

# 《心理学报》审稿意见与作者回应

题目：互联网“捐赠箱”效应：增加“捐赠箱”对个体互联网捐赠意愿的影响

作者：赵远婕，莫子川，马京晶

## 第一轮

### 审稿人 1 意见：

本文通过 4 个研究考察了在互联网捐赠平台增加“捐赠箱”这一设置对于提高捐赠转化率的作用及其心理机制。总体而言，所报告的研究在多个方面都可圈可点，既根据心理学理论开发了新的有可能提升捐赠转化率的手段，又对该手段的有效性从心理学角度进行了分析和检验，此外还进行了预注册，而且对有关的变更给出了详细的解释，论文写作方面也符合规范，文字表达清晰准确。但是，所报告的研究在细节方面，存在一些可能影响研究结论的问题，需要给出进一步的分析和解释，才能让论文的结果更加真实可信。以下是具体的评审意见和建议。

### 回应：

尊敬的审稿专家，非常感谢您对本研究的肯定和提出的宝贵建议。根据您的建议，我们已对论文进行了相应的修改和完善，主要修改部分在正文已用蓝色字标出。以下我们将对您所提意见逐一进行回复。在一些回应中，为了更加直观，我们引用了修改后的正文。

### 意见 1 决策难度感知的含义和测量：

根据作者给出的引用文献，决策难度感知是指“个体对决策简单或困难的主观认知水平”(Hanselmann & Tanner, 2008), 且决策难度感知与决策的重要性、决策复杂度、风险以及时间压力等决策特征息息相关(Anderson, 2003; Bettman et al., 1991; Broniarczyk & Griffin, 2014; Krijnen et al., 2015)。通常情况下，决策重要性越高、决策越复杂、风险越大、时间压力越大，个体感受到的决策难度水平越高。从以上论述来看，此处的决策难度感知，反映的是做出决策的整体困难程度，而不是做出一个特定决策（比如将一个特定项目放入捐赠箱，或者不放入捐赠箱的决策）的难度。从决策过程的角度来说，当个体在一次决策涉及的多个选项间存在明显偏好时，做出决策本身是简单容易的，选择明显偏好的选项也是容易的，但要选择其他选项则是困难的。这里需要区分的是，做出决策本身的难度，和做出选择某一特定选项的难度。以本研究涉及的一个具体决策即是否将某一项目放入捐赠箱为例：当个体明确偏好将该项目放入捐赠箱时，这个决策本身是容易的，做出放入捐赠箱的这个决定也是容易的，但是如果该个体决定不将项目放入捐赠箱，则是困难的。类似的，当个体明确偏好不将特定项目放入捐赠箱时，这个决策本身仍然是容易的，做出不放入捐赠箱的这个决定也是容易的，但是如果该个体决定将项目放入捐赠箱，则是困难的。在所报告的研究中，有关决策难度感知的问题是这么问的：“将项目加入捐赠箱/向项目立即捐赠的决策难易程度为”；1 = 非常容易，7 = 非常困难”这一表述存在两种可能解读，一是决定**是否**放入捐赠箱或者**是否**向项目立即捐赠的难易程度，二是决定放入捐赠箱或者决定立即捐赠这个选择（即选择对应选项）本身的难度感知。研究结果表明，被试的回答和决策意愿存在负相关，似乎

表明被试倾向于以上述第二种方式来理解这个决策难度感知问题（如果是第一种解读方式，应该呈现出倒 U 型关系）。但是这一方面和本文引用的文献中对于决策难度感知的定义存在矛盾，另一方面又使得所测量的决策难度感知和决策意愿存在概念上的混淆或者同义反复的可能（即个体越是愿意接受一个选择，越是觉得接受这个选择是容易的。因此这里测量的所谓决策难度感知，不太能够作为一个概念意义上有明显区分度的中介变量来使用）。总之，无论是从理论分析的角度，还是从让被试对于测题建立正确理解的角度，都需要对上述两种决策难度感知做出区分，并且明确选择其中的一种定义，来开展研究和进行理论分析。建议作者在修改论文时，给出合理的回应。

回应：

非常感谢您指出这一关键性问题。本研究所定义的感知决策难度是指您提及的第一种（即，整体决策难度）。诚如您所提到的，原实验 2 关于感知决策难度的测量可能会让部分参与者理解为特定方向的感知决策难度，从而导致该中介变量与因变量的测量存在同义反复的问题。为了更好的厘清和验证感知决策难度在互联网“捐赠箱”效应中的作用，根据您的建议，我们做了以下修改：

1) 理论部分，我们进一步细化和完善了理论推导。我们从成本-收益权衡的角度分析、阐述了个体在面对这两种决策（是否加入捐赠箱 vs. 是否立即捐赠）时的感知决策难度的差异。即，是否加入捐赠箱决策的成本-收益权衡更加容易，感知决策难度更低。

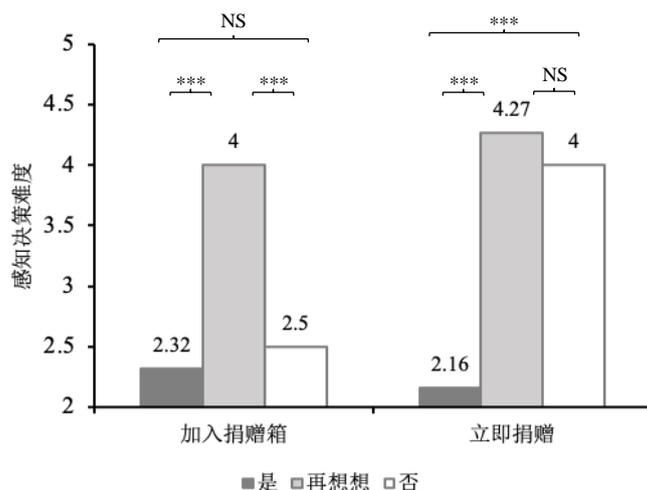
2) 实证部分，我们在保留原实验 2 的基础上（作为新的实验 2A），增加了一个实验 2B。实验 2B 的主要目的有三个：

其一，通过参考过往文献（Hanselmann & Tanner, 2008; Thompson et al., 2009），调整感知决策难度测量的问项表述（即，“决定是否将筹款项目加入捐赠箱/是否向筹款项目立即捐赠的决策难易程度为”），明确感知决策难度的定义，解决您所提到的中介变量与因变量的测量可能存在同义反复的问题。

其二，通过调整因变量的测量方式，检验实验结论的稳健性。在实验 2A 中我们采用了 1-7 量表测量因变量，在实验 2B 中，我们采用了 3 分类变量测量因变量（1 = 是，2 = 否，3 = 再想想），以检验研究结论是否会受到测量方式的影响。

其三，通过调整因变量的测量方式，我们尝试探索您所提到的整体感知决策难度与决策意愿之间的关系。在实验 2A 中，我们采用了 1-7 量表测量因变量（1 = 再看看，7 = 加入捐赠箱/立即捐赠）。虽然该测量方式能够反映出个体的决策意愿，检验本研究所提出的假设 2a，但无法检验您所提到的整体感知决策难度与决策意愿之间的倒 U 型关系。因此，在实验 2B 中，我们采用了 3 分类变量测量因变量（1 = 是，2 = 否，3 = 再想想）。

实验结果显示（见下图），在“加入捐赠箱”情景中，选择“是”、“否”的参与者的感知决策难度显著低于选择“再想想”的参与者（如您所提到的倒 U 型关系）；在“立即捐赠”情景中，选择“是”的参与者的感知决策难度显著低于选择“再想想”、“否”的参与者（非倒 U 型关系）。



注：\*\*\*表示  $p < 0.001$ ，\*\*表示  $p < 0.01$ ，\*表示  $p < 0.05$ ，NS 表示  $p > 0.05$ 。

该实验结果表明，感知决策难度与决策意愿之间不一定是倒U型关系，即使是选择“否”，感知决策难度可能也会较高，这符合我们提出的理论：在面对“立即捐赠”决策时，个体需要在成本和收益之间做更多的权衡，即使选择“否”，可能也是权衡之后放弃做好事；而在“加入捐赠箱”的情景下，个体几乎不需要在成本和收益之间权衡，选择“否”可能是基于个体较为确定的偏好，因此感知决策难度较低。

## 意见 2 真实性感知的含义和测量：

实验 1 中有关真实性感知的定义和测量，也存在不一致的情况。按照正文所述，作者感兴趣的似乎是被试对于包含“捐赠箱”的在线捐赠决策模拟的真实性感知，换言之，被试是否觉得要完成的是一个会带来真实结果的决策。但是，提供给被试的问题，涉及的却是所做的决策是否反映了真实偏好，以及是否和日常决策行为一致。是否觉得模拟场景对应的是真实场景，会带来真实的结果，和所做的决定是否反映真实偏好或者可以代表真实的行为，是两个虽然存在关联但却不同的问题。因此，被试针对有关测题所做的回答，并不能代表他们对于模拟场景的真实性感知。此处需要明确所测得的变量的确切含义，并且对相关结果给出解释（即考虑了所谓的真实性感知之后，增加“捐赠箱”对捐赠意愿的影响从统计显著变为统计上边缘显著这一结果）。

## 回应：

非常感谢您指出这一点。的确，我们测量的是参与者在模拟募捐平台上所做的决策多大程度上反映了他们的真实偏好。该测量的初衷是为了检验实验 1 中激励相容设计的有效性。借鉴 Van Ittersum et al. (2013) 的研究中的分析方式，通过分析我们发现，被试普遍认为其决策较好地反映了真实偏好 ( $M = 5.21, SD = 1.32$ )，并且在两个实验情景间没有显著差异 ( $F(1, 186) = 1.20, p = 0.27$ )，验证了本研究中激励相容设计的有效性。因此，在论文修改稿中我们做了以下调整：明确了该问项的测量目的，调整了问项的名称，不再将该变量作为控制变量加入模型中。具体请见实验 1。

\*Van Ittersum, K., Wansink, B., Pennings, J. M., & Sheehan, D. (2013). Smart shopping carts: How real-time feedback influences spending. *Journal of Marketing*, 77(6), 21–36.

### 意见 3 一致性动机的测量以及设置“捐赠箱”对一致性动机的诱导作用：

研究 3 在测量一致性动机时，所用测题的核心内容是“表现得前后矛盾”，“前后不一致”和“保持前后决策一致”这样的表述，在其中反复出现的是“前后”这一词汇。对于引入了“捐赠箱”的模拟场景，“前后决策”可以理解为分别指的是加入捐赠箱的决策和最终的捐赠决策，但是在没有设置“捐赠箱”的条件下，这个“前后”的确切含义并不清楚，因此有可能被试并不理解此时应该如何反应，或者他们的反应并不是针对作者所关心的所谓一致性动机做出的。类似的，既然在无捐赠箱场景下，所谓的一致性动机意义不明，那么提出增加“捐赠箱”会增强个体的一致性动机，就显得不妥。此处有必要明确在无捐赠箱的情况下，所谓的一致性动机对应的到底是什么。以上 3 条评审意见（1-3）涉及的是本研究除了增加捐赠箱会提升捐赠意愿这一核心结论外的其他各条主要结论，因此厘清相关概念以及对应的测量方法，对于本论文结论的可信程度十分重要，建议作者深入思考后做出合理的回应。

#### 回应：

非常感谢您指出这一关键性问题。诚如您所提到的，原实验 3 的一致性动机测量可能在未增加“捐赠箱”的情景下意义不明。为了解决您所提到的问题，我们在新实验 3 中调整了一致性动机强度的测量方式，将此问题调整为“在您做刚才的捐赠决策时，您在多大程度上有以下想法（完全没有 = 1，非常强烈 = 7）”，三个陈述分别为“如果我的行为不一致，我会介意”、“我希望表现出一致性”、“我希望别人认为我是一个一致的人”。实验结果再次验证了假设 2b，具体结果请见新实验 3。

### 意见 4 长期一致性动机的划分：

在论文自检报告中，作者提到将预注册时设定的对长期一致性变量的二分类操作调整为三分类操作。从图 11 来看，在三个等级的长期一致性水平下，增加捐赠箱都可以提升捐赠意愿，虽然统计上只有当长期一致性处于中等或较高水平时，增加捐赠箱的简单效应才是显著的。对此我有两个疑问，一是如果沿用预注册时选定的二分类操作，结果如何？二是三分类下的较低水平时不显著的结果，是否可能是效应量较小导致的？换言之，是否无论长期一致性水平如何，增加捐赠箱都可以提升一致性动机，并进而增强捐赠意愿？

#### 回应：

非常感谢您指出这一点。为了回答您的疑问，也为了更好的说明长期一致性偏好对互联网“捐赠箱”效应的调节作用。我们在实验 4 中补充了 Johnson-Neyman 分析。结果显示，当长期一致性偏好得分低于 4.45 时（人数占比为 21.31%），增加（vs. 未增加）“捐赠箱”对捐赠意愿的影响不显著；当长期一致性偏好得分高于 4.45 时（人数占比为 78.69%），增加（vs. 未增加）“捐赠箱”对捐赠意愿的影响显著（ $B = 0.47, z = 1.96, p = 0.05$ ）。值得一提的是，该发现是基于当前样本，在其他群体或更广泛的样本中，长期一致性偏好的这一 JN 临界点可能会导致不同的群体划分比例，比如 10% vs. 90% 或者 50% vs. 50%。因此，在论文修改稿中，我们采用了更严谨的表述：不再对长期一致性偏好进行三分类，而是采用了更准确的“较低（vs. 较高）长期一致性偏好”的二分类表述。

### 意见 5 一致性动机的多种可能影响：

本文对于一致性动机在捐赠决策中的作用，主要是从保持决策一致性的角度进行论述的。根据这一解释，当个体做出将某一项目加入捐赠箱的决策后，如果他有较强的一致性动机，那么就可能将这一决策延伸为最终的捐赠决策。但是，对于一个能够意识到自己有较强的一致性动机的个体而言，也有可能因为知道自己会保持一致，所以最初做出加入捐赠箱的决策时也会更加谨慎。换言之，一致性动机可能不仅影响从加入捐赠箱决策到捐赠决策的这一过程，也会影响加入捐赠箱这一决策本身。建议作者进行有关的分析，从而对增加捐赠箱带来的心理上的变化，得出更加全面的认识。

回应：

非常感谢您提出这一富有见解的视角。为了检验您所提到的可能性，我们使用实验 4 的数据集进行了深入分析和探索。我们希望能够回答是否个体自我汇报的长期一致性偏好程度越高，他们在做加入捐赠箱决策时会更加谨慎。具体而言：我们希望 1) 检验较高的一致性偏好是否会降低个体将筹款项目加入捐赠箱的意愿；以及 2) 检验较高的一致性偏好是否会增加个体做加入捐赠箱决策的决策时间。

1) 以长期一致性偏好为自变量，加入捐赠箱意愿为因变量（1 = 加入，0 = 未加入）进行 logistic 回归分析。结果表明，长期一致性偏好越高，个体将筹款项目加入捐赠箱的意愿越高（ $B = 0.43$ ,  $SE = 0.15$ ,  $Wald \chi^2 = 8.08$ ,  $p = 0.004$ ,  $odds\ ratio = 1.54$ ）。

2) 以长期一致性偏好为自变量，以加入捐赠箱决策时间为因变量进行回归分析。结果表明，长期一致性偏好对加入捐赠箱决策时间的影响不显著（ $B = 1.43$ ,  $SE = 1.96$ ,  $t = 0.73$ ,  $p = 0.47$ ）。

因此，从当前的实证证据来看，似乎不能支持较高的一致性偏好会导致个体在最初做出加入捐赠箱的决策时更加谨慎，未来可能需要更多实证证据对此进行探讨。

意见 6 效应量偏小：

本论文报告的分析结果中，有多处的效应量较小，而且当考虑了全部样本而非有效样本后，传统 NHST 检验所得的  $p$  值会变得超过常规的  $\alpha$  水平（比如研究 1 和研究 3），这似乎表明当前研究的结果并不稳定，或者增加捐赠箱的影响相当有限。对于增加捐赠箱会提升捐赠意愿这一结论，考虑到报告的四个研究结果一致，应该还是可信的。但是对于其他因变量，是否也有相同的效应，以及效应的大小是否具有实际意义，是一个值得商榷的问题。建议作者修改时进行必要的讨论，并且提出将来研究的改进方法。

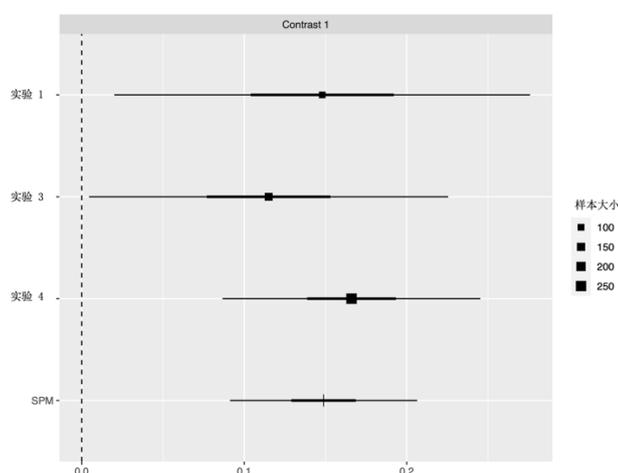
回应：

非常感谢您指出这一点。在本轮修改中，我们新做了两个实验（实验 2B 和实验 3），即使在考虑全样本后，均得到稳健的结果。不过，为了进一步检验文章结论的稳健性，我们决定采用单文章元分析方法（single-paper meta-analyses），对本研究的主效应进行了进一步验证。

参考单文章元分析的检验流程（McShane & Bückenholt, 2017），我们总结了本研究中三个涉及主效应的实验（实验 1、实验 3、实验 4）的统计数据（见下表）。

实验	实验情景	选择捐赠的人数比例	样本量
实验 1	增加“捐赠箱”	0.78	92
	未增加“捐赠箱”	0.64	96
实验 3	增加“捐赠箱”	0.72	140
	未增加“捐赠箱”	0.61	137
实验 4	增加“捐赠箱”	0.75	261
	未增加“捐赠箱”	0.59	260

单文章元分析结果显示（见下图），增加（vs. 未增加）“捐赠箱”显著提高了捐赠率（提升了 14.25%；95% CI: 8.49%–20.02%），表明本文的主要研究结论具有较高的稳健性和可靠性，并且该效应大小对于筹款实践而言已足以产生重要的实际意义。



\*McShane, B. B., & Böckenholt, U. (2017). Single-paper meta-analysis: Benefits for study summary, theory testing, and replicability. *Journal of Consumer Research*, 43(6), 1048-1063.

意见 7 :

本文的英文摘要总体写作相当规范，不存在明显的问题。但是，第 2 段的第 2 句话（即 By developing two versions of simulated donation platforms— one with the addition of a ‘donation cart’ and one without—and compared their fundraising performances.），不符合英语语法规则，需要修改。

回应:

非常感谢您的细心审阅。英文摘要部分已修改（We developed two versions of simulated donation platforms—one with the addition of a ‘donation cart’ and one without—to compare their fundraising performances）。

.....

## 审稿人 2 意见:

该文通过四项研究试图探讨在互联网捐赠中,增加“捐赠箱”对被试捐赠意愿的影响,并检验了决策难度和一致性动机这两种心理机制在其后起到的中介效应。该现象具有重要的理论与现实意义,作者理论推导简洁明确,大部分数据处理符合规范,只是整体模型的组织尚有提升的空间(具体见 2 和 3)。另外数据处理和部分表述存在问题,建议使用更恰当的统计手段对数据重新分析,在此基础上形成新的结论。

## 回应:

尊敬的审稿专家,非常感谢您对本研究的认可和提出的宝贵建议。根据您的建议,我们已对论文进行了相应的修改和完善,主要修改部分在正文已用蓝色字标出。以下我们将对您所提意见逐一进行回复。在一些回应中,为了更加直观,我们引用了修改后的正文。

## 意见 1:

本研究的主要发现,是否存在其他解释(alternative explanations)的可能性?例如,结合捐助人均(总)捐助金额没有差异,而在捐助项目数量上有差异的结果,可能说明,背后的机制并非由于一致性或决策难度,而是由于被试一开始就已经大致决定了要捐助的金额,有捐助箱的情况下,被试可以一次性多选,最终,为多个项目捐出的金额就是自己已经决定的金额;而直接捐助情况下,被试只能单选,一旦捐助完成,被试不会再捐助其他项目(因为,“爱心”已经表达了),从而造成了捐助项目数量的有差异而捐助总额没差异。

## 回应:

非常感谢您的问题。事实上,实验 1 的模拟捐赠平台与当前真实互联网募捐平台设计相似,在未增加“捐赠箱”平台版本的被试也可以进行多次捐赠:被试在完成捐赠后,可以返回主页,继续浏览其他筹款项目,以及决定是否再次捐赠。由于实验 1 是模拟真实捐赠决策的实验,为了能够贴近现实情况,我们可能无法非常完美的控制住其他的可能解释,因此,在后续实验中,我们严格的控制了增加(vs. 未增加)“捐赠箱”两个实验情景中的差异,并使用不同的筹款项目、采用不同的测量方式、针对不同的样本群体检验了互联网“捐赠箱”效应的稳健性,同时通过使用中介和调节的方式分别检验了两个心理机制的有效性。我们相信,本研究的所有实验作为一个整体,能够有效地排除许多其他可能的替代解释。

## 意见 2:

作者提供的两种心理机制,感知决策难度和一致性,这两种心理机制是处于并行(parallel)还是链式(chain)影响了捐赠意愿?能否将两种心理机制整合在同一个模型中?

## 回应:

非常感谢您提出的关键性问题。在当前研究中,感知决策难度和一致性动机既非并行机制,亦非链式机制,而是共同作用机制,这两个共同作用机制作用于两个不同的决策阶段(与此相似的研究模型见:Hsee et al., 2013):在增加“捐赠箱”情景中,个体面临两次决策(即,是否加入捐赠箱、是否捐赠),感知决策难度作用于是否加入捐赠箱决策,而一致性动机作

用于是否捐赠决策。而在未增加“捐赠箱”组里，个体仅面临一次决策（即，是否捐赠）。由于在增加和未增加“捐赠箱”情景下，个体所面临的决策数量不同，因此，两种心理机制可能难以整合到同一个模型中。

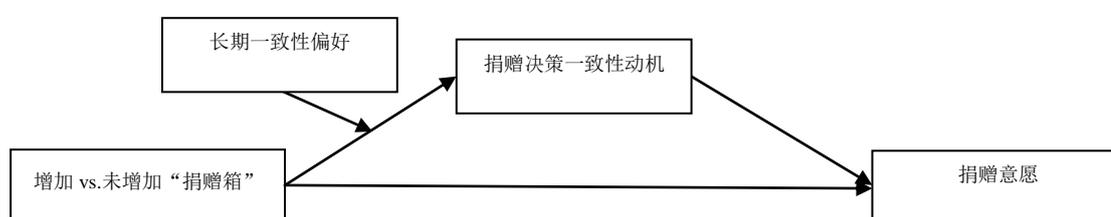
\*Hsee, C. K., Zhang, J., Lu, Z. Y., & Xu, F. (2013). Unit asking: A method to boost donations and beyond. *Psychological Science*, 24(9), 1801–1808.

### 意见 3:

研究四中，研究者将被试的长期一致性偏好作为调节变量从而发现捐赠箱效应的边界条件，那么，该调节变量改变了上述两种心理过程中的哪一个或者两个？将调节变量纳入到中介模型中，会更清晰地证明中介机制。因而有必要增加新的实验，将两个中介及一个调节变量（可考虑改用操纵获得）纳入到同一个模型中。

### 回应:

非常感谢您提出的关键性问题。长期一致性偏好调节的是增加（vs. 未增加）“捐赠箱”到捐赠决策一致性动机这条路径（见下图）。具体来说，对于长期一致性偏好较高的个体而言，当他们做出了“加入捐赠箱”初始决策后，可能会增强其保持与初始决策一致性的动机。然而，对于那些长期一致性偏好较低的个体，他们并不重视前序行为与后续行为是否契合，因此，即使他们做出了“加入捐赠箱”初始决策后，可能也难以增强其与初始决策相关的一致性动机。



此外，由于在增加和未增加“捐赠箱”情景下，个体所面临的决策数量不同（见回复意见 2），因此，两个心理机制及调节变量可能难以纳入到同一个模型中进行检验。同时，由于长期一致性偏好具有稳定性，过往研究通常采用测量的方式检验其调节效应（如，Cialdini et al., 1995; Guadagno et al., 2001）。如果将长期一致性偏好测量和捐赠决策一致性动机测量放在同一个实验中可能相互干扰，因此，本研究借鉴了 Cialdini et al. (1995) 检验个体长期一致性偏好是否调节登门槛技术（foot-in-the-door）有效性的研究，在实验 4 中测量了自变量、调节变量和因变量。

\*Cialdini, R. B., Trost, M. R., & Newsom, J. T. (1995). Preference for consistency: The development of a valid measure and the discovery of surprising behavioral implications. *Journal of Personality and Social Psychology*, 69(2), 318–328.

Guadagno, R. E., Asher, T., Demaine, L. J., & Cialdini, R. B. (2001). When saying yes leads to saying no: Preference for consistency and the reverse foot-in-the-door effect. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 27, 859–867.

#### 意见 4:

同样，对于实验一结果的解释，通常，如果经过假设检验，发现两个条件下结果差异不显著，那么可以认为，两个样本的均值差异来自于取样误差，因此，“增加“捐赠箱”（vs. 未增加“捐赠箱”）版模拟募捐平台所获得的筹款总额提升了 9.56%（ $T_{\text{增加“捐赠箱”}}=1409$  vs.  $T_{\text{未增加“捐赠箱”}}=1286$ ;  $9.56\% = 1409/1286-1$ ; 如图 6）”这样的表述是不合适的。

#### 回应:

非常感谢您的细心审阅。此部分表述已修改为“增加（vs. 未增加）“捐赠箱”版本的募捐平台筹款总额高出了 9.56%”。具体请见实验 1。

#### 意见 5:

实验二中，通常中介分析已经可以回答自变量到中介变量，中介变量到因变量关系的显著性，可以不再做前面的 ANOVA。PROCESS 中，也可以加入协变量。

#### 回应:

非常感谢您的建议。我们完全同意在 PROCESS 中加入协变量能够有效检验在控制协变量后，自变量到中介变量，中介变量到因变量的关系。然而，在关于保留前面的 ANOVA 分析的问题上，我们有一些额外考虑。在进行 ANCOVA 时，我们的协变量选择是基于所有协变量与 ANOVA 模型中因变量的相关性来确定的，当中介变量作为 ANOVA 模型中因变量时，与之显著相关的协变量与当因变量作为 ANOVA 模型中的因变量时所选的协变量不同。因此，我们认为在分析中保留前面的 ANOVA/ANCOVA 分析能够提供额外的信息，从而丰富读者对研究结果的理解。基于这些额外考虑，我们暂时保留了前面 ANOVA/ANCOVA 相关的分析。

#### 意见 6:

实验三中，因变量捐赠意愿的测量是二分变量，不宜再使用 PROCESS 进行数据处理。在 Hayes (2022) 版的书中 (p572) 指出，“In all examples that included a mediation component, all mediator(s) M and final consequent variable Y were always treated as continuous dimensions with at least interval level measurement properties. But no doubt you will find yourself in a situation where M and/or Y is dichotomous, or an ordinal scale with only a few scale points, or perhaps a count variable. Although such variables can be modeled with OLS regression, doing so is controversial because there are better methods that respect the special statistical considerations that come up when such variables are on the left sides of equations.”在后文 Hayes 推荐了处理该类数据的参考资料。

#### 回应:

非常感谢您的细致审阅和建议。的确，如 Hayes (2022)所述，当模型中的因变量为非连续变量时，可能需要审慎地使用 PROCESS 进行数据处理。然而，通过查阅 PROCESS 官网 (<https://processmacro.org/faq.html>)，我们发现在特定情况下（即，当因变量是二分类变量时），使用 PROCESS 进行中介分析是可行的。具体而言，当中介变量为连续变量，因变量是二分类变量时，PROCESS 将使用 OLS 回归预测自变量对中介变量的影响，将使用 logistic 回归预测中介变量对因变量的影响。由于本研究中的因变量均为二分类变量，因此，在当前研究中，我们保留了使用 PROCESS 进行中介分析的结果。

#### 意见 7:

中介分析中，自变量转化成虚拟变量，最好指出哪个水平是 0，哪个是 1，在图 8 和图 10 中标注。

#### 回应:

非常感谢您的细心审阅。在中介分析中 0、1 数字所对应的水平已补充标注。具体请见实验 2A、2B、3。

最后，衷心感谢两位评审专家对本文的细心评阅和富有建设性的修改建议。在您的建议和指导下，经过这一轮的修改，本文在研究理论推导的逻辑性和研究方法的严谨性上都有了显著提升。希望两位评审专家对我们的修改满意。

---

## 第二轮

#### 审稿人 1 意见:

通过增加有针对性的新研究和对论文内容做出恰当的修改，本轮修订很好地回应了本人之前的疑问，并使得修改后的论文达到了一个相当高的水准。本人认为该论文已达到可接收的水平，建议发表。

回应：非常感谢专家在审稿过程中提出的宝贵建议和肯定。

#### 审稿人 2 意见:

针对作者对审稿意见的回复，进一步的问题如下：

非常感谢专家在审稿过程中提出的宝贵建议。根据您的建议，我们已对论文进行了相应的修改和完善，主要修改部分在正文已用蓝色字标出。以下我们将对您所提意见逐一进行回复。在一些回应中，为了更加直观，我们引用了修改后的正文。

#### 意见 1:

该研究中介变量与因变量的“因果”关系都是通过测量获得的，虽然理论上推导存在因果的可能性，但本质上只是相关关系，虽然通过四个实验重复验证，但由于设计模式相似，因而并没有增加更多新信息。并没有排除我关心的替代解释。建议考虑意见 3，增加实验设计，操纵调节变量“一致性偏好”。

回应：

非常感谢专家的宝贵建议。根据您的建议，我们增加了实验 4B 操纵调节变量“一致性偏好”，具体请见论文修改稿实验 4B。

意见 2：

两种心理机制并非因果链式也非并行，作者解释的比较清晰。

回应：

非常感谢专家的宝贵建议和肯定。

意见 3：

作者明确提出了一致性偏好是一致性动机的调节变量，但很可惜是通过测量获得的。通过加入调节变量验证中介机制是很好的思路，但最好通过操纵的方式使用调节变量，这样使得因果关系更加坚实。虽然长期一致性偏好类似于人格特质，但也不是不可以改变。很多特质性的人格特质，self-construct, regulatory focus, 或者 construal level 等往往可以变为情境性的，通过操纵获得，一致性偏好通过心理学技术也应该可以操纵获得。

回应：

非常感谢专家的宝贵建议。诚如您所言，如果能够通过操纵的方式使用调节变量“一致性偏好”，可能使得因果关系更加坚实。由于过往研究普遍采用测量的方式检验一致性偏好的影响，为了能够操纵一致性偏好，我们根据您的建议借鉴了概念启动的操纵方式，基于高 vs. 低一致性偏好的特征，选取了一致性偏好量表中的一个测量项，并将它分别设计成了关于高 vs. 低一致性概念的陈述。所有被试将随机看见以上两个陈述中的一个，并被要求列出三个支持该陈述的理由，用于操纵个体的高 vs. 低一致性偏好。实验结果与原实验 4 一致：在高一致性偏好组，互联网“捐赠箱”效应依然成立，但在低一致性偏好组，该效应消失了，进一步验证了 H3。我们相信，实验 4A 和 4B 作为一个整体有效地支持了一致性偏好的调节作用。非常感谢您的建议，使得我们的机制检验更加坚实。

意见 4：

该修改不合适。研究发现人均捐款额没有显著差异，即表明人均捐款额差异或者总捐款额的差异只是抽样误差，在总体上两者无差异，即在总体上无论有无捐款箱，捐款总额无差，9.56% 只是该样本表现出来的差异，无法推广到总体的情况。“尽管如此，从整体来看，增加（vs. 未增加）“捐赠箱”版本的募捐平台筹款总额高出了 9.56%，考虑到互联网募捐平台一年接近 100 亿的筹款额，这近 10% 的捐赠额差异无疑具有重要的实践意义”，这样的讨论是无意义的。

回应:

非常感谢专家严谨细致的建议。在该实验中，由于捐赠总额是两个数字，因此无法做统计检验。根据您的建议，在论文修改稿中，我们删去了关于“考虑到互联网募捐平台一年接近 100 亿的筹款额，这近 10% 的捐赠额差异无疑具有重要的实践意义”的讨论。

意见 5:

在做协变量检验时，首先检验协变量与因变量是否存在相关关系，而不是全体纳入，这样做有一定道理。但反过来，设计时考虑到多个变量可能干扰自变量对因变量的影响，因而检验时全部纳入模型也是有一定道理的。请列出文献表明拣选协变量的做法是有道理的。另外，协变量与因变量的关系通常会因为加入另外一个变量而发生（显著性）改变，在这个意义上也应该考虑全模型。将一个实验中所有的变量进行全模型的检验，更能够提供额外信息。请作者在回复中，详细比较分别做 ANCOVA 和全模型的 PROCESS 所获得结果的异同。

回应:

非常感谢专家的宝贵建议。随机分组是减少选择偏倚的常用方式。但为了能够最大可能降低选择偏倚，尤其在相对小样本的研究中，我们参考了过往观察性研究的做法，通过在模型中加入重要的协变量以达到进一步降低选择偏倚的目的。就 Steiner et al. (2010) 所发表的、针对观察性研究如何拣选协变量的文中提到：最能降低选择偏倚的重要协变量是那些与自变量和因变量高度相关的协变量。由于本研究采用了随机分组，因此，我们仅关注了与那些与因变量高度相关的协变量，并将其纳入模型中进行稳健性检验。相似地，过往也有采用随机分组的研究根据协变量与因变量的相关性，决定是否将其作为协变量加入模型（如，Townsend 2017; Study 4A）。

根据您的建议，我们对比了实验 2A 中分别做 ANCOVA 分析和全模型的 PROCESS 分析所获得的结果。对比结果显示，不管是根据相关性拣选协变量加入模型，还是将所有协变量加入模型，不影响研究结论。供专家审阅参考：

ANCOVA (拣选协变量)	PROCESS (全模型)
实验情景 -> 感知决策难度： (协变量：家庭年收入—与感知决策难度显著相关) $F(1, 202) = 8.13, p = 0.005$	实验情景 -> 感知决策难度： (协变量：性别、年龄、家庭年收入、婚恋状态、过往捐赠经历) $B = -0.67, SE = 0.23, t = -2.91, p = 0.004$
中介分析： (协变量：家庭年收入、婚恋状态、过往捐赠经历—与决策意愿显著相关) 95% CI = [0.126, 0.776]	中介分析： (协变量：性别、年龄、家庭年收入、婚恋状态、过往捐赠经历) 95% CI = [0.136, 0.824]

\*Steiner, P. M., Cook, T. D., Shadish, W. R., & Clark, M. H. (2010). The importance of covariate selection in controlling for selection bias in observational studies. *Psychological methods*, 15(3), 250.

\*Townsend, C. (2017). The price of beauty: Differential effects of design elements with and without cost implications in nonprofit donor solicitations. *Journal of Consumer Research*, 44(4), 794-815.

意见 6:

按照网页回答，可以在中介变量或因变量是二分变量的情况下使用 PROCESS。

回应:

非常感谢专家的宝贵建议。

意见 7:

修改完成。

回应:

非常感谢专家的宝贵建议和肯定。

额外的提示:

意见 8:

研究四严格来讲，并不是“单因素组间实验设计”，因为考虑了调节变量，因而不是“单因素”，调节变量是通过测量获得的，因而不是“实验”，现在文献中经常出现“two-cell between-subject design”的说法，可以参考。

回应:

非常感谢您指出这一关键性问题。根据您的建议，在论文修改稿中，此部分表述已修改为“本实验采用双因素组间设计，包括一个组间操纵因素（增加 vs.未增加“捐赠箱”；分类变量），和一个测量因素（一致性偏好；连续变量）。”

---

### 第三轮

审稿人 2 意见:

作者针对审稿意见大部分的修改都是可以接受的。拣选“与因变量高度相关的协变量”而非使用全模型似乎也是可以接受的。但我仍然建议使用全模型，将所有协变量纳入回归方程中，这样，一方面考虑了多个变量之间的共同作用，另一方面，结果呈现也是最简省的，即，无需再做 ANOVA。当然，决定权还是交给作者。另外，作者在审稿意见回复中，说 Townsend（2017，Study 4A）研究即根据协变量与因变量的相关性取舍，但我看了一下，该研究似乎只涉及到实验时段，两个学期没差，就合并数据处理了。

回应:

非常感谢专家在审稿过程中提出的宝贵建议和肯定。为了使得结果呈现更简洁,根据您的建议,我们删去了所有涉及中介分析的实验(实验 2A、2B、3)中关于主效应的协变量分析结果(即, ANCOVA, logistics regression),仅保留了 PROCESS 全模型中的协变量分析结果。此外,由于不管是根据相关性挑选协变量加入模型,还是将所有协变量加入模型,均不影响研究结论。因此,为了保持全文所有实验分析方式的一致性,我们保留了当前的协变量分析方式。再次感谢审稿专家的宝贵建议。

---

编委意见:

作者较好地回答了审稿人提出的问题,文章质量有所提升,基本达到发表要求。建议发表。

主编意见:

基本达到发表要求。同意发表