

《心理学报》审稿意见与作者回应

题目：责任共担促进新手的互动决策获益：超扫描研究

作者：成晓君；刘美焕；潘亚峰；

第一轮

审稿专家 1 意见

该研究采用了数值估计任务和基于近红外的超扫描技术，考察了共同决策情境下责任共担导致的新手获益现象，发现相比于非责任共担，责任共担条件下新手有显著获益，并伴随着左侧额极区域脑间同步的显著提高。而且，脑间同步的提高与新手获益量有显著正相关，同时与初始能力也有显著正相关。总体而言，研究的问题较为明确，相比以往研究，进一步探讨了互动对个体的益处，对现有文献有明显的补充作用。但是该研究仍然存在一些的问题。

回应：感谢审稿专家对我们研究的评价，我们已认真解决您提出的问题，对稿件进行了全面的修改。

意见 1：该研究聚焦责任共担情况下的互动获益。但是如文中所述，责任共担不一定会导致所有个体获益，而只是对水平较低的新手有益。因此建议修改标题和问题的表述。

回应：感谢您的建议。修改稿的标题已凸显出获益个体。目前的标题为“**责任共担促进新手的互动决策获益：超扫描研究**”

意见 2：虽然以往研究表明脑间同步与社会互动和团体合作有关，但是脑间同步如何与个体获益有关，缺乏明确的假设和论述。此外，PFC 和 rTPJ 两个脑区的作用的论述也过于简略。二者表现出脑同步，但是为什么会跟互动获益有关，以及如何与新手获益、专家不获益有关？建议结合已有研究对相关脑区以及脑同步的可能作用和表现形式进一步阐述。

回应：感谢您指出这一重要问题。我们做出“脑间同步是个体获益的脑基础”的假设，主要基于以下的逻辑关系。**首先**，个体获益是在互动过程中产生的，因此在探讨其生理基础时，我们优先从人际的视角将可能反映互动过程和质量“脑间同步”纳入考虑。**其次**，有研究表明，互动的脑间同步除了反映两人或多人间的合作程度（Cui et al., 2012），还与互动过程中的单个个体的认知或行为有关，例如亲子合作时的脑间同步水平与婴儿的情绪调节水平有关（Reindl et al., 2018）等。**进一步地**，互动的脑间同步可以预测个体在互动过程中的知识累

积程度，例如师生教学活动时的脑间同步水平可以预测学生的学习成绩（Pan et al., 2018, 2020; Zheng et al., 2018; Zhu et al., 2021）和迁移效果（Zhu et al., 2021）。基于此，我们认为，个体的互动获益可能与互动过程中的脑间同步有关。我们已经在引言部分增强了关于假设的逻辑关系论述：

“神经生理层面，借助新近发展的超扫描（hyperscanning）技术，研究者们得以同时观察互动过程中多个个体的大脑活动(Montague et al., 2002; 李先春, 卑力添, 袁涤, 丁雅娜, 冯丹阳, 2018)。研究表明，互动个体间的脑活动存在同步性，即脑间同步（Interpersonal Brain Synchronization, IBS）(Balardin et al., 2017; Jahng et al., 2017; Li et al., 2018; Cui et al., 2012)。迄今为止，脑间同步在团体合作(Hu et al., 2018; Yang et al., 2020)、教学互动(Pan et al., 2018; Sun et al., 2020)、亲子互动(Miller et al., 2019; Trinh et al., 2020)等不同的互动任务中均有所发现。互动过程中的脑间同步强度不仅可反映互动当下的团队绩效，例如合作表现(Cui et al., 2012; Sun et al., 2020; Xue et al., 2018)或是信息理解(Fishburn et al., 2018; Liu et al., 2019)，还与互动过程中的单个个体的认知或行为有关，例如情绪调节水平有关（Reindl et al., 2018）、亲社会助人行为(Balconi & Fronda, 2020; Hu et al., 2017)与决策行为(Tang et al., 2016; Zhang et al., 2017)等。特别地，互动的脑间同步可以预测个体在互动过程中的知识累积程度，例如师生教学活动时的脑间同步水平可以预测学生的课堂参与度（Bevilacqua et al., 2019）、学习成绩(Pan et al., 2018, 2020; Zheng et al., 2018; Zhu et al., 2021）和迁移效果（Zhu et al., 2021）。基于此，我们认为社会决策过程中的脑间同步或与个体的互动获益紧密相关”

由上述可知，个体的互动获益可能与互动过程中的脑间同步有关，因此我们希望能同时检测互动个体的大脑活动。由于 fNIRS 系统无法覆盖全脑，根据以往的研究发现，我们将 PFC 和 rTPJ 定为感兴趣区。**首先，从脑区本身的功能出发，PFC 和 rTPJ 在社会互动和决策活动中起着重要的作用。**其中，rTPJ 主要参与了对他人的目标和信念的心理推断，PFC 参与了自我与他人信息的整合，因此，这两个系统可以通过对他人的意图进行正确编码，从而理解他人的意图（Amodio & Frith, 2006）。同时，PFC 在计划、决策和认知控制等过程中起着重要的作用(Fehr & Camerer, 2007; Overwalle, 2009; Sun et al., 2016)，可以依据个体的动机和对奖励的期待调节个体自身的行为表现。因此，这两个脑区与研究的互动决策活动是息息相关的。**其次，在以往的基于 fNIRS 的超扫描研究中，个体间的 PFC 和 rTPJ 的脑间同步已被广泛发现与社会互动行为表现相关**（Cui et al., 2012; Lu & Hao, 2019; Nozawa et al., 2019; Tang et al., 2016）。以 PFC 和 rTPJ 作为感兴趣脑区，也可以与以往研究进行直观对比。因此我们选取了这两个脑区作为感兴趣区域。关于选取理由，我们已经在正文中进行了更细致的阐述：

“互动过程中，近红外脑功能成像仪（Functional Near-Infrared Spectroscopy, fNIRS）将同时记录两名被试的前额叶（prefrontal cortex, PFC）和右侧颞顶联合区域（right temporal-parietal

cortex, rTPJ)。这两个区域在社会互动和决策活动中起着重要的作用。其中, rTPJ 主要参与了对他人的目标和信念的心理推断, PFC 参与了自我与他人信息的整合, 因此, 这两个系统可以通过对他人的意图进行正确编码, 从而理解他人的意图 (Amodio & Frith, 2006)。同时, PFC 通常与较为高级的心理活动有关, 例如计划、决策和认知控制等(Fehr & Camerer, 2007; Overwalle, 2009; Sun et al., 2016), 可能参与了依据个体的动机和对奖励的期待调节个体自身的行为表现的过程。在以往的基于 fNIRS 的超扫描研究中, 个体间的 PFC 和 rTPJ 的脑间同步已被广泛发现与社会互动行为表现相关 (Cui et al., 2012; Lu & Hao, 2019; Nozawa et al., 2019; Tang et al., 2016)。”

根据以往的研究, 我们假设了个体的获益可能伴随着脑间同步的增加, 现结果表明, 新手在责任共担下获益更多, 个体间的脑间同步更强。责任共担条件下更强的脑间同步可能反映了更有效的互动。在此条件下, 频繁互动促使专家和新手都会投入同等多的心理资源, 监视自己的个人决策结果和双方个人决策结果的整合。整合的过程涉及注意的投入, 利用工作记忆和元认知持续追踪和调整个人和集体的决策结果。而在非责任共担条件下, 无论负责人是新手还是专家, 个体更多的是对个人决策结果的追踪和整合, 可能并不重视集体决策结果的整合, 因而个人在互动决策过程中的参与感低, 有效互动减少, 脑间同步降低。在责任共担中, 虽然伴随增强的脑间同步, 但其与新手的进步值相关, 而与专家的进步值不相关, 这可能是因为专家的获益本身程度较低且波动范围较小, 无法体现出明显的相关。

意见 3: 专家和新手的标准如何判定? 在一对中的专家, 如果放在另一对中是否可能是新手? 这种情况是否会影响结果? 另外, 专家和新手估计值差异大小是否对新手的获益带来不同影响?

回应: 在本研究中, “专家”指的是进行互动的一对被试中能力水平较高的那名被试, “新手”则是指能力水平较差的那名被试。因此, 专家和新手的概念在本研究中是相对的, 而非绝对的。这一标准与以往研究一致 (Sella et al., 2018)。采用相对的 (而非绝对的) 专家和新手的概念是因为, 团体的互动决策强调的是个体成员间的互动, 而获益的来源之一是向比自身能力水平更高的个体进行学习。因此, 相对的水平是我们更为关注的因素。我们已在文中对“专家”和“新手”进行了明确的界定。

“在实验开始时, 两名被试将各自独立完成一个数值位置估计任务 (即独立决策任务, 本研究中的基线任务), 以检测其初始能力水平。在基线任务中表现较好的一名被试被确定为“专家” (N = 35), 另一名被试则被确定为“新手” (N = 35) (Sella et al., 2018; Sella et al., 2016; Siegler & Opfer, 2003)。”

如审稿人所言, 从绝对能力水平来看, 一对被试中的专家, 如果放在另一对中确实可能

是新手。在本研究中，由于最初的实验设计并未根据个体的初始绝对水平进行配对，我们无法明确得知个体的绝对能力水平如何影响个体的获益，即新手被试对（两名被试均为新手）和专家被试对（两名被试均为专家）在互动获益上是否有区别。但我们尝试将所有被试按照其初始能力水平进行了排序并将前 50% 的被试看做是专家，后 50% 的被试看做是新手。对此分组标准下的个体进步值进行统计分析，结果表明，新手在两个条件下均呈现了显著的进步（责任共担： $t(32) = 6.62$, $p < 0.001$, Cohen's $d = 1.153$, 95% CI = [18.72, 35.34]；非责任共担： $t(32) = 3.39$, $p = 0.002$, Cohen's $d = 0.590$, 95% CI = [6.37, 25.54]，且其在责任共担条件下的进步显著地大于非责任共担条件下， $t(32) = 2.91$, $p = 0.007$, Cohen's $d = 0.507$, 95% CI = [3.80, 18.82]。专家则在这两个条件下均未表现出进步（责任共担： $t(32) = -2.72$, $p = 0.096$, 95% CI = [-12.41, 1.06]；非责任共担： $t(32) = -1.95$, $p = 0.060$, 95% CI = [-3.62, 0.29]）。这表明，个体的绝对能力水平或可影响个体的互动获益。但由于此分析的混淆因素过多（例如同伴的相对水平等），具体的影响需要更精密的实验设计才能探讨。对于这一点，我们在结果部分“3.2 个体的互动获益：进步值”增加了相应的补充分析内容。

“考虑到本研究中专家和new手的划分是相对的，即被试对中能力较好的一人为专家，另一人为新手，但可能新手组中也有能力较好者，而专家组亦存在能力较差者，因此本研究进行了补充分析，探索了个体的绝对能力水平是否也可能影响互动获益。将所有被试按照其初始能力水平进行了排序并将前 50% 的被试视为专家，后 50% 的被试视为新手。对此分组标准下的个体进步值进行统计分析，结果发现，新手在两个条件下均呈现了显著的进步（责任共担： $t(32) = 6.62$, $p < 0.001$, Cohen's $d = 1.153$, 95% CI = [18.72, 35.34]；非责任共担： $t(32) = 3.39$, $p = 0.002$, Cohen's $d = 0.590$, 95% CI = [6.37, 25.54]，且其在责任共担条件下的进步显著地大于非责任共担条件下， $t(32) = 2.91$, $p = 0.007$, Cohen's $d = 0.507$, 95% CI = [3.80, 18.82]。专家则在这两个条件下均未表现出进步（责任共担： $t(32) = -2.72$, $p = 0.096$, 95% CI = [-12.41, 1.06]；非责任共担： $t(32) = -1.95$, $p = 0.060$, 95% CI = [-3.62, 0.29]）。这表明，从绝对能力水平的角度看，新手亦更有可能获得进步，与上述结果一致。”

同时，我们在讨论部分增加了对此局限的未来展望：

“最后，本研究中专家和new手的划分是相对的，在补充分析时发现互动获益或可受个体的绝对能力水平的影响，可进一步探讨个体的绝对能力水平与同伴的相对能力水平如何共同影响个体的互动获益。”

此外，在本研究中，专家和new手的初始能力差异大小影响new手的获益，表现为初始的能力差异越大，new手的进步越大。我们已经在结果部分进行了描述。

“相关分析表明，新手进步值与被试对的初始能力差异程度呈显著正相关（责任共担条件： $r = 0.68$, $p < 0.001$ ；非责任共担条件： $r = 0.56$, $p < 0.001$ ），即当被试对的初始能力差异越大时，新手的进步越大；而专家进步值与被试对的初始能力差异程度相关不显著（责任共担条件： $r = 0.20$, $p = 0.29$ ；非责任共担条件： $r = 0.16$, $p = 0.38$ ）。”

意见 4： 实验中两人决策的回合数多少是否影响获益多少？

回应： 在本研究中，两人每条件各决策了 24 个 trial。在初始的稿件中，我们并未探讨回合数对获益的影响。根据审稿人的意见，我们尝试把 24 个 trial 切割为 2 个 block（前 12 个 trial 为 block1，后 12 个 trial 为 block2），把互动获益作为因变量，把 block（block1、block2）、组别（专家、新手）和责任共担与否（责任共担、非责任共担）作为自变量进行方差分析，结果显示，block 的主效应边缘显著， $F(1, 64) = 3.77$, $p = 0.057$, $\eta_p^2 = 0.056$ ；体现为 block1 的进步值显著高于 block2。block 和组别、责任共担与否的各类交互作用均不显著（ $ps > 0.05$ ）。我们已将这一部分结果增加至修改稿的结果部分。

“为了探讨两人互动的次数是否影响个体的进步值，把每个条件的 24 个试次按时间进程切分为前后两半（前 12 个试次为 block1，后 12 个试次为 block2），而后把进步值作为因变量，把 block（block1、block2）、组别（专家、新手）和责任共担与否（责任共担、非责任共担）作为自变量进行方差分析。结果表明，block 的主效应边缘显著， $F(1, 64) = 3.77$, $p = 0.057$, $\eta_p^2 = 0.056$ ，体现为 block1 的进步值高于 block2，即个体在互动早期可获得更大的进步；block 和组别、责任共担与否的各类交互作用均不显著（ $ps > 0.05$ ）”

这一结果表明，互动决策的回合数可在一定程度上影响个体的互动决策获益，表现为个体的互动获益在互动早期更为明显。这可能是因为在一开始时个体的卷入度更高。但由于本研究中的试次数并不充足，无法严谨地考察回合数对获益的影响，未来研究可以关注这一问题。我们亦在研究的局限中提及了这一点。

“其次，本研究对个体的互动获益进行时间进程的分析，发现互动获益更多地发生在互动的早期，且这是一种相对广泛存在的趋势。这可能是因为在一开始时个体的卷入度更高。但由于本研究中的试次数并不充足，无法严谨地考察回合数对获益的影响，未来研究可以关注这一问题。”

意见 5： 在脑同步分析中为什么要在预处理阶段进行 0.02-0.5Hz 的带通滤波？另外在 wtc 阶段，为什么只关心 0.01-0.1Hz？其它频段是否有显著结果？

回应：在 fNIRS 数据分析中，我们首先在个体水平上采用了 0.02-0.5Hz 的带通滤波去除个体水平的由于生理噪声或其他系统噪声（排除脑同步反映噪声同步的可能性），以便获得更为纯粹的由于实验操作所引发的信号（Piazza et al., 2020）。预处理之后的两名被试的信号，在群体水平上进行了小波变换相干性（Wavelet Transform Coherence, WTC）分析，获得了两个信号的时间-频率相干图谱，频率范围为 0.0024-5Hz（对应的周期 period 为 0.2-423 s）。我们将感兴趣频段定为 0.01-0.1Hz 的理由如下：1）因为这一频段被广泛地认为与认知活动相关。在以往的基于近红外成像的超扫描研究中也采用（Jiang et al., 2012）；2）本研究所采用的范式具有较高生态化，并未有明显的节奏和周期时间（Cui et al., 2012），因此采用较为宽泛的频段可覆盖任务相关的更多信息。3）我们在这个频段确实能够有效观察到互动决策时相比于基线条件增强的脑间同步。

对于其他频段，我们也尝试进行了分析。将其他频段切割为 3 个，分别为 0.0024-0.01Hz（周期为 100-423 s），0.1-0.33Hz（周期为 3-10 s），0.33-5Hz（周期为 0.02-3 s），并对每一个频段分别进行脑间同步的分析。结果发现在 0.0024-0.01Hz 频段，责任共担与非责共担两条件下所有通道的脑同步均显著低于基线，无条件间差异。在 0.1-0.33Hz 频段，两条件下均无任何通道表现出显著的脑同步。在 0.33-5Hz 频段，非责任共担条件下，rTPJ 的通道 22 显示出比基线增加的脑同步（ $p < 0.001$ ），但与责任共担下的脑同步并不存在差异；这一频段由于过于高频，可能混淆了更多的生理噪音，因此并未纳入我们的考虑范围内。

意见 6：基线任务（独立决策）和基线条件（静息）容易混淆，建议区分。

回应：感谢专家的建议。修改稿中统一将独立决策任务表达为“基线任务”，删除了关于“静息”和基线条件的表达。

意见 7：行为分析中的 t 检验和方差分析的作用有重叠，可以只保留方差分析。另外，方差分析的交互作用不显著，是否说明专家和新手在平均和非平均策略下并无差异？如何解释？

回应：感谢专家的建议。首先，我们希望对我们在行为分析中进行 t 检验和方差分析的不同目的进行澄清。行为分析中的 t 检验是考察专家和新手个体在责任共担和非责任共担下是否具有进步，即使用单样本 t 检验将进步值本身与 0 进行比较。而方差分析是考察进步值是否具有条件间的差异（即组别和责任共担与否的影响）。两个分析的目的不同，具有其各自的作用。如果删除 t 检验，我们将无法直观地了解个体在各个条件下是否能获得进步这一信息。因此经过考虑，修改稿中仍保留了 t 检验和方差分析两部分。但我们注意到，原文中的 t 检验结果部分确实包含了个别条件间比较的结果信息，在修改稿中已对此进行了删除；同时，我们增加了分析的目的描述，使得读者更清楚我们要传达的信息。正文的修改如下。

“首先，使用单样本 t 检验考察专家和新手个体在责任共担和非责任共担下的进步值是否显著。结果表明，新手在两个条件下均呈现了显著的进步（责任共担： $t(32) = 5.80, p < 0.001$, Cohen's $d = 1.01$, 95% CI = [16.34, 34.02]；非责任共担： $t(32) = 2.86, p = 0.007$, Cohen's $d = 0.50$, 95% CI = [4.11, 24.36]；图 2B）。专家则在这两个条件下均未表现出进步（责任共担： $t(32) = -1.09, p = 0.283$, 95% CI = [-10.77, 3.31]；非责任共担： $t(32) = -1.47, p = 0.152$, 95% CI = [-11.80, 1.92]；图 2B）。进一步地，采用重复测量方差分析来探索个体的进步值是否受到组别和责任共担与否的影响。结果表明，组别的主效应显著， $F(1, 64) = 24.28, p < 0.001, \eta_p^2 = 0.275$, 95% CI = [14.33, 33.87]，体现为新手的进步值高于专家的进步值。同时，责任共担与否的主效应边缘显著， $F(1, 64) = 3.76, p = 0.057, \eta_p^2 = 0.055$, 95% CI = [-0.19, 12.24]，责任共担条件下的进步值具有高于非责任共担的趋势。组别与责任共担与否的交互效应不显著， $F(1, 64) = 2.50, p = 0.119, \eta_p^2 = 0.038$ 。”

方差分析考察的是个体进步值是否受组别和责任共担与否的影响。方差分析的交互作用不显著，说明责任共担与否的效应在专家和新手个体上的表现无明显差异。值得一提的是，虽然交互作用并不显著，但我们也尝试进行了简单效应分析，发现责任共担与否的效应在新手中体现明显，体现为新手的进步值在责任共担条件下的进步值显著地大于非责任共担条件， $t(32) = 2.64, p = 0.013$, Cohen's $d = 0.46$ ，而专家在这两个条件下并无差异（ $p > 0.05$ ）。方差分析中交互作用的不显著可能是组别的主效应较为明显，掩盖了责任共担与否在不同组别上的表现差异。我们在结果部分增加了这一部分信息。

“由于责任共担与否的效应在不同个体中的作用表现是本研究关注的重点之一，按计划尝试考察了责任共担与否对专家和新手各自进步值产生不同的影响。结果显示，新手在责任共担条件的进步值显著地大于非责任共担条件（ $t(32) = 2.64, p = 0.013$, Cohen's $d = 0.46$, 95% CI = [2.50, 19.39]；图 2B），而专家则无此差异（ $p > 0.05$ ）。”

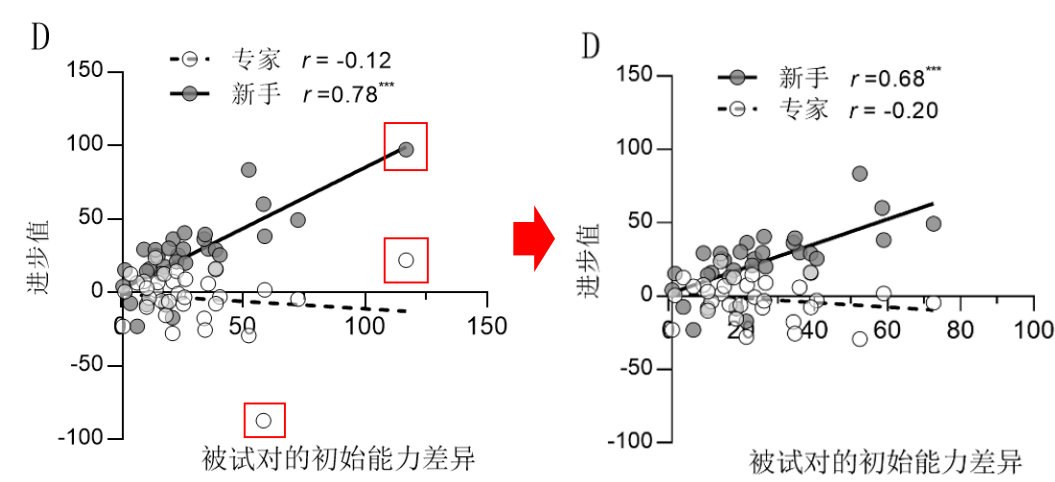
意见 8：图 2 的 ABCD 和图注不对应。另外 D 图里面的相关明显存在奇异值，建议清洗数据后重新统计。

回应：感谢专家指出这一问题。在修改稿中，我们已对图注进行了更正。

“图 2. 行为学结果。(A) 专家和新手在基线任务时的行为表现。专家的估计偏差小于新手的估计偏差。(B) 个体的互动获益。新手在责任共担条件下和非责任共担条件下均存在明显进步，且责任共担条件下的进步更为明显；而专家在两个条件下均未表现出进步，且进步值显著低于新手。(C) 个体的退让值。责任共担条件下专家和新手退让值无显著差异。(D)

责任共担条件下个体的进步值与被试对的初始能力差异的关联。新手的进步值与被试对的初始能力差异程度呈正相关。注： ** 表示 $p < 0.01$, *** 表示 $p < 0.001$, n.s. 表示 $p > 0.05$ 。误差线为标准误。”

同时，图2D相关分析中的数据以超过均值3个标准差作为奇异值阈值进行了数据清洗。两对被试共3个数据点（包括一个被试对的两个点，以及一个被试对中的专家被试）在此阶段被排除，已在下图用红线框出。数据更新后，责任共担条件下新手进步值和被试对的初始能力差异依旧呈正相关， $r = 0.684, p < 0.001$ ，专家进步值与被试对的初始能力差异相关不显著， $r = -0.196, p = 0.292$ 。相关结果和图已更正至正文。



意见 9：如何判定被试是否采用了平均策略？3.3 的结果无法说明这个问题。如果有的被试采用了这一策略，而其他被试没有，那么是否有必要对两类被试或两类被试对进行区分？

回应：在本研究中，我们主要通过考察两名被试的退让值的差异来看这一对被试是否采用了平均策略，这一标准与以往研究一致（Sella et al., 2018）。退让值指的是互动决策的结果与个体先前的结果的差值。若两名被试的退让值无差异，即互动决策结果处于两人各自决策位置中间，则表示他们将自身和同伴的决策赋予了相当的权重。若两名被试的退让值有差异，例如专家退让得少，新手退让得多，则表明最终互动决策的结果更偏向于专家的决策位置。我们对不同条件下专家和新手退让值进行配对样本 t 检验，结果发现，责任共担下专家和新手退让值无差异，而非责任共担下则是有差异的。由此可见，被试在责任共担下更倾向于使用平均策略。此外，我们在讨论部分还提供了不同条件下互动决策结果更靠近专家或新手个人决策结果的比例。结果发现责任共担下，互动决策结果靠近专家和靠近新手的比例为 46.8%：48.1%。在非责任共担条件下，当负责人为专家时，互动决策结果靠近专家和靠近新手的比例为 76.4%：19.0%；当负责人为新手时，互动决策结果靠近专家和靠近新手的比例为 24.3%：71.4%。这些都共同说明了，在责任共担条件下，被试对更倾向于采用平均策

略。综上，我们认为退让值相关的指标可以在一定程度上反映平均策略，但确实二者的对应关系可能还需要很多佐证研究，因此我们在修改稿中对相关措辞进行了调整。例如原结果中的“3.3 平均策略的检验”已修改为“3.3 个体的退让值”，以避免过度的推论。

需要说明的是，责任共担和非责任共担下的关于平均策略的探讨是为了让我们更好地理解两个条件下的互动获益，因此我们仅从整体上考察了不同条件下平均策略的倾向性，并未从个体水平上去严格界定和区分特定被试（或被试对）的属性（是否为平均策略被试）。在本研究中，我们不能排除有些被试采用了这一策略，而另一些被试没有的可能性。被试本身属性（是否为平均策略个体）如何与责任共担与否交互作用于个体的进步值确实是一个值得进一步探讨的问题。但由于本研究的被试数量并不充足，进一步对被试或被试对进行区分将导致每组被试量过少而导致结果的可靠性。因此，我们未进行被试区分。虽然如此，由于实验条件为被试内的设计，特定被试自身的属性并不会对我们现有结果的产生大的影响，例如被试 A 本身是倾向于使用平均策略的，但她在责任共担下和非责任共担下的退让值实则可能有差异，造成从整体上观察到的责任共担下平均策略的倾向性更强。

意见 10：脑同步分析中，方法部分提到决策任务减去基线任务作为脑同步的指标，但是这里的基线任务是静息态还是独立决策？如果是基线任务（独立决策），那么两组被试在基线任务中的脑同步是否有差异？即联合决策任务中的脑同步差异是否是被试在所有决策任务中共有的，而不是特异于联合决策任务？

回应：在本研究中，实验开始时的三分钟休息的设置目的是让被试进行状态调整，以便后续更好地完成任务。静息态并非基线任务（已在修改稿中更正表述以避免混淆）。本研究的基线任务是独立决策任务，采用独立任务进行对照也是为了得到特异于社会决策任务的脑间同步。近期的近红外超扫描研究表明（Reindl et al., 2018），相比静息态数据，合适的独立任务会提供更加有效的主动控制（active control）。由于实验条件为被试内变量，同一组被试经历了独立决策任务（即基线任务）和社会决策任务（责任共担条件及非责任共担条件），因此不存在基线任务脑同步差异问题。

意见 11：是否有可能度量脑间同步的方向性？因为行为获益是不对称的（专家获益不显著，新手获益显著），那么脑间同步是否也存在相应的方向？另外，文章只分析了专家和新手的相关脑区的脑同步。但是二者的地位明显不同，在互动中的作用可能也不同，比如一个主导一个跟随，特别是在责任人不同的时候，二者的角色或策略更加复杂。在这种情况下，二者参与任务的脑区是否有可能也是不同的？

回应：感谢专家的建设性意见。在本研究中，虽然两名被试被区分为专家和新手，但在整个

实验过程中，我们并未告知被试这一信息，因此对于被试而言，他们仅是进行了独立决策任务和社会决策任务，整体的任务安排和流程均无差异。同时，我们没有先验假设来假定他们所使用的脑区是不一致的。在这种情况下，考虑相同脑区的脑同步是较为妥当的做法（Cheng et al., 2022; Jiang et al., 2015; Pan et al., 2018; Zheng et al., 2019），虽然略显保守，但也更具有解释性。

关于脑间同步的方向性问题，我们确实欠缺了这方面考虑。因为行为获益的不对等，以及责任共担与非责任共担两个条件下个体间的责任分配不同，度量脑间同步的方向性可以提供更多的信息，因此我们运用了格兰杰因果分析（Granger Causality analyses, GCA）来衡量两名被试的脑活动信号的方向性，来更好地理解互动决策过程中个体间的关系。具体地，采用基于 Matlab 的多变量格兰杰因果工具包（Multivariate Granger Causality Toolbox, MVGC）获得责任共担条件（全部试次）和非责任共担条件（全部试次）两名被试的整体的脑活动信号两个方向（专家→新手和新手→专家）的因果值（Barnett and Seth, 2014），而后采用方差分析考察责任共担与否和方向性对格兰杰因果值的影响。结果表明，责任共担与否的主效应不显著， $F(1, 32) = 0.18, p = 0.67, \eta_p^2 = 0.006$ ，方向的主效应不显著， $F(1, 32) = 0.27, p = 0.61, \eta_p^2 = 0.008$ ，方向与责任共担与否的交互作用不显著， $F(1, 32) = 0.10, p = 0.75, \eta_p^2 = 0.003$ 。这表明，责任共担与否和两个方向并未存在明显差异。

同时，考虑到非责任共担中涉及两类不同的责任类型（专家责任和新手责任），我们还针对非责任共担的因果值，进一步考察了其受责任类型（专家责任、新手责任）和方向性的影响。需要说明的是，由于在非责任共担中专家责任和新手责任这两类试次为随机穿插出现，而血氧信号对时间的敏感精度有限，为了获得较为稳定的数据结果，我们分别选取了每对被试在专家责任和新手责任中各自最大的两个试次团（trial-cluster，即连续出现的同类型试次组合）的信号进行分析，而后求得平均。结果发现，责任类型的主效应不显著， $F(1, 32) = 1.67, p = 0.21, \eta_p^2 = 0.049$ 。方向性的主效应不显著， $F(1, 32) = 0.26, p = 0.62, \eta_p^2 = 0.008$ ，但二者的交互作用显著， $F(1, 32) = 4.96, p = 0.033, \eta_p^2 = 0.134$ 。进一步地分析表明，专家→新手这一方向的因果值在新手责任时显著高于专家责任时， $t(32) = 2.38, p = 0.023$ ，Cohen's $d = 0.41$ 。

综上，通过对脑活动的方向性分析，我们发现在责任共担下并没有形成明显的主导者-跟随者互动模式，而在非责任共担中，不同的责任类型或可对个体的主导角色产生影响，体现为当新手负责时，专家会更加刻意引导新手。

对于格兰杰因果分析的内容，我们在方法部分进行了相应内容的增加：

“所有呈现出显著脑间同步的通道，都将成为本实验的感兴趣通道。针对这些通道，本研究将进一步进行配对样本 t 检验来比较责任共担和非责任共担条件是否存在差异，并运用皮尔

逊相关分析，考察脑间同步是否与个体进步值、以及团体的初始能力差异存在关联。最后，运用格兰杰因果分析（Granger Causality analyses, GCA）来衡量两名被试的脑活动信号的方向性，来更好地理解互动决策过程中个体间的关系。具体地，采用基于 Matlab 的多变量格兰杰因果工具包（Multivariate Granger Causality Toolbox, MVGC）获得责任共担条件（全部试次）和非责任共担条件（全部试次）两名被试的整体的脑活动信号两个方向（专家→新手和新手→专家）的因果值（Barnett and Seth, 2014），而后采用方差分析考察责任共担与否和方向性对格兰杰因果值的影响。同时，考虑到非责任共担中涉及两类不同的责任类型（专家责任和新手责任），本研究将进一步考察格兰杰因果值受责任类型（专家责任、新手责任）和方向性的影响。需要说明的是，由于在非责任共担中专家责任和新手责任这两类试次为随机穿插出现，而血氧信号对时间的敏感精度有限，为了获得较为稳定的数据结果，本研究将分别选取每对被试在专家责任和新手责任中各自最大的两个试次团（trial-cluster，即连续出现的同类型试次组合）的信号进行分析”

我们在结果部分增加相应的结果：

“3.6 脑间同步的方向性

采用方差分析考察责任共担与否和方向性对格兰杰因果值的影响。结果表明，责任共担与否的主效应不显著， $F(1, 32) = 0.18, p = 0.67, \eta_p^2 = 0.006$ ，方向的主效应不显著， $F(1, 32) = 0.27, p = 0.61, \eta_p^2 = 0.008$ ，方向与责任共担与否的交互作用不显著， $F(1, 32) = 0.10, p = 0.75, \eta_p^2 = 0.003$ 。这表明，责任共担与否和两个方向并未存在明显差异。对于非责任共担条件，进一步考察责任类型与方向性对格兰杰因果值的影响，结果显示，责任类型的主效应不显著， $F(1, 32) = 1.67, p = 0.21, \eta_p^2 = 0.049$ 。方向性的主效应不显著， $F(1, 32) = 0.26, p = 0.62, \eta_p^2 = 0.008$ ，但二者的交互作用显著， $F(1, 32) = 4.96, p = 0.033, \eta_p^2 = 0.134$ 。进一步地分析表明，专家→新手这一方向的因果值在新手责任时显著高于专家责任时， $t(32) = 2.38, p = 0.023, \text{Cohen's } d = 0.41$ 。”

对于获得的这些结果，我们也增加相应讨论：

“责任共担条件下更强的脑间同步可能反映了更有效的互动。在此条件下，频繁互动促使专家和新手都会投入同等多的心理资源，监视自己的个人决策结果和双方个人决策结果的整合。格兰杰因果分析的结果亦佐证了这一点，即在责任共担下并未形成明显的主导者-跟随者模式。整合的过程涉及注意的投入，利用工作记忆和元认知持续追踪和调整个人和集体的决策结果。而在非责任共担条件下，无论负责人是新手还是专家，个体间并无明确的统一的目标，可能并不重视集体决策结果的整合，因而有效互动减少，脑间同步降低。值得注意的是，格兰杰因果分析提示，当新手负责时，专家会更加刻意引导新手。而新手则并未表现出条件间差异。这可能体现了在非责任共担时，新手的行动界限较为明晰，而专家则会试图用

自己的专长水平影响他人。”

.....

审稿专家 2 意见

该研究试图探讨责任共担对个体的互动决策获益的影响及其神经机制。通过采用近红外双脑成像技术，作者发现责任共担有利于促进新手的互动决策获益，并且这一效应与互动同伴在额极的脑间活动同步性有关。研究思路整体比较简单明了，方法较为得当，具有一定的创新性和应用价值，但是还存在一些问题和不足。

回应：感谢审稿专家对我们研究思路和方法的肯定，我们已认真解决您提出的问题，对稿件进行了全面的修改。

意见 1：研究中，“非责任共担条件下，当前试次的互动决策结果仅会影响其中一名被试（程序随机指定）的得分”，请问被试是否在每个试次开始前就知道该试次的结果是否影响他/她本人的得分？如果被试知道，那么影响自己和影响他人是完全不同的两种强化物，这里是否分为两种条件去探讨？如果被试不知道，如何明确被试在该试次中的责任动机？请作者阐明。

回应：感谢审稿人指出这一重要问题。在研究中，当前试次的决策结果影响一人或两人得分的信息以图示方式呈现在屏幕下方，因此被试在每个试次均会明确知晓这一信息。确实，在此情况下，影响自己和影响他人是不同的两种条件，可能存在不同的机制。我们尝试将非责任共担条件拆分为“专家责任”条件和“新手责任”条件，共三种责任分配条件进行分析。

针对互动获益，首先，使用单样本 t 检验考察专家和新手个体在三种责任分配条件下的进步值是否显著。结果表明，专家在三种责任分配情况下进步值均不显著；新手进步值则在责任共担和新手负责的条件下显著 $ts > 3.66$, $ps < 0.001$ ，专家负责条件下不显著， $t(32) = 1.74$, $p = 0.092$ 。进一步地，采用重复测量方差分析来探索个体的进步值是否受组别和责任分配条件的影响。组别的主效应显著， $F(1, 64) = 19.54$, $p < 0.001$, $\eta_p^2 = 0.234$ ，新手的进步值显著高于专家进步值；责任分配条件的主效应不显著， $F(2, 63) = 1.99$, $p = 0.147$, $\eta_p^2 = 0.059$ 。组别和责任分配情况交互作用不显著， $F(2, 63) = 0.150$, $p = 0.231$, $\eta_p^2 = 0.045$ 。尽管交互作用不显著，我们仍按计划考察了责任分配情况对不同组别个体的影响作用，结果发现，新手进步值在责任共担条件下的进步值显著高于专家责任进步值，($t(32) = 2.40$, $p = 0.022$)和新手责任进步值 ($t(32) = 2.01$, $p = 0.053$)，专家责任与新手责任的进步值则不存在显著差异 ($t(32) = 1.08$, $p = 0.289$)；而专家的进步值在三种责任分配条件下不存在差异。由此可见，新手在互动中具有更大的获益，两种非责任共担的条件并无差异。

针对脑间同步，对三个条件的脑间同步进行单样本 t 检验，并进行 FDR 校正。结果显示，责任共担下，通道 3、5、9、10、11、13、14、17 表现出显著的脑间同步， $t_s > 2.66$ ， $p_s < 0.0012$ (FDR $p_s < 0.05$)；专家责任情况下，通道 14 显著， $t(32) = 4.24$ ， $p < 0.001$ (FDR $p < 0.05$)；新手责任情况下，通道 14 显著， $t(32) = 3.42$ ， $p = 0.002$ (FDR $p < 0.05$)。这些结果表明，两种非责任共担条件下的脑间同步表现出相似模式，这可能是因为脑间同步主要考察的是两名被试的相干性，不管是专家责任还是新手责任，两人均处于不平等责任条件，具有相似的个体间关系。

综上，非责任共担的两种条件下个体的互动获益和脑间同步表现非常相似。由于在实验设计中，非责任共担中的两种责任情况为随机穿插出现，各有 12 个试次，与责任共担的试次（24 个试次）和顺序设置并不平衡。因此，经过认真考虑后，我们在讨论部分对非责任共担的两类试次的设置和结果比较进行了简述，并未在方法和结果中进行区分。

“此外，非责任共担条件中安排了专家责任和新手责任的试次，尽管这两类试次均属于非责任共担的情形，但在这两类试次中专家和新手退让值表现发生了反转（图 2C），提示了其内在可能存在不同的机制。我们尝试比较了两类试次的个体进步值和脑间同步的表现，结果并未发现两类试次的明显区别（ $p_s < 0.05$ ）。由于在实验中这两类试次（各 12 个）为随机呈现，并未严格控制顺序平衡，而研究发现互动获益可能存在时间进程的效应，目前的设计探讨这两类试次的差异可能存在偏颇。未来的研究可以优化设计对两类责任情形进行区分，以便更好地理解非责任共担下的各类互动效应。”

意见 2：两套近红外设备是否在条件间随机以控制系统误差？请作者阐明。

回应：两套近红外设备并未在条件间进行随机，此设置主要基于如下考虑。

1) **条件间调换设备将干扰实验进程。**本研究的条件间变量为被试内变量且顺序平衡。在实验开始前，我们会严格遵照佩戴方法指导并将所有通道的信号调整至良好的状态，此过程需要耗时 10-25 分钟。若在实验过程中（即第一种条件结束后）将两套设备进行调换，需重新进行光极帽配对和信号调整这一过程，这样将增加实验时长，对被试的状态产生影响。同时，光极帽的重新佩戴可能会引发两条件间的对应通道位置误差。

2) **已采用随机方法对系统误差进行控制。**在本研究中，虽然我们并未在条件间进行设备更换，但一对被试中的“专家”和“新手”所对应的设备是在实验开始前随机分配的，这可以在一定程度上控制系统误差。

我们已在文章中方法部分对此进行了明确。

“本研究使用两套相同的近红外光学脑成像系统(NirScan-2442，丹阳慧创，中国)来记录两名

被试在进行任务过程中的血氧活动变化信号。为确保近红外通道位置在不同条件间的一致性，两套设备随机分配给专家或新手但并未在条件间（责任共担和非责任共担）进行调换。”

意见 3: 文章中所采用 FDR 矫正后的阈值为多少？请作者在结果部分也做相应说明，例如“通道 5 的脑间同步呈现出显著的条件间效应， $t(32)=2.07$ ， $p=0.047$ ”，这里的 p 值是矫正前还是矫正后？

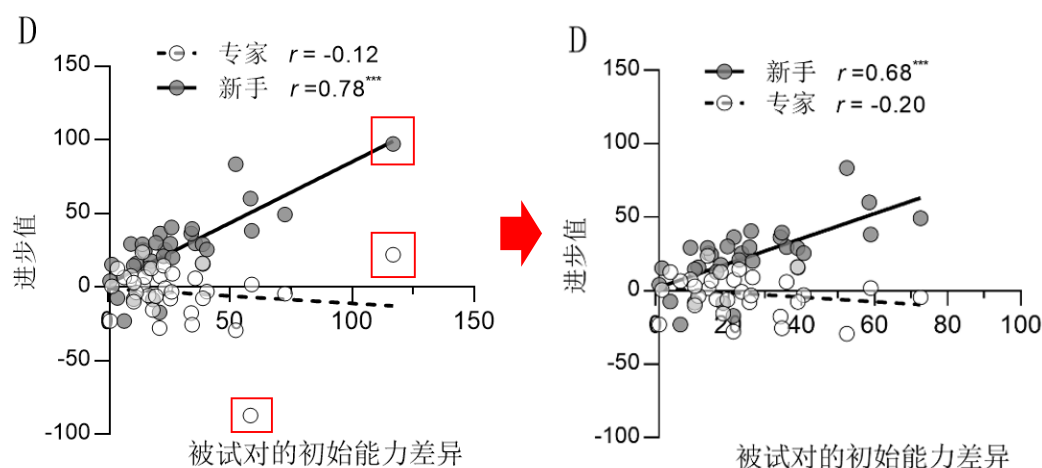
回应: 文章中 FDR 校正的阈值是 $p < 0.05$ ，在方法、结果部分已做相应说明。条件间差异的 p 值是原始 p 值（即，未经校正）。我们并未对此处的 p 值采用 FDR 校正，理由如下：

我们希望向审稿专家进一步澄清我们的脑同步分析步骤。第一步，采用单样本 t 检验，考察互动决策过程中是否有通道呈现出与基线任务（独立决策）显著增强的脑间同步。检验结果将通过多重比较矫正（FDR $p < 0.05$ ）。这一步能够帮助我们有效排除一些任务无关的通道，聚焦任务相关的通道，减少无意义多重比较的次数（见 Goldstein et al., 2018; Reindl et al., 2018）；第二步，在第一步的基础上，所有呈现出显著脑间同步的通道，都将成为本实验的兴趣通道。针对这些通道，本研究将进一步进行配对样本 t 检验来比较责任共担和非责任共担条件是否存在差异。在第二步只有通道 5 表现出了条件间差异（未进行多重比较校正）。虽然这一通道的 p 值并未经过矫正，但由于我们有既定的假设预期，我们认为透明地报告这一信息可以帮助我们更好地了解这两种条件的差异。在正文中我们已经标注好这一 p 值未经矫正。

“结果发现，通道 5 的脑间同步呈现出显著的条件间效应， $t(32) = 2.07$ ， $p = 0.047$ （FDR 未矫正），Cohen's $d = 0.36$ ，95%CI = [0.0003, 0.0379]”

意见 4: 图 2D 中是否存在极端值？如果存在，剔除后，相关是否还显著？

回应: 感谢审稿人指出这一问题。在修改稿中你，图 2D 相关分析中的数据以超过均值 3 个标准差作为奇异值阈值进行了数据清洗。两对被试共 3 个数据点（包括一个被试对的两个点，以及一个被试对中的专家被试）在此阶段被排除，已在下图用虚线框出。更新后的数据结果与先前的结果一致，责任共担条件下新手进步值和被试对的初始能力差异依旧呈正相关， $r = 0.684$ ， $p < 0.001$ ，专家进步值与被试对的初始能力差异相关不显著， $r = -0.196$ ， $p = 0.292$ 。相关结果和图已更正至正文。



意见 5: 英文术语在使用缩写时，请标明的全称，如“Dyad”。

回应: 根据审稿专家建议，已注明全称并检查全文。

参考文献

- Amodio, D. M., & Frith, C. D. (2006). Meeting of minds: the medial frontal cortex and social cognition. *Nature Reviews Neuroscience*, 7(4), 268–277.
- Cheng, X., Zhu, Y., Hu, Y., Zhou, X., Pan, Y., & Hu, Y. (2022). Integration of social status and trust through interpersonal brain synchronization. *NeuroImage*, 246, 118777.
- Cui, X., Bryant, D. M., & Reiss, A. L. (2012). NIRS-based hyperscanning reveals increased interpersonal coherence in superior frontal cortex during cooperation. *NeuroImage*, 59(3), 2430–2437.
- Fehr, E., & Camerer, C. F. (2007). Social neuroeconomics: the neural circuitry of social preferences. *Trends in Cognitive Sciences*, 11(10), 419–427.
- Goldstein, P., Weissman-Fogel, I., Dumas, G., Shamay-Tsoory, S.G. (2018). Brain-to-brain coupling during handholding is associated with pain reduction. *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 115, E2528–E2537.
- Lu, K., & Hao, N. (2019). When do we fall in neural synchrony with others? *Social Cognitive Affective Neuroscience*(3), 253-261.
- Nozawa, T., Sakaki, K., Ikeda, S., Jeong, H., Yamazaki, S., Kawata, K., et. Al. (2019). Prior physical synchrony enhances rapport and inter-brain synchronization during subsequent educational communication. *Scientific reports*, 9(1), 12747.
- Overwalle, F. V. (2009). Social Cognition and the Brain: A Meta-Analysis. *Human Brain Mapping*, 30(3), 829-858.
- Pan, Y., Dikker, S., Goldstein, P., Zhu, Y., Yang, C., & Hu, Y. (2020). Instructor-learner brain coupling discriminates between instructional approaches and predicts learning. *NeuroImage*, 211, 116657.
- Pan, Y., Novembre, G., Song, B., Li, X., & Hu, Y. (2018). Interpersonal synchronization of inferior frontal cortices tracks social interactive learning of a song. *Neuroimage*, 183, 280–290.

- Piazza, E., Hasenfratz, L., Hasson, U., & Lew-Williams, C. (2020). Infant and adult brains are coupled to the dynamics of natural communication. *Psychological Science*, 31(1), 6–17.
- Reindl, V., Gerloff, C., Scharke, W., Konrad, K. (2018). Brain-to-brain synchrony in parent-child dyads and the relationship with emotion regulation revealed by fNIRS-based hyperscanning. *Neuroimage*, 178, 493–502.
- Sun, J., Chen, Q., Zhang, Q., Li, Y., Li, H., Wei, D., Yang, W., & Qiu, J. (2016). Training your brain to be more creative: brain functional and structural changes induced by divergent thinking training. *Human brain mapping*, 37(10), 3375–3387.
- Tang, H., Mai, X., Wang, S., Zhu, C., Krueger, F., & Liu, C. (2016). Interpersonal brain synchronization in the right temporo-parietal junction during face-to-face economic exchange. *Social Cognitive Affective Neuroscience*, 11(1), 23–32.
- Zheng, L., Liu, W., Long, Y., Zhai, Y., Zhao, H., & Bai, X., et al. (2020). Affiliative bonding between teachers and students through interpersonal synchronization in brain activity. *Social Cognitive and Affective Neuroscience*, 15, 97–109.
- Zhu, Y., Leong, V., Hou, Y., Zhang, D., Pan, Y., & Hu, Y. (2021). Instructor–learner neural synchronization during elaborated feedback predicts learning transfer. *Journal of Educational Psychology*. Advance Online Publication. DOI: 10.1037/edu0000707
-

第二轮

审稿专家 1 意见：作者已经回答了我的全部问题，同意发表。

审稿专家 2 意见：无新意见，建议发表。

编委复审意见：根据审稿人的意见，结合我浏览过修改稿件后，建议编辑部接受发表。

主编终审意见：该论文经多轮细致评审，审稿专家提出了中肯而细致的意见，作者也根据这些意见进行了认真的修改，审稿专家均认为达到发表的水平。整个审稿流程规范严谨，论文质量与最初投稿相比也有较大的提高，已经达到学报发表的水平，可以接受。