社会普遍存在的“快速偏好”现象形成理论共振——从原始生存的快速反应本能,到工业革命后“时间就是金钱”的观念固化;从教育领域将快速解题等同于智力优越,到媒体传播(如“极速版”APP 广告)持续强化速度崇拜;从奥运会的“更快、更高、更强”,到短视频的快速滑动、股市的即时追涨,再到社交媒体的快速点赞……快速偏好已内化为现代文明的基础逻辑与核心价值符号。传统解释多聚焦于此类偏好对个体生存的现实价值(如高效解决问题、规避风险),而本研究的突破在于将这一偏好的解释范畴从个体生存维度延伸至社会合作领域:人类在社会互动中形成对快决策者的合作倾向,此时快决策已成为传递合作意愿的核心信号,独立于具体行为结果发挥人际引导作用。

然而,这并非意味着快决策作为启发式线索的作用不受限制。其传递的合作意愿信号可能被行为结果或其他冗余信息掩蔽或逆转,正如本文所引用的关于慢决策优势论和中性论的文献所表明的那样。毕竟,远端启发式信号未必总能凌驾于近端现实信号之上而独立生效。这也正是双系统理论的核心观点:启发式线索(系统 1)与深度分析(系统 2)存在动态博弈关系,快决策的效力取决于情境对认知资源的占用程度。

## 6.2 决策时长和感知真诚

互动对象快决策显著提升对方合作行为的根源在于其触发了感知真诚。即便把“直接感知+间接提示”的双重操纵弱化为仅有一种操纵,依然如此:被试不仅可以通过自己直接感知互动对象决策快慢判断其真诚度(实验 2b),而且可以仅仅根据主试提示的互动对象决策快慢判断其真诚度,即便互动对象的决策时长并无差异(实验 2c)。这表明,博弈情境中人们对互动对象的决策速度是十分敏感的,决策时长具有独立于决策结果的信号价值。“快速=真诚”的信念已经深入人心,成了人们的默认反应。之所以会如此,可以从“真”和“诚”两个方面来理解。首先,快决策意味着对方忠于自己的真实感受和想法(Meyer & Schvaneveldt, 1976),没有刻意伪装自己(Christ et al., 2009),此即为“真”;其次,在博弈情境中,快决策意味着对方没有针对竞争对

手和围绕利弊得失进行复杂算计(Rand et al., 2012),是坦诚的(Kernis & Goldman, 2006),此即为“诚”。总体而言,快决策减少了观察者的怀疑态度、内心冲突和不确定感(Van de Calseyde et al., 2014),使其将这种行为解读为更为真实而明确的意图,从而增强了对互动对象真诚度的感知。

## 6.3 感知真诚和合作预期的中介作用

在有明显利害冲突的社会困境中,利益考量是更加重要的。在不知道对方决策结果条件下,人们是否会仅仅因为对方毫不犹豫做出决策所诱发的感知真诚而选择合作,难以确定。毕竟,真诚只是表明对方是真实的和坦诚的,并非意味着其一定是合作的。对方可能快速地(真诚地)选择合作,也可能快速地(真诚地)选择背叛,因此快决策带来的感知真诚是否诱发更多的合作预期及合作行为,需要进一步探索。

本研究的 5 项正式实验一致表明,互动对象的快决策让人感知更真诚,其中后四项实验则表明,感知真诚不仅直接诱发更多的合作行为,而且通过提高合作预期间接增加合作行为。这意味着,决策时长对合作行为的影响存在双重路径:一方面,真诚具有情绪价值,可以通过系统 1 的直觉反应,吸引对方与自己合作。真诚被视为一种积极可贵的温暖特质(Goodwin et al., 2014),人们欣赏、信任和支持真诚的人(Johnson et al., 2023; 汤一鹏 等, 2021)。即使存在被对方“搭便车”的潜在风险,人们仍会因为对方真诚传递的情绪价值而倾向于合作。另一方面,真诚传递的人际信息可激活系统 2 的分析功能,预期互动对象会与自己合作,所以选择与其合作。快决策意味着互动对象未经过复杂的算计,没有针对性的策略性思考和计划(Rand et al., 2012)。研究表明,这种“未经深思熟虑”“不计较成本”的行为倾向于被认为具有较高的合作意愿(Jordan et al., 2016)。无论是“真诚→合作”路径,还是“真诚→合作预期→合作”路径,都是以决策时长传递的真诚信号为前提的。决策时长首先自动激活真诚这种温暖特质的感知,继而影响认知上的合作预期,而不是相反,这有力地支持了刻板印象内容模型的温暖优先假设(Eisenbruch & Krasnow, 2022)。

上述结果也为破解中性论(Evans et al., 2015)的困局提供了新的视角。决策时长不直接影响合作行为,也不直接通过合作预期影响合作行为,这种结果似乎支持中性论的观点。然而,之所以会有这种结果,是因为合作预期和合作行为(因变量)与决

策时长(自变量)的认知距离较远,需要系统2基于决策时长进行理性推断,而决策时长并不具有直接推断互动对象合作意向和行为的信号价值,或者仅提供模棱两可(可能合作,也可能背叛)的信号,难以直接触发合作预期和合作行为。唯有当决策时长被系统1自动解码为互动对象的真诚信号时,系统2方能依托该信号形成合作决策。因此,中性论的局限不在于对决策时长与合作预期及合作行为直接路径的推断偏差,而在于忽视了系统1的自动解码功能及双系统协同机制。本研究的突破在于验证了“系统1自动解码—系统2认知校准”的双阶段加工机制,有效化解了中性论所谓的“合作或背叛”的动机冲突问题。

总体而言,上述的真诚优势效应表明,即使在有害冲突的社会困境中,真诚的力量也是巨大的,甚至在一定程度上超过了利益考量,这契合了“真诚是必杀技”的民间谚语。然而,真诚的力量是否能够始终超过利益考量,当视具体情况而定。在利益冲突较大、自利动机更强的条件下,人们可能会更多地基于自我利益最大化做出决策,真诚的作用有可能被弱化,甚至被忽略。在很大意义上,社会困境中的合作就是人性因素(如真诚)考量与现实因素(如利益)考量之间的权衡或博弈。

#### 6.4 社会价值取向的调节作用

本研究的实验3考察了上述的一种可能调节决策时长效应的重要变量:个体的自利动机。结果发现,亲社会(自利动机低)和亲自我(自利动机高)个体均能捕捉到互动对象的决策时长差异信息(社会价值取向在感知到的决策时长上的主效应不显著),表明二者在对此种社会信息的敏感性上并不存在差异。然而,前者感知快决策的互动对象更真诚,预期其更合作,进而表现出更多的合作行为,而后者并未产生此种效应。何以会如此呢?有两种可能的解释:首先,二者对来自他人信息的关注度和加工深度存在差异(Van Den et al., 2009; Wang et al., 2017)。虽然都捕捉到了互动对象的决策时长信息,但亲社会者更加关注群体和他人的福祉(Iwai & Tavares, 2024),常常从他人的角度思考问题(Declerck & Bogaert, 2008),所以对来自他人的信息表现出更高的关注度和更深的加工,如主动思考他人行为背后的意图和社会意义等。这种信息加工使其更容易意识到并识别出快决策所传递的真诚信号,并基于此做出合作预期,采取合作行为。相对而言,亲自我者更多专注于自身利益最大化,在

人际互动中较少关注他人的需求和意图(张银玲等, 2020)。因此,虽然他们察觉到了互动对象决策时长的差异,却并没有给予足够的关注和加工。疏于对社会信息的关注和加工,或许是亲自我个体的先天缺陷。过于关注和追逐自身利益是以堵塞乃至失去与社会的有效联结为代价的,最终将会反噬自身利益。

其次,根据社会投射理论(social projection theory),人们在预测他人态度和行为时,有一种将自己的态度和行为投射于他人的偏向,假设他人与自己是相似的和一样的(Krueger, 2013)。因此,亲社会者相信他人像自己一样是亲社会的,而亲自我者则相信他人像自己一样是亲自我的(Chen & Krajbich, 2018)。在社会困境中,亲社会者自发地(快速地)表现出更多的合作行为(Pletzer et al., 2018),他们会将这种行为模式投射到他人身上,认为他人直觉地(快速地)做出的决策是倾向于合作的。相比之下,亲自我者自发地(快速地)表现出更多的非合作行为,他们也会将这种行为模式投射到他人身上,认为他人直觉地(快速地)做出的决策是非合作的,加之上述的亲自我者疏于社会信息关注和加工的特点,致使他们不加区分地认为他人都是不合作的。

#### 6.5 研究局限和未来方向

虽然本研究得到一些有价值的发现,但仍存在以下局限,为未来研究提供了改进方向:首先,实验范式的单一性可能限制结论的普适性。为控制合作行为测量的一致性并提升结果可比性,所有实验均采用公共物品博弈范式,但该范式对社会困境的简化可能弱化了现实互动的复杂性。未来需在囚徒困境、公共资源博弈等范式中检验决策时长效应的稳定性,尤其需关注不同博弈结构(如重复互动、收益延迟)对时间感知的调节作用。其次,任务参数的现实性不足可能影响结论的生态效度。当前实验中投资金额较小、风险水平较低,而已有研究表明,收益值差异不仅影响合作意愿(Capraro, 2013),还会改变决策速度(Krajbich et al., 2015)。在高复杂度或高风险情境下,个体可能需要更长时间权衡利弊,此时“慢决策”或被解读为谨慎可靠,“快速=真诚”的效应可能减弱甚至反转。后续可通过操纵收益率、风险等级及任务复杂度,系统揭示决策时长信号意义的动态边界。第三,个体差异的调节机制尚未充分挖掘。除社会价值取向外,认知风格(如场依存型个体更依赖外部线索; Witkin et al., 1977)、

决策偏好(如冲动型个体倾向快决策并偏好同类互动对象,沉思型个体则相反;Liviatan et al., 2008)等因素均可能影响对决策时长信息的解读,需进一步整合多维度个体特质展开探讨。第四,文化背景的差异化作用亟待验证。某些文化中“深思熟虑”被视作积极品质,慢决策可能获得更高认同(如集体主义文化)。未来需通过跨文化比较,分析文化价值观对时间线索解码的调节路径。这些局限的突破,将为构建更贴合现实的社会决策理论提供关键支撑。

## 7 结论

(1) 社会困境中互动对象的快决策让人感知更真诚。

(2) 社会困境中互动对象的快决策通过增强感知真诚直接诱发更多合作行为,也通过感知真诚和合作预期的链式中介作用诱发更多合作行为。

(3) 社会困境中互动对象的快决策促进亲社会个体的感知真诚、合作预期及合作行为,而不影响亲自我个体。

## 参 考 文 献

- Baumard, N., Andre, J. B., & Sperber, D. (2013). A mutualistic approach to morality: The evolution of fairness by partner choice. *Behavioral and Brain Sciences*, 36(1), 59–78. <https://doi.org/10.1017/S0140525X11002202>
- Capraro, V. (2013). A model of human cooperation in social dilemmas. *Plos One*, 8(8), e72427. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0072427>
- Centorrino, S., Djemaï, E., Hopfensitz, A., Milinski, M., & Seabright, P. (2015). Honest signaling in trust interactions: Smiles rated as genuine induce trust and signal higher earning opportunities. *Evolution and Human Behavior*, 36(1), 8–16. <https://doi.org/10.1016/j.evolhumbehav.2014.08.001>
- Chen, F., & Krajbich, I. (2018). Biased sequential sampling underlies the effects of time pressure and delay in social decision making. *Nature Communications*, 9, 3557. <https://doi.org/10.1038/s41467-018-05994-9>
- Christ, S. E., Van Essen, D. C., Watson, J. M., Brubaker, L. E., & McDermott, K. B. (2009). The contributions of prefrontal cortex and executive control to deception: Evidence from activation likelihood estimate meta-analyses. *Cerebral Cortex*, 19(7), 1557–1566. <https://doi.org/10.1093/cercor/bhn189>
- Critcher, C. R., Inbar, Y., & Pizarro, D. A. (2012). How quick decisions illuminate moral character. *Social Psychological and Personality Science*, 4(3), 308–315. <https://doi.org/10.1177/1948550612457688>
- Declerck, C. H., & Bogaert, S. (2008). Social value orientation: Related to empathy and the ability to read the mind in the eyes. *The Journal of Social Psychology*, 148(6), 711–726. <https://doi.org/10.3200/SOCP.148.6.711-726>
- De Freitas, J., & Hafri, A. (2024). Moral thin-slicing: Forming moral impressions from a brief glance. *Journal of Experimental Social Psychology*, 112, 104588. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2023.104588>
- Demmers, J., Weihrach, A. N., & Thompson, F. H. M. (2022). Your data are (not) my data: The role of social value orientation in sharing data about others. *Journal of Consumer Psychology*, 32(3), 500–508. <https://doi.org/10.1002/jcpsy.1255>
- Dhaliwal, N. A., Martin, J. W., Barclay, P., & Young, L. L. (2022). Signaling benefits of partner choice decisions. *Journal of Experimental Psychology: General*, 151(6), 1446–1472. <https://doi.org/10.1037/xge0001137>
- Efendić, E., van de Calseyde, P. P. F. M., & Evans, A. M. (2020). Slow response times undermine trust in algorithmic (but not human) predictions. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 157, 103–114. <https://doi.org/10.1016/j.obhdp.2020.01.008>
- Eisenbruch, A. B., & Krasnow, M. M. (2022). Why warmth matters more than competence: A new evolutionary approach. *Perspectives on Psychological Science*, 17(6), 1604–1623. <https://doi.org/10.1177/17456916211071087>
- Evans, A. M., Dillon, K. D., & Rand, D. G. (2015). Fast but not intuitive, slow but not reflective: Decision conflict drives reaction times in social dilemmas. *Journal of Experimental Psychology: General*, 144(5), 951–966. <https://doi.org/10.1037/xge0000107>
- Evans, A. M., & Rand, D. G. (2019). Cooperation and decision time. *Current Opinion in Psychology*, 26, 67–71. <https://doi.org/10.1016/j.copsyc.2018.05.007>
- Evans, A. M., & van de Calseyde, P. P. F. M. (2017). The effects of observed decision time on expectations of extremity and cooperation. *Journal of Experimental Social Psychology*, 68, 50–59. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2016.05.009>
- Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A. G., & Buchner, A. (2007). G\*power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior Research Methods*, 39(2), 175–191. <https://doi.org/10.3758/BF03193146>
- Fiske, S. T., Cuddy, A. J., & Glick, P. (2007). Universal dimensions of social cognition: Warmth and competence. *Trends in Cognitive Sciences*, 11(2), 77–83. <https://doi.org/10.1016/j.tics.2006.11.005>
- Fiske, S. T., Cuddy, A. J., Glick, P., & Xu, J. (2002). A model of (often mixed) stereotype content: Competence and warmth respectively follow from perceived status and competition. *Journal of Personality and Social Psychology*, 82(6), 878–902. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.82.6.878>
- Goodwin, G. P., Piazza, J., & Rozin, P. (2014). Moral character predominates in person perception and evaluation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 106(1), 148–168. <https://doi.org/10.1037/A0034726>
- Hackel, L. M., & Zaki, J. (2018). Propagation of economic inequality through reciprocity and reputation. *Psychological Science*, 29(4), 604–613. <https://doi.org/10.1177/0956797617741720>
- Hayes, A. F. (2018). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach* (2nd ed.). New York: Guilford Press.
- Hu, X., Xu, Z., & Mai, X. (2017). Social value orientation modulates the processing of outcome evaluation involving others. *Social Cognitive and Affective Neuroscience*, 12(11), 1730–1739. <https://doi.org/10.1093/scan/nsx102>
- Iwai, T., & Tavares, G. M. (2024). When prosocial motives matter most: The interactive effects of social value orientation, message framing, and helping costs on helping behavior. *Journal of Behavioral Decision Making*, 37(2), e2384. <https://doi.org/10.1002/bdm.2384>

- Johnson, H. H., Bluhm, D., Hannah, S., Avolio, B., & Lester, P. (2023). Authentic leadership's impact on follower psychological capital and performance through organizational identification and role clarity. *Human Performance*, 36(5), 219–248. <https://doi.org/10.1080/08959285.2023.2261002>
- Jordan, J. J., Hoffman, M., Nowak, M. A., & Rand, D. G. (2016). Uncalculating cooperation is used to signal trustworthiness. *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, 113(31), 8658–8663. <https://doi.org/10.1073/pnas.1601280113>
- Kahneman, D. (2011). *Thinking, fast and slow*. New York: Farrar, Straus and Giroux.
- Kang, P., Anand, K., Feldman, P., & Schweitzer, M. E. (2020). Insincere negotiation: Using the negotiation process to pursue non-agreement motives. *Journal of Experimental Social Psychology*, 89, 103981. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2020.103981>
- Kernis, M. H., & Goldman, B. M. (2006). A multicomponent conceptualization of authenticity: Theory and research. *Advances in Experimental Social Psychology*, 38, 283–357. [https://doi.org/10.1016/S0065-2601\(06\)38006-9](https://doi.org/10.1016/S0065-2601(06)38006-9)
- Krajovich, I., Bartling, B., Hare, T., & Fehr, E. (2015). Rethinking fast and slow based on a critique of reaction-time reverse inference. *Nature Communications*, 6, 7455. <https://doi.org/10.1038/ncomms8455>
- Krueger, J. I. (2013). Social projection as a source of cooperation. *Current Directions in Psychological Science*, 22(4), 289–294. <https://doi.org/10.1177/0963721413481352>
- Kupor, D. M., Tormala, Z. L., Norton, M. I., & Rucker, D. D. (2014). Thought calibration: How thinking just the right amount increases one's influence and appeal. *Social Psychological and Personality Science*, 5(3), 263–270. <https://doi.org/10.1177/1948550613499940>
- Li, J., Sun, Y., Yang, Z. L., & Zhong, Y. P. (2020). Social value orientation modulates the processing of social rewards for self: Evidence from ERPs study. *Acta Psychologica Sinica*, 52(6), 786–800. <https://doi.org/10.3724/SP.J.1041.2020.00786>
- [李璿, 孙宇, 杨子鹿, 钟毅平. (2020). 社会价值取向对自我社会奖赏加工的影响——来自 ERPs 的证据. *心理学报*, 52(6), 786–800.]
- Liviatan, I., Trope, Y., & Liberman, N. (2008). Interpersonal similarity as a social distance dimension: Implications for perception of others' action. *Journal of Experimental Social Psychology*, 44(5), 1256–1269. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2008.04.007>
- McEllin, L., Felber, A., & Michael, J. (2023). Action planning and execution cues influence economic partner choice. *Cognition*, 241, 105632. <https://doi.org/10.1016/j.cognition.2023.105632>
- Meyer, D. E., & Schvaneveldt, R. W. (1976). Meaning, memory structure, and mental processes. *Science*, 192(4234), 27–33. <https://doi.org/10.1126/science.1257753>
- Molenmaker, W. E., Lelieveld, G. J., De Kwaadsteniet, E. W., & Van Dijk, E. (2022). Applying a logic of appropriateness to understand behavioral differences between common resource dilemmas and public good dilemmas. *Journal of Behavioral Decision Making*, 35(1), e2243. <https://doi.org/10.1002/bdm.2243>
- Moore, C., Lee, S. Y., Kim, K., & Cable, D. M. (2017). The advantage of being oneself: The role of applicant self-verification in organizational hiring decisions. *Journal of Applied Psychology*, 102(11), 1493–1513. <https://doi.org/10.1037/APL0000223>
- Pletzer, J. L., Balliet, D., Joireman, J., Kuhlman, D. M., Voelpel, S. C., & Van Lange, P. A. M. (2018). Social value orientation, expectations, and cooperation in social dilemmas: A meta-analysis. *European Journal of Personality*, 32(1), 62–83. <https://doi.org/10.1002/per.2139>
- Pruitt, D. G., & Kimmel, M. J. (1977). Twenty years of experimental gaming: Critique, synthesis, and suggestions for the future. *Annual Review of Psychology*, 28, 363–392. <https://doi.org/10.1146/annurev.ps.28.020177.002051>
- Rand, D. G., Greene, J. D., & Nowak, M. A. (2012). Spontaneous giving and calculated greed. *Nature*, 489, 427–430. <http://doi.org/10.1038/nature11467>
- Rand, D. G. (2016). Cooperation, fast and slow: Meta-analytic evidence for a theory of social heuristics and self-interested deliberation. *Psychological Science*, 27(9), 1192–1206. <http://doi.org/10.1177/0956797616654455>
- Scopelliti, I., Min, H. L., McCormick, E., Kassam, K. S., & Morewedge, C. K. (2017). Individual differences in correspondence bias: Measurement, consequences, and correction of biased interpersonal attributions. *Management Science*, 64(4), 1477–1973. <https://doi.org/10.1287/mnsc.2016.2668>
- Spence, S. A., Farrow, T. F. D., Herford, A. E., Wilkinson, I. D., Zheng, Y., & Woodruff, P. W. R. (2001). Behavioural and functional anatomical correlates of deception in humans. *NeuroReport*, 12(13), 2849–2853. <https://doi.org/10.1097/00001756-200109170-00019>
- Sutton, A. (2020). Living the good life: A meta-analysis of authenticity, well-being and engagement. *Personality and Individual Differences*, 153, 109645. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.109645>
- Tang, Y., Ren, Z., Pu, X., & Han, W. (2021). The effect of interpersonal authenticity on coworker interactions within work team. *Advances in Psychological Science*, 29(4), 597–609. <https://doi.org/10.3724/SP.J.1042.2021.00597>
- [汤一鹏, 任芷宇, 蒲小萍, 韩韦. (2021). 人际真诚在同事互动及团队工作中的作用. *心理科学进展*, 29(4), 597–609.]
- Tastemirova, A., Schneider, J., Kruse, L. C., Heinzle, S., & vom Brocke, J. (2022). Microexpressions in digital humans: Perceived affect, sincerity, and trustworthiness. *Electron Markets*, 32, 1603–1620. <https://doi.org/10.1007/s12525-022-00563-x>
- Trifonova, I. V., McCall, C., Fysh, M. C., Bindemann, M., & Burton, A. M. (2024). First impressions from faces in dynamic approach-avoidance contexts. *Journal of Experimental Psychology: Human Perception and Performance*, 50(6), 570–586. <https://doi.org/10.1037/xhp0001197>
- Van de Calseyde, P. P. F. M., Keren, G., & Zeelenberg, M. (2014). Decision time as information in judgment and choice. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 125(2), 113–122. <https://doi.org/10.1016/j.obhdp.2014.07.001>
- Van Den, B. W., van Dijk, E., Westenberg, M., Rombouts, S. A. R. B., & Crone, E. A. (2009). What motivates repayment? Neural correlates of reciprocity in the trust game. *Social Cognitive and Affective Neuroscience*, 4(3), 294–304. <https://doi.org/10.1093/scan/nsp009>
- Van Lange, P. A. M. (1999). The pursuit of joint outcomes and equality in outcomes: An integrative model of social value orientation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 77(2), 337–349. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.77.2.337>
- Van Lange, P. A. M., Agnew, C. R., Harinck, F., & Steemers, G. E. M. (1997). From game theory to real life: How social value orientation affects willingness to sacrifice in ongoing close relationships. *Journal of Personality and Social*

- Psychology*, 73(6), 1330–1344. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.73.6.1330>
- Van Lange, P. A. M., Joireman, J., Parks, C. D., & Van Dijk, E. (2013). The psychology of social dilemmas: A review. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 120(2), 125–141. <http://dx.doi.org/10.1016/j.obhdp.2012.11.003>
- Wang, D., & Ziano, I. (2022). Faster responders are perceived as more extraverted. *Journal of Experimental Psychology: General*, 151(12), 3177–3197. <https://doi.org/10.1037/xge0001254>
- Wang, Y., Kuhlman, D. M., Roberts, K., Yuan, B., Zhang, Z., Zhang, W., & Simons, R. F. (2017). Social value orientation modulates the FRN and P300 in the chicken game. *Biological Psychology*, 127, 89–98. <https://doi.org/10.1016/j.biopsycho.2017.04.012>
- Witkin, H. A., Moore, C. A., Goodenough, D. R., & Cox, P. W. (1977). Field-dependent and field-independent cognitive styles and their educational implications. *Review of Educational Research*, 47(1), 1–64.
- Zhang, H., Chen, K., Schlegel, R. J., Hicks, J. A., & Chen, C. (2019). The authentic moral self: Dynamic interplay between perceived authenticity and moral behaviors in the workplace. *Collabra-Psychology*, 5(1), 48. <https://doi.org/10.1525/collabra.260>
- Zhang, Y., Yu, Z., & Mai, X. (2020). The influence of social value orientation on self-other risk decision-making and its mechanisms. *Acta Psychologica Sinica*, 52(7), 895–908. <https://doi.org/10.3724/SP.J.1041.2020.00895>
- [张银玲, 虞祯, 买晓琴. (2020). 社会价值取向对自我-他人风险决策的影响及其机制. *心理学报*, 52(7), 895–908.]
- Ziano, I., & Wang, D. (2021). Slow lies: Response delays promote perceptions of insincerity. *Journal of Personality and Social Psychology*, 120(6), 1457–1479. <https://doi.org/10.1037/pspa0000250>

## Fast = Sincere: The effect of interactive partner decision time in social dilemmas

LIU Yongfang, SUN Yue, LIAN Jinjing

(Shanghai Key Laboratory of Mental Health and Psychological Crisis Intervention; School of Psychology and Cognitive Science, East China Normal University, Shanghai 200062, China)

### Abstract

Prior research has shown that the time interaction partners take to make decisions can shape interpersonal perceptions and influence cooperative behavior in social dilemmas. Yet, it remains uncertain whether faster or slower decisions are more likely to foster positive impressions and promote cooperation. This study examined how decision time, as a single cue provided by interaction partners, influenced cooperative behavior in social dilemmas while controlling for other interpersonal cues. From the perspective of interpersonal perception, this study aimed to clarify the effect of decision time on cooperation and to uncover the psychological mechanisms and boundary conditions underlying this effect, thereby offering a more nuanced understanding of this important social cue.

This study employed a public goods game paradigm to measure cooperative behavior and included one pilot experiment and five formal experiments. The pilot experiment was conducted to determine appropriate time thresholds for fast and slow decision-making. Experiment 1 manipulated the decision time of an interaction partner by combining direct perception with an indirect cue, in order to assess its impact on perceived sincerity. Experiment 2a manipulated decision time in the same way to examine whether it influenced cooperative behavior through the mediating roles of perceived sincerity and cooperation expectations. Experiments 2b and 2c used either direct perception or an indirect cue alone, respectively, to examine the robustness of the findings from Experiment 2a under weaker manipulation conditions and to rule out perceived competence as an alternative explanation. Experiment 3 investigated whether and how individuals' social value orientation moderated the effect of decision time on perceived sincerity, cooperation expectations, and cooperative behavior.

The main results can be summarized as follows: (1) Individuals perceived partners who made fast decisions as more sincere than those who made slow decisions. (2) Fast decision-making promoted cooperative behavior through enhanced perceived sincerity, as well as through the chain-mediating effects of perceived sincerity and cooperation expectations. (3) The influence of decision time on cooperative behavior was moderated by social value orientation. Pro-social individuals perceived fast-deciding partners as more sincere than slow-deciding ones, which led to higher cooperation expectations and thus more cooperative behavior. In contrast, decision time did not affect pro-self individuals' perceptions of their partners' sincerity, and therefore did not influence

their cooperative behavior.

These findings not only demonstrate the independent social-signaling value of partner decision time, but also reveal its dual-pathway mechanism and boundary conditions in shaping cooperative behavior in social dilemmas. The results provide new evidence that helps resolve theoretical debates concerning the interpersonal effects of decision time, and offer practical implications for optimizing cooperative strategies in real-world social dilemmas by highlighting the role of faster responses in conveying sincerity.

**Keywords** social dilemmas, decision time, perceived sincerity, cooperative expectations, cooperative behavior

## 补充材料:

附录 1 人口统计学变量对主要因变量的回归分析结果

| 变量    | 感知真诚    |       |        |      | 合作预期    |       |       |      | 合作行为    |       |       |      |
|-------|---------|-------|--------|------|---------|-------|-------|------|---------|-------|-------|------|
|       | $\beta$ | $t$   | LLCI   | ULCI | $\beta$ | $t$   | LLCI  | ULCI | $\beta$ | $t$   | LLCI  | ULCI |
| 实验 1  |         |       |        |      |         |       |       |      |         |       |       |      |
| 性别    | 0.12    | 1.53  | -0.09  | 0.73 | ----    | ----  | ----  | ---- | ----    | ----  | ----  | ---- |
| 年龄    | -0.07   | -0.84 | -0.04  | 0.02 | ----    | ----  | ----  | ---- | ----    | ----  | ----  | ---- |
| 教育程度  | 0.09    | 1.19  | -0.16  | 0.64 | ----    | ----  | ----  | ---- | ----    | ----  | ----  | ---- |
| 实验 2a |         |       |        |      |         |       |       |      |         |       |       |      |
| 性别    | 0.09    | 1.15  | -0.18  | 0.69 | -0.05   | -0.66 | -0.95 | 0.47 | -0.04   | -0.46 | -0.99 | 0.62 |
| 年龄    | 0.14    | 1.83  | -0.002 | 0.05 | -0.03   | -0.41 | -0.05 | 0.03 | 0.04    | 0.53  | -0.04 | 0.06 |
| 教育程度  | -0.003  | -0.03 | -0.35  | 0.34 | -0.04   | -0.56 | -0.72 | 0.40 | -0.005  | -0.07 | -0.65 | 0.61 |
| 实验 2b |         |       |        |      |         |       |       |      |         |       |       |      |
| 性别    | -0.04   | -0.61 | -0.44  | 0.23 | -0.08   | -1.13 | -0.94 | 0.25 | -0.08   | -1.13 | -1.18 | 0.32 |
| 年龄    | -0.001  | -0.02 | -0.02  | 0.02 | -0.01   | -0.11 | -0.04 | 0.04 | 0.02    | 0.23  | -0.04 | 0.05 |
| 教育程度  | 0.07    | 0.93  | -0.19  | 0.54 | 0.11    | 1.49  | -0.16 | 1.13 | 0.02    | 0.29  | -0.69 | 0.93 |
| 实验 2c |         |       |        |      |         |       |       |      |         |       |       |      |
| 性别    | 0.08    | 1.03  | -0.20  | 0.63 | -0.003  | -0.05 | -0.76 | 0.73 | -0.06   | -0.73 | -1.02 | 0.47 |
| 年龄    | 0.05    | 0.64  | -0.02  | 0.04 | 0.04    | 0.52  | -0.04 | 0.07 | 0.09    | 1.25  | -0.02 | 0.08 |
| 教育程度  | 0.05    | 0.64  | -0.26  | 0.50 | 0.04    | 0.57  | -0.49 | 0.88 | 0.002   | 0.02  | -0.68 | 0.70 |
| 实验 3  |         |       |        |      |         |       |       |      |         |       |       |      |
| 性别    | 0.02    | 0.27  | -0.28  | 0.37 | -0.04   | -0.70 | -0.82 | 0.39 | -0.05   | -0.98 | -0.96 | 0.32 |
| 年龄    | -0.07   | -1.28 | -0.04  | 0.01 | 0.02    | 0.40  | -0.03 | 0.05 | -0.05   | -0.93 | -0.06 | 0.02 |
| 教育程度  | -0.04   | -0.70 | -0.40  | 0.19 | -0.02   | -0.41 | -0.67 | 0.43 | -0.05   | -0.97 | -0.86 | 0.29 |

注：性别编码：1 = 男, 2 = 女；教育程度编码：1 = 专科及以下, 2 = 本科, 3 = 研究生及以上；年龄采用连续数据。所有置信区间均包含 0, 说明人口统计学变量不能显著预测主要因变量。