



The Effect of Behavioral Synchrony on Choosing Compensation in Adolescents and Adults' Decision-Making

Fatemeh Ebrahimi¹ , Khatereh Borhani^{2*} , Abdol-Hossein Vahabie³ 

1. Department of Cognitive Rehabilitation, Institute for Cognitive and Brain Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email: ftm.ebrahimi95@gmail.com
2. Corresponding Author, Department of Cognitive Sciences, Institute for Cognitive and Brain Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email: Kh_borhani@sbu.ac.ir
3. Department of Machine Intelligence and Robotics and computer, Faculty of Engineering, University of Tehran, Tehran, Iran. Email: h.vahabie@ut.ac.ir

ARTICLE INFO

Article type:
Research Article

Article History:
Received: 27 Jun 2023
Revised: 17 Aug 2023
Accepted: 13 Sep 2023
Online Published: 24 Nov 2024

Keywords:
*Behavioral Synchrony,
Compensation, Entitativity,
Sequential Decision-Making.*

ABSTRACT

This research aimed to investigate the effect of behavioral synchrony on compensation in sequential decision-making of 15- to 25-year-old people. Regarding the purpose, this research was essential, and the procedure was a semi-experimental study with a between-group design. The study population included all university students of Tehran City and all high school students of Ghir Town, Ghir-and-Karzin Township, Fars Province in 2021-2022; among them, 144 students (95 female, 48 males, and one other) were selected as samples by available sampling. Research tools included the provision of step-level public goods game (step-level PGG), tapping synchrony, and entitativity scale. Kruskal-Wallis, chi-squared, and regression analysis of mediation were used to analyze the data. Data were analyzed in Python 3.8 and SPSS 27. Findings showed that although behavioral synchrony does not affect compensation, it strengthens entitativity. Then, entitativity increased cooperation indirectly by affecting participants' perception of their partner's donation. Also, findings showed that the tendency to compensate was more significant in early adulthood than in late adolescence. In conclusion, results indicated that behavioral synchrony is a way to create entitativity and affects people's perception of others' intention to enhance prosocial behavior among them. This effect was the same from late adolescence to early adulthood.

Cite this article: Ebrahimi, F., Borhani, Kh., & Vahabie, A. H. (2024). The Effect of Behavioral Synchrony on Choosing Compensation in Adolescents and Adults' Decision-Making, *Journal of Applied Psychological Research*, (Accepted Manuscript). doi: 10.22059/japr.2024.361306.644661



Publisher: University of Tehran Press
DOI: <https://doi.org/10.22059/japr.2024.361306.644661>

© The Author(s).



بررسی اثر هم‌زمانی رفتاری بر انتخاب جبران در تصمیم‌گیری ترتیبی نوجوانان و جوانان

فاطمه ابراهیمی^۱، خاطره برهانی^{۲*}، عبدالحسین وهابی^۳

۱. کارشناسی ارشد، گروه توان‌بخشی شناختی، پژوهشکده علوم شناختی و مغز، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. رایانامه: ftm.ebrahimi95@gmail.com

۲. نویسنده مسئول، استادیار، گروه علوم شناختی، پژوهشکده علوم شناختی و مغز، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. رایانامه: Kh_borhani@sbu.ac.ir
۳. استادیار، گروه هوش ماشین و رباتیک، دانشکده مهندسی مهندسی برق و کامپیوتر دانشکده فنی، دانشگاه تهران، تهران، ایران. رایانامه: h.vahabie@ut.ac.ir

چکیده

اطلاعات مقاله

پژوهش حاضر با هدف بررسی اثر هم‌زمانی رفتاری بر جبران در تصمیم‌گیری ترتیبی افراد ۱۵ تا ۲۵ سال انجام شد. این پژوهش بر اساس هدف، بنیادی و برحسب گردآوری اطلاعات از نوع مطالعات نیمه آزمایشی با طرح بین گروهی بود. جامعه پژوهش را کلیه دانشجویان شهر تهران و دانش‌آموزان متوسطه شهر قیر واقع در استان فارس، شهرستان قیرکارزین در سال ۱۴۰۱-۱۴۰۰ تشکیل دادند که از بین آن‌ها به صورت در دسترس ۱۴۴ نفر (۹۵ زن، ۴۸ مرد و ۱ سایر) به‌عنوان نمونه انتخاب شدند. ابزارهای این پژوهش، تکلیف کالای عمومی ترتیبی با ساختار نقطه تأمین PGG (step-level)، تکلیف هم‌زمانی رفتاری حرکت دست و مقیاس وحدت بود. روش تحلیل داده‌ها، کروسکال-والیس، خی دو و رگرسیون میانجی بود که با استفاده از آن‌ها روابط علی متغیرهای پژوهش بررسی شد. تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای Python 3.8 و SPSS 27 صورت پذیرفت. یافته‌ها نشان داد که هم‌زمانی رفتاری برافزایش جبران در تصمیم‌گیری ترتیبی اثری ندارد، اما وحدت بین افراد را تقویت می‌کند. سپس، وحدت به‌طور غیرمستقیم به‌واسطه اثرگذاری بر ادراک شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت شریکشان ($p < 0/05$)، همکاری را افزایش می‌دهد ($p < 0/01$). همچنین، یافته‌ها نشان داد که تمایل به جبران در اوایل بزرگ‌سالی بیش از اواخر نوجوانی است. نتایج به‌دست‌آمده بیانگر این بود که هم‌زمانی رفتاری راهی برای ایجاد وحدت بین فردی است و از این طریق ادراک افراد از چگونگی رفتار یکدیگر را تغییر داده، رفتار جامعه‌پسند را گسترش می‌دهد. این اثر از اواخر نوجوانی تا اوایل بزرگ‌سالی ثابت بود.

نوع مقاله:

پژوهشی

تاریخ‌های مقاله:

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۴/۰۶

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۰۵/۲۶

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۶/۲۲

تاریخ انتشار: ۱۴۰۲/۰۸/۰۴

کلیدواژه‌ها:

فونت و سایز کلیدواژه‌ها:

تصمیم‌گیری ترتیبی، جبران، وحدت، هم‌زمانی رفتاری.

استناد: ابراهیمی، ف.، برهانی، خ.، و وهابی، ع. ح. (۱۴۰۳). بررسی اثر هم‌زمانی رفتاری بر انتخاب جبران در تصمیم‌گیری ترتیبی نوجوانان و جوانان. فصل‌نامه پژوهش‌های

کاربردی روانشناختی، (پذیرفته شده). doi: 10.22059/japr.2024.361306.644661

ناشر: انتشارات دانشگاه

© نویسندگان.

تهران

DOI: <https://doi.org/10.22059/japr.2024.361306.644661>

۱. مقدمه

هر عضو از یک گروه اجتماعی هنگام تصمیم‌گیری برای تأمین کالاهای عمومی^۱ در جامعه خویش، همواره با چالش «دوراهی اجتماعی»^۲ روبه‌رو است (داوز و مسیک،^۳ ۲۰۰۰). به‌عنوان مثال، هنگامی که دو نفر قرار است برای تأمین یک کالا برای خیریه با یکدیگر مشارکت کنند، هریک بر سر دوراهی‌ای قرار می‌گیرد که یا در تأمین کالا شریک شود یا اینکه با سرباززدن از مشارکت، درحالی که کالا توسط نفر دیگر تأمین شده است، خود را در ثواب کار خیر شریک کرده و سود شخصی‌اش را حداکثر کند. تصمیم‌گیری در این مثال، اگر به ترتیب و به‌نوبت یکی پس از دیگری انجام شود، تصمیم‌گیری ترتیبی نامیده می‌شود و به هویت و تصمیم‌گیری اعضای مشارکت‌کننده وابسته است (آرورا و همکاران،^۴ ۲۰۱۶). در این شرایط، اگر نفر دوم با تصور^۵ نفر اول مواجه شود، پاسخ و تصمیمش، یکی از سه نوع رفتار همکاری، تقابل^۶ یا جبران^۷ است (آرورا و همکاران،^۸ ۲۰۱۶). به عبارت بهتر، مشارکت با بیش از نصف منابع اولیه‌ای که فرد در اختیار دارد، مطابقت دادن رفتار با رفتار نفر پیش از خود و همکاری به‌اندازه‌ی پرداخت سهم مشارکت دیگری، به ترتیب به معنای همکاری، تقابل و جبران است (آرورا و همکاران،^۹ ۲۰۱۶).

در سنین ابتدایی درک چارچوب‌های اجتماعی، تصمیم‌گیری در بازی کالای عمومی، کاملاً تقابلی و متأثر از میانگین مشارکت دیگر اعضای گروه در دست‌های قبلی بازی (کوربیت و همکاران،^{۱۰} ۲۰۲۲؛ گازمون و همکاران،^{۱۱} ۲۰۱۳) و بیشتر، از نوع تقابل منفی^{۱۰} است (چرنیاک و همکاران،^{۱۱} ۲۰۱۹). سپس، تصمیم‌گیری در ابتدای دوران نوجوانی (۹-۱۰ سالگی)، با بالاترین میزان انطباق با میانگین مشارکت همسالان دنبال می‌شود (کوربیت و همکاران،^{۱۲} ۲۰۲۲؛ گازمون و همکاران،^{۱۳} ۲۰۱۳). درنهایت، از ۱۶-۱۷ سالگی تا بزرگسالی، تمایلات افراد به‌مرور به سمت همکاری نوع‌دوستانه تحول می‌یابد (گوتیرز-روچ و همکاران،^{۱۴} ۲۰۱۴). پژوهشگران دلیل غالب بودن رفتار تقابلی را یادگیری انصاف و اهمیت رعایت آن دانسته‌اند (گاچر و همکاران،^{۱۵} ۲۰۱۰؛ عباسپور و قنبری،^{۱۶} ۱۳۹۷). از این‌رو، رفتار تقابلی منفی شایع‌تر از رفتار تقابلی مثبت است، چراکه تقابل منفی منصفانه‌تر از تقابل مثبت ادراک می‌شود (شاو و همکاران،^{۱۷} ۲۰۱۹). هم‌چنین، تکامل شناخت اجتماعی و نوع‌دوستی در اواخر نوجوانی، به‌مرور درک افراد از منصفانه بودن یک موقعیت نابرابر را به سمت پذیرش بیشتر نابرابری تغییر و همکاری را گسترش می‌دهد (الماس و همکاران،^{۱۸} ۲۰۱۰؛ هم‌چنین برای مرور شونک و زیپرلی،^{۱۹} ۲۰۲۳ را ببینید).

از سوی دیگر، پذیرش و ایفای نقش به‌عنوان عضوی از گروه، اهمیت رعایت اخلاقیات را برجسته‌تر می‌کند و می‌تواند تعریف از انصاف را تغییر دهد (فهر و فیشباخر،^{۱۷} ۲۰۰۳). این مسئله موجب می‌شود که افراد تصمیم بگیرند برای موفقیت گروهشان، همکاری خود را با اهدای بیش از سهمشان - در تأمین کالای عمومی - و پذیرش ضرر مشارکت با هم‌گروهی‌هایشان، نشان دهند (آرورا و همکاران،^{۲۰} ۲۰۱۶). به این ترتیب، هویت درون‌گروهی عاملی است که با بازتعریف موقعیت تصمیم‌گیری اجتماعی به موقعیت اخلاقی، تصمیم‌گیری جبران را جایگزین تقابل منفی می‌کند (آرورا و همکاران،^{۲۱} ۲۰۱۶). احساس هویت گروهی، حتی در سطح وسیع‌تر با کاهش رفتارهای مشکل‌آفرین مرتبط است (مجدآبادی،^{۲۲} ۱۳۹۳).

1. public goods
2. social dilemma
3. Dawes & Messick
4. Arora et al.
5. defect
6. reciprocity
7. compensation
8. Corbit et al.
9. Guzmán et al.

۱۰. تقابل منفی به معنای مطابقت دادن رفتار با رفتار کسی است که کمتر از نصف دارایی‌اش مشارکت کرده و تقابل مثبت به معنای مطابقت دادن رفتار با رفتار کسی که بیشتر از نصف دارایی‌اش مشارکت کرده است.

11. Chernyak et al.
12. Gutiérrez-Roig et al.
13. Gächter et al.
14. Shaw et al.
15. Almås et al.
16. Schunk & Zipperle
17. Fehr & Fischbacher

از دیدگاه علوم شناختی-اجتماعی، یکی از عواملی که هویت شریک تصمیم‌گیری را از غریبه به هم‌گروهی تغییر و همکاری را در تأمین کالای عمومی افزایش می‌دهد، هم‌زمانی رفتاری^۱ است (ویلمرموت و هیث^۲، ۲۰۰۹). هم‌زمانی رفتاری، در دو فاز پایدار هم‌فاز^۳ و فاز مقابل^۴ (هاکن و همکاران^۵، ۱۹۸۵)، عهده‌دار نقش تکاملی اجتماعی شدن و برقراری ارتباطات وسیع در گونه انسان است (لونی، تار و دانبار^۶، ۲۰۱۶). این مؤلفه، از سنین ابتدایی رشد تا بزرگسالی، به‌عنوان نشانه‌ای از ارتباط اجتماعی ادراک‌شده، پیوندهای اجتماعی و رفتارهای جامعه‌پسند^۷ (مانند همکاری) را در میان شرکای فرآیند هم‌زمانی، تقویت می‌کند (موگان و همکاران^۸، ۲۰۱۷؛ وان و ژو^۹، ۲۰۲۲). یکی از نمودهای تقویت پیوند اجتماعی متأثر از هم‌زمانی رفتاری، تجربه وحدت^{۱۰} و یکپارچگی با گروه فرآیند هم‌زمانی و احساس جدا بودن از دیگر گروه‌ها است (لاکنز و استل^{۱۱}، ۲۰۱۱). هم‌چنین، وحدت-به‌عنوان معیار سنجش هویت گروهی- در مشاهده اثرات هم‌زمانی رفتاری بر ادراک و قضاوت میزان اخلاقی بودن عمل نابهنجار شرکای هم‌زمانی، به‌عنوان عامل واسطه‌گر شناخته‌شده است (چوآجا و همکاران^{۱۲}، ۲۰۲۰). به‌طورکلی، تجربه هیجانات گروهی-مثبت یا منفی- چارچوب‌های اخلاقی افراد را به یکدیگر پیوند می‌دهد و این پیوند عمیق، در رابطه‌ی بین اعتقادات اخلاقی و الزام به رعایت افراطی آن نسبت به اعضای درون گروه نقش واسطه‌گری را ایفا می‌کند (کارنز و لیکل^{۱۳}، ۲۰۱۸). اما به‌طور خاص، تجربیات هیجانی مرتبط با هم‌زمانی غالباً تجربیات مثبتی هستند (زلوبینا و داویلا^{۱۴}، ۲۰۲۲؛ موگان و همکاران، ۲۰۱۷). به‌عنوان مثال، هیجانات مثبتی که در پاسخ به محرک‌های رفتاری حاوی ارزش‌های والای اخلاقی تجربه می‌شوند، فعالیت مغزی هم‌زمان بین فردی^{۱۵} را شدت می‌بخشند (انگلندر و همکاران^{۱۶}، ۲۰۱۲). بنابراین، عواطف مثبتی که در پی مشارکت در اعمال هم‌زمان گروهی به وجود می‌آید، عاملی است که هنجارهای درون گروهی را به مسائل اخلاقی الزام‌آور مبدل کرده و از این مسیر، باعث می‌شود افراد تعهد بیشتری به رعایت قوانین (مثلاً برای جلوگیری از گسترش کووید-۱۹) داشته باشند (زلوبینا و داویلا، ۲۰۲۲).

با توجه به نتایجی که بحث آن‌ها گذشت، انتظار می‌رود که هم‌زمانی رفتاری بر انتخاب جبران در تصمیم‌گیری‌های تربیتی، اثرگذار باشد و تجربه احساس وحدت در مشاهده این اثر نقش ایفا کند؛ مسئله‌ای که تاکنون پژوهش‌ها از پرداختن به آن غفلت ورزیده‌اند. به‌علاوه، توجه به نقش رشد در بررسی تحول تصمیم‌گیری، از غلبه بر تمایل به تقابل منفی به انتخاب جبران دارای اهمیت است. تحول در تمایلات نوع‌دوستانه به‌طور خاص در اواخر نوجوانی و اوایل جوانی بروز بیشتری دارد (الماس و همکاران، ۲۰۱۰؛ گوتیرز-روج و همکاران، ۲۰۱۴). از این‌رو، پژوهش حاضر باهدف بررسی اثر هم‌زمانی رفتاری بر انتخاب جبران در تصمیم‌گیری نوجوانان و جوانان در بازه سنی ۱۵ تا ۲۵ سال انجام شده است. این پژوهش سعی دارد به این سؤالات پاسخ دهد که آیا تجربه هم‌زمانی رفتاری هم‌فاز و هم‌زمانی رفتاری فاز مقابل نسبت به تجربه ناهم‌زمانی رفتاری بر تصمیم به جبران کاستی مشارکت دیگران و وحدت بین افراد چه تفاوتی ایجاد می‌کند؟ هم‌چنین، آیا تصمیم‌گیری برای جبران و اثرات هم‌زمانی رفتاری به رشد و سن افراد وابسته است؟

1. behavioral synchrony
2. Wiltermuth & Heath
3. in-phase
4. anti-phase
5. Haken et al.
6. Launay et al.
7. prosocial
8. Mogan et al.
9. Wan & Zhu
10. entitativity
11. Lakens & Stel
12. Chvaja et al.
13. Carnes & Lickel
14. Zlobina & Dávila
15. inter-subject (-brain) synchrony
16. Englander et al.
17. COVID-19

۲. روش

۲-۱. جامعه، نمونه و روش اجرا

پژوهش حاضر از نظر هدف جزو پژوهش‌های بنیادی و از نظر روش از نوع مطالعات نیمه آزمایشی با طرح بین گروهی است. جامعه آماری پژوهش، دانشجویان دانشگاه‌های شهید بهشتی، تهران و امیرکبیر شهر تهران و دانش‌آموزان مقطع متوسطه پایه نهم تا یازدهم سال تحصیلی ۱۴۰۰-۱۴۰۱ شهر قیر واقع در استان فارس، شهرستان قیروکارزین بودند که سن آن‌ها در بازه ۱۵ تا ۲۵ سال قرار داشته است. از این جامعه به روش نمونه‌گیری در دسترس، ۱۴۴ نفر شرکت‌کننده انتخاب شدند. حجم نمونه بر اساس طرح پژوهش بین گروهی، با استفاده از نرم‌افزار G-power 3/1 با در نظر گرفتن $\alpha = 0.05$ ، توان آزمون $= 0.95$ ، ۳ گروه آزمایش و اندازه اثر $= 0.35$ ، ۱۳۲ نفر محاسبه شد (فاول و همکاران، ۲۰۰۷). معیارهای ورود به پژوهش، عدم مصرف داروهای روان‌پزشکی، عدم سوءمصرف مواد مخدر و الکل و عدم تحصیل در رشته علوم شناختی بود. معیارهای خروج از تحلیل داده‌ها نیز، عدم مشارکت بهینه در تکالیف هم‌زمانی رفتاری و تصمیم‌گیری (شک کردن به ساختگی بودن فرایند تصمیم‌گیری و عدم انجام صحیح عمل حرکتی) بود. از این رو، ۱۹ نفر به دلیل متوجه شدن فریب تکلیف تصمیم‌گیری یا به دلیل عدم هم‌زمانی مناسب با شریک خود، از تحلیل داده‌ها حذف گردیدند و در هنگام تحلیل داده‌ها تعداد نمونه به ۱۲۵ نفر کاهش یافت.

۲-۲. ابزارهای پژوهش

۲-۲-۱. تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی^۲ (step-level PGG): برگرفته از مطالعه آرورا و همکاران (۲۰۱۶)، در این تکلیف رایانه‌ای، دو نفر شرکت‌کننده برای تأمین حد آستانه مشخص شده و دستیابی به سود ۵۰ درصدی به ترتیب یکی پس از دیگری باهم مشارکت کرده و در انتهای فرایند تصمیم‌گیری، مجموع پول مشارکت شده - با یا بدون سود - به صورت مساوی میانشان تقسیم می‌شود. در پژوهش حاضر، به هر یک از دو نفر شرکت‌کننده، ۳۲۰۰۰ تومان به‌عنوان مبلغ اولیه‌ای که می‌توانند با آن تصمیم‌گیری کنند، پرداخت و حد آستانه‌ی قابل تأمین برای دستیابی به سود ۵۰ درصدی، ۴۴۰۰۰ تومان تعریف شد. پیش از شروع فرایند تصمیم‌گیری، با پرسش‌هایی فهم شرکت‌کنندگان از قوانین بازی صحت سنجی و سپس با ارائه پاسخ صحیح، به آن‌ها بازخورد داده شد. با شروع تکلیف اصلی تصمیم‌گیری ترتیبی، مشابه با توضیحی که قبلاً به شرکت‌کنندگان داده شده بود، رایانه یک نفر را به‌عنوان نفر اول تصمیم‌گیری و دیگری را به‌عنوان نفر دوم انتخاب می‌کرد. علی‌رغم اینکه این باور برای شرکت‌کننده ایجاد شده بود که این انتخاب تصادفی است، بر اساس الگوریتم از پیش تعیین شده، هردوی شرکت‌کنندگان با مشاهده پیام «شریک شما ابتدا در حال تصمیم‌گیری است. لطفاً کمی صبر کنید...» به مدت ۱۵ ثانیه، مطلع می‌شدند که به‌عنوان نفر دوم انتخاب شده‌اند و باید منتظر تصمیم شریک خود بمانند. سپس، تصمیم نفر اول در قالب محدوده‌ی ۸۰۰۰ تا ۱۶۰۰۰ تومان به هر دو نفر ارائه شد. در این مرحله، شرکت‌کنندگان بدون محدودیت زمانی فرصت داشتند تصمیم خود را با یکی از مبالغ کامل از ۰ تا ۳۶۰۰۰ تومان گزارش کنند (متغیر میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی). در نهایت، حدس ایشان از میزان مشارکت نفر اول تصمیم‌گیری، با پرسش «فکر می‌کنید شریکتان دقیقاً چه مبلغی بین ۸۰۰۰ تا ۱۶۰۰۰ تومان را در حساب مشترک قرار داده بود؟» سنجیده شد (متغیر حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول). مشارکت در محدوده ۰ تا ۱۶۰۰۰ تومان معادل انتخاب قصور، ۱۷۰۰۰ تا ۲۷۰۰۰ تومان، همکاری و ۲۸۰۰۰ تا ۳۶۰۰۰ تومان، جبران در نظر گرفته شده است. جبران، نشان‌دهنده تمایل فرد به مشارکت کافی در تأمین حد آستانه، علی‌رغم مشاهده کم‌کاری نفر اول است. در این شرایط، اگر او بخواهد کاملاً از تأمین آستانه مطمئن شود، باید ۳۶۰۰۰ تومان مشارکت کند که لازمه آن، قرار دادن ۴۰۰۰ تومان مبلغ اضافی از کیف پول شخصی خود بر مقدار اولیه ۳۲۰۰۰ تومان است. ذکر این نکته لازم است که ارائه تصمیم نفر اول به صورت بازه میهم، به منظور محدود کردن انتخاب شرکت‌کنندگان به یکی از دو انتخاب جبران یا قصور انجام شده است (آرورا و همکاران، ۲۰۱۶).

1. Faul et al.

2. step-level public goods game (step-level PGG)

ون دو کرگت و همکاران^۱ (۱۹۸۳) نسخه ابتدایی پارادایم «تأمین کالای عمومی به صورت ترتیبی»^۲ را ارائه و نقش مشارکت داوطلبانه در چنین پارادایمی را مطالعه کردند. پس از آن‌ها، **راپوپورت**^۳ (۱۹۸۵، ۱۹۸۷) همین پارادایم را برای مطالعه تصمیم‌گیری در شرایط متنوع‌تر گسترش داد. در نهایت، اولین مطالعه‌ای که تلاش کرد اثر اطلاعات و جایگاه را در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی بررسی کند، مطالعه **ارو و راپوپورت**^۴ (۱۹۹۰) بود. تکلیف استفاده‌شده در مطالعه **ارو و راپوپورت** (۱۹۹۰) مبنای پارادایمی است که **آروا و همکاران** (۲۰۱۶) پیشنهاد کردند و در مطالعه حاضر نیز مورد استفاده قرار گرفته است. لازم به ذکر است که در هیچ‌یک از مطالعات نام‌برده، روایی و پایایی برای تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی گزارش نشده است.

۲-۲-۲. تکلیف هم‌زمانی رفتاری^۵ با طراحی بین گروهی، سه شرایط دست‌کاری هم‌زمانی رفتاری شامل شرایط «هم‌زمانی هم‌فاز»^۶، «هم‌زمانی فاز مقابل»^۷ و «ناهم‌زمان» ایجاد شد. این بخش، باهدف «سنجش مهارت حرکتی در هماهنگی با محرک شنیداری» به شرکت‌کنندگان معرفی شد. برای دستیابی به این هدف، به آن‌ها دستورالعمل داده شد که با هدفون‌های شخصی به محرک شنیداری در حال پخش گوش داده و سعی کنند کاملاً هم‌زمان با زمان شنیده شدن صدای اولین ضرباهنگ، انگشتان دست برتر خود را روی کلید space صفحه‌کلید رایانه شخصی فشار دهند. سپس، دست خود را از آرنج خم کرده تا بینی بالا آورده، قبل از اینکه ضرباهنگ دوم شنیده شود، برگردانند و کلید space را برای بار دوم بفشارند. شرکت‌کنندگان می‌بایست این کار را تا اتمام تکلیف تکرار کنند. محرک شنیداری، متشکل از ضرباهنگ‌هایی ساده با فرکانس ۵۰ هرتز و طول دوره ۵۰ میلی‌ثانیه، در دو سرعت پخش ۳۳ و ۶۰ گام در دقیقه تولید شد. برای ایجاد شرایط ناهم‌زمان، یکی از شرکت‌کنندگان با محرک شنیداری ۳۳ گام در دقیقه و دیگری با ۶۰ گام در دقیقه هماهنگ شدند. از سوی دیگر، تمام شرکت‌کنندگان شرایط هم‌زمانی هم‌فاز و فاز مقابل با محرک ۳۳ گام در دقیقه هماهنگ شدند. در حالت هم‌فاز، محرک‌های شنیداری برای هر دو نفر در زمان یکسان، اما در حالت فاز مقابل برای یک نفر ۹۰۰ میلی‌ثانیه دیرتر از دیگری پخش شد. تکلیف حاضر، در سه فاز پشت سر هم شامل ۱۵ ثانیه تمرین، ۳ دقیقه انجام عمل حرکتی در حضور محرک شنیداری و ۱/۵ دقیقه در غیاب آن، با حفظ ریتم مرحله قبل، انجام شد. در زمان انجام تکلیف، شرکت‌کنندگان گروه بزرگسال، با زاویه ۹۰ درجه و بافاصله‌ی قطری ۱ متر از یکدیگر نشستند. شرکت‌کنندگان گروه نوجوان، در دو شرایط هم‌زمانی، به فاصله ۱ متر در کنار یکدیگر و در شرایط ناهم‌زمان، در دو طرف میز با حضور مانع در میانشان نشستند. در دو شرایط هم‌زمانی، به شرکت‌کنندگان دستورالعمل داده شد، درحالی‌که به دستان یکدیگر نگاه می‌کنند تکلیف خود را انجام دهند؛ اما در شرایط ناهم‌زمان، به آن‌ها تأکید شد که صرفاً به حرکات خودشان توجه کنند.

تکالیف هم‌زمانی رفتاری در انواع گوناگون متناسب با صلاحدید پژوهشگران قابل طراحی و اجرا است. تاکنون برای تکالیف هم‌زمانی رفتاری روایی و پایایی گزارش نشده است. تکلیف هم‌زمانی رفتاری طراحی‌شده در مطالعه حاضر مشابه با تکلیف استفاده‌شده در مطالعه **رینرو و همکاران**^۸ (۲۰۲۱) است. همچنین، در مطالعه **فوجیوارا و همکاران**^۹ (۲۰۲۳) نوع دیگری از تکلیف هم‌زمانی رفتاری با دست اجراشده و قابل مشاهده است.

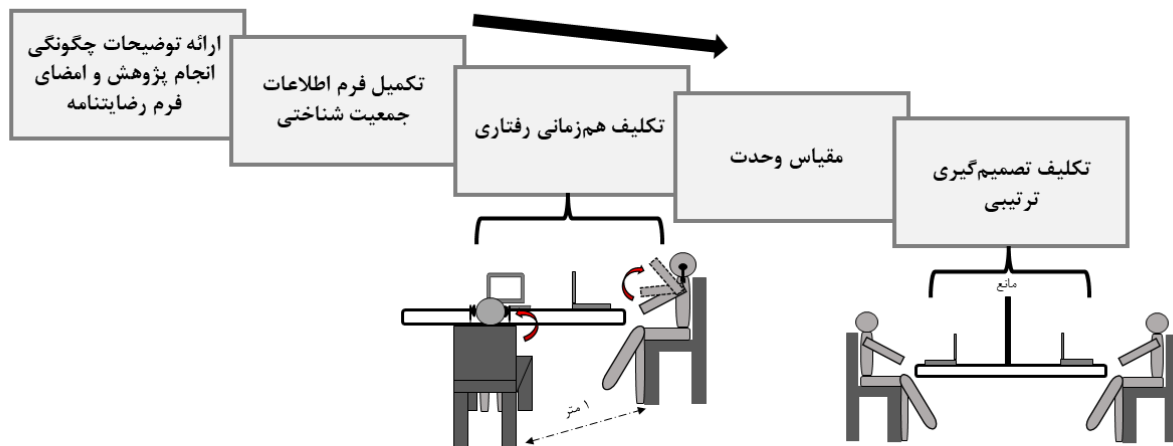
۲-۲-۳. مقیاس وحدت^{۱۰} اولین بار **پستمیس و همکاران**^{۱۱} (۲۰۰۸) مقیاس وحدت را ایجاد و آلفای کرونباخ^{۱۲} آن را در چهار آزمایش مختلف بین ۰/۸۳ تا ۰/۸۷ گزارش کردند. سپس، **لاکنز**^{۱۳} (۲۰۱۰) و **لاکنز و استل** (۲۰۱۱) از این مقیاس برای اندازه‌گیری

1. Van de Kragt et al.
2. provision of step-level public goods
3. Rapoport
4. Erev & Rapoport
5. synchrony manipulation
6. in-phase synchronization
7. anti-phase synchronization
8. Reinero et al.
9. Fujiwara et al.
10. entitativity scale
11. Postmes et al.
12. Cronbach's α
13. Lakens

میزان احساس وحدت ایجاد شده متأثر از هم‌زمانی رفتاری استفاده و آلفای کرونباخ را بین ۰/۷۹ تا ۰/۸۴ گزارش کردند. **فوجیوارا و همکاران (۲۰۲۳)** نیز اخیراً از این مقیاس بهره گرفته و پایایی و روایی را در با آلفای کرونباخ در محدوده ۰/۸۳۱-۰/۹۲۳ گزارش دادند. مقیاس وحدت شامل چهار عبارت پرسشی است که میزان باهم بودن، یکی بودن، عضوی از یک گروه بودن و جدا بودن از دیگران را با استفاده از مقیاس لیکرت هفت‌تایی (۱ اصلاً، ۷ کاملاً) می‌سنجد. در پژوهش حاضر، از سه عبارت پرسشی «چقدر با شریک خود احساس باهم بودن را تجربه کردید؟»، «چقدر احساس کردید با شریک خود در یک گروه هستید؟» و «چقدر احساس کردید که شما و شریکتان، از دیگر شرکت‌کنندگان جدا هستید؟» برای سنجش متغیر «وحدت» استفاده و ضریب آلفای کرونباخ آن ۰/۸۱۷ محاسبه شد.

۲-۳. روند اجرای مداخله

پژوهش حاضر در نیمه اول سال ۱۴۰۱ در دو فاز مجزا بر روی داوطلبان واجد شرایط در بازه‌های سنی بزرگسال و نوجوان اجرا گردید. شرکت‌کنندگان به صورت گروه‌های دونفری هم‌جنس و با کنترل میزان آشنایی قبلی، به صورت شبه تصادفی در یکی از شرایط آزمایش قرار گرفته و به آزمایشگاه دعوت شدند. پس از ورود به آزمایشگاه، تمام شرکت‌کنندگان بزرگسال و شرکت‌کنندگان دو شرایط هم‌زمانی هم‌فاز و هم‌زمانی فاز مقابل نوجوان، با نام و نام خانوادگی به یکدیگر معرفی شدند. در این مرحله، از شرکت‌کنندگان (و والدین گروه نوجوان) درخواست شد که فرم رضایت‌نامه شرکت در پژوهش را امضا کنند. در قدم بعدی، قوانین تکلیف تصمیم‌گیری توضیح و به سؤالات احتمالی در این زمینه پاسخ داده شد. سپس به ترتیب، فرم اطلاعات جمعیت شناختی، تکلیف هم‌زمانی رفتاری و بلافاصله مقیاس وحدت اجرا و تکمیل گردید. سپس، شرکت‌کنندگان به سمت میز دیگری با مانعی در وسط آن، هدایت شدند تا تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی را انجام دهند. مانع، برای جلوگیری از برقراری ارتباط در هنگام تصمیم‌گیری و نیز بر ملا نشدن فریب بازی استفاده شد. تکلیف تصمیم‌گیری در یک دست انجام گردید و پس از آن، نظر شرکت‌کنندگان درباره هدف پژوهش و اینکه آیا متوجه فریب در روند تصمیم‌گیری شده‌اند، سؤال شد. در نهایت، هدف اصلی توضیح داده شد و با پرداخت ۴۰۰۰۰ تومان هدیه، بابت شرکت در پژوهش از ایشان تشکر و قدردانی صورت پذیرفت. روند اجرا از ابتدا تا انتها ۴۵ تا ۶۰ دقیقه به طول انجامید. تصویر نمادین روند اجرا در شکل ۱ نشان داده شده است.



شکل ۱. تصویر نمادین فرآیند اجرای آزمایش

۲-۴. روش تجزیه و تحلیل اطلاعات

روش تحلیل، استفاده از آزمون‌های آنالیز واریانس یک‌راهه^۱، کروسکال-والیس^۲، خی دو^۳ و تحلیل رگرسیون میانجی^۴ (هیز^۵، ۲۰۱۷) بود. متغیر مستقل، نوع شرایط هم‌زمانی رفتاری، متغیر وابسته، میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی و متغیرهای میانجی، متغیرهای وحدت و حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول تصمیم‌گیری بود. داده‌ها با نرم‌افزارهای Python 3.8 و SPSS 27 تحلیل شدند.

۳. یافته‌ها

۳-۱. توصیف جمعیت‌شناختی و شاخص‌های توصیفی

شاخص‌های توصیفی اطلاعات جمعیت‌شناختی شرکت‌کنندگان در جدول ۱ خلاصه شده است.

جدول ۱. شاخص‌های توصیفی سن، جنسیت و وضعیت آشنایی قبلی شرکت‌کنندگان به تفکیک شرایط آزمایش

متغیر	سن (سال)	جنسیت (تعداد (درصد))	وضعیت آشنایی نوجوانان* (تعداد (درصد))
شرایط آزمایش	میانگین	مرد زن سایر	شرکت‌کننده دیگر را از قبل می‌شناسم.
هم‌زمانی هم‌فاز	۱۹/۲۴	۱۳ (۳۴/۲۱) ۲۵ (۶۵/۷۹)	۳ (۱۲/۵) ۷ (۵۰)
هم‌زمانی فاز مقابل	۱۹/۲۵	۱۴ (۳۵) ۲۵ (۶۲/۵۰)	۴ (۱۸/۷۵) ۸ (۴۳/۷۵)
ناهم‌زمان	۱۸/۹۶	۱۶ (۳۴/۰۴) ۳۱ (۶۵/۹۶)	۳ (۱۵) ۶ (۳۰)
میانگین کل	۱۹/۱۴	۴۳ (۳۴/۴) ۸۱ (۶۴/۸)	۱۰ (۱۸/۵۲) ۲۱ (۳۸/۸۹)
مجموع	-	۱۲۵ (۱۰۰)	۵۴ (۱۰۰)

* تمامی شرکت‌کنندگان بزرگ‌سال وضعیت آشنایی یکسانی با شریک آزمون خود داشته و برای اولین بار در آزمایشگاه با او ملاقات کرده بودند، بنابراین از درج تعداد آن‌ها در جدول خودداری شده است. همچنین، نتایج آزمون خی دو نشان داد که اختلاف درصد فراوانی میزان آشنایی شرکت‌کنندگان نوجوان در بین شرایط آزمایش از نظر آماری معنادار نیست، $\chi^2(4, N = 54) = 2/00, p = 0/735$.

۳-۲. بررسی پیش‌فرض‌های آزمون‌های پارامتریک

1. one-way analysis of variance (ANOVA)
2. Kruskal-Wallis
3. Chi-squared
4. regression analysis of mediation
5. Hayes

به‌منظور بررسی پیش‌فرض‌های استفاده از آزمون‌های آماری، ابتدا داده‌هایی که بیش از ۳ انحراف معیار از میانگین توزیع فاصله داشتند به‌عنوان داده پرت شناسایی و حذف شدند؛ بنابراین، یک داده از شرایط ناهم‌زمان متغیر حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول حذف گردید. سپس، نرمال بودن توزیع نمرات متغیرهای پژوهش با آزمون شاپرو-ویلک^۱ ارزیابی شد. نتایج نشان داد که توزیع میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی در هیچ‌یک از گروه‌های سنی نوجوان و بزرگسال و نیز در شرایط هم‌زمانی هم‌فاز و هم‌زمانی فاز مقابل نرمال نیست ($p_s < 0/05$). همچنین، توزیع متغیر حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول در هیچ‌یک از شرایط آزمایش نرمال نیست ($p_s < 0/05$) و فقط توزیع نمرات مقیاس وحدت در دو شرایط هم‌زمانی فاز مقابل و ناهم‌زمان از توزیع نرمال پیروی می‌کند ($p_s > 0/05$). درنهایت، نتایج آزمون لوین^۲ نشان داد که واریانس توزیع تمام متغیرها بین سه شرایط آزمایش، از نظر آماری همگن است ($p_s > 0/05$).

۳-۳. آزمون فرضیه‌ها

با توجه به نتایج ارائه‌شده در جدول ۲، یافته‌ها حاکی از این بود که اختلاف میانگین رتبه متغیر میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی و متغیر حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول در بین شرایط هم‌زمانی هم‌فاز، هم‌زمانی فاز مقابل و ناهم‌زمان از نظر آماری معنادار نیست؛ اما اختلاف میانگین نمرات وحدت در سه شرایط آزمایش از نظر آماری معنادار است. تحلیل پس‌آزمون بونفرونی^۳ نشان داد که تفاوت میانگین نمره مقیاس وحدت گروه ناهم‌زمان با گروه هم‌زمانی هم‌فاز ($t(84) = 3/66, p < 0/001$) و گروه هم‌زمانی فاز مقابل ($t(86) = 3/86, p < 0/001$) معنادار است. همچنین، آزمون ناپارامتری یو مان ویتنی^۴ نشان داد که اختلاف میانگین رتبه میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی در بین گروه‌های سنی نوجوان و بزرگسال از نظر آماری معنادار نیست، $U(124) = 1755/00, p = 0/420$.

جدول ۲. میانگین، انحراف معیار و نتایج آزمون‌های کروسکال-والیس و آنالیز واریانس یک‌راهه برای مقایسه

متغیرها در شرایط آزمایش

شرایط آزمایش	هم‌زمانی هم‌فاز		هم‌زمانی فاز مقابل		ناهم‌زمان		مقدار F	مقدار H	درجات آزادی	معناداری
	میانگی رتبه (انحرا) ف (معیار)	میانگی رتبه (انحرا) ف (معیار)	میانگی رتبه (انحرا) ف (معیار)	میانگی رتبه (انحرا) ف (معیار)	میانگی رتبه (انحرا) ف (معیار)	میانگی رتبه (انحرا) ف (معیار)				
میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی	۱۹/۵۰ (۱۰/۹۲)	۲۰/۵۰ (۱۱/۵۱)	۲۴ (۱۳/۵۳)	-	-	-	۱/۲۲	-	(۲,۱۲۲)	۰/۵۴۰
حدس شرکت‌کنندگان ن از میزان	۱۹/۵۰ (۱۰/۷۵)	۲۰/۵۰ (۱۱/۳۴)	۲۳/۵۰ (۱۲/۹۸)	-	-	-	۰/۲۹	-	(۲,۱۲۱)	۰/۸۶۰

1. Shapiro-Wilk
2. Levene
3. Bonferroni
4. Mann-Whitney U

مشارکت نفر اول		مشارکت نفر دوم		مشارکت نفر سوم		مشارکت نفر چهارم	
وحدت	۴/۳۰	۴/۴۴	۳/۴۱	۱/۳۶	۰	۰	< ۰/۰۰۱
	(۰/۹۰)	(۱/۲۲)	(۱/۲۳)	(۲,۱۲۲)			

یافته‌های پژوهش در جدول ۳ نشان می‌دهد که تفاوت درصد فراوانی‌های تصمیم‌قصور، همکاری یا جبران در بین شرایط آزمایش یا بین دو گروه سنی از نظر آماری معنادار نیست. به‌علاوه، نتایج حاکی از آن است که اختلاف درصد فراوانی انتخاب‌های قصور، همکاری یا جبران در دو شرایط هم‌زمانی هم‌فاز و ناهم‌زمان معنادار است؛ اما در شرایط هم‌زمانی فاز مقابل از نظر آماری معنادار نیست. وجود اختلاف معنادار در شرایط هم‌زمانی هم‌فاز ناشی از وجود تفاوت معنادار بین درصد فراوانی تصمیم همکاری با هر دو تصمیم‌قصور ($\chi^2(1, N = 25) = 11/56, p < 0/001$) و جبران ($\chi^2(1, N = 17) = 4/76, p = 0/029$) و در شرایط ناهم‌زمان، ناشی از وجود تفاوت معنادار بین درصد فراوانی انتخاب‌قصور با هر دو تصمیم همکاری ($\chi^2(1, N = 35) = 6/43, p = 0/011$) و جبران ($\chi^2(1, N = 37) = 4/57, p = 0/032$) است. هم‌چنین، اگرچه در حالت کلی تفاوتی بین انتخاب‌های نوجوانان و بزرگسالان وجود ندارد، اختلاف درصد فراوانی تصمیم جبران در گروه نوجوان با درصد فراوانی جبران در گروه بزرگسال از نظر آماری نزدیک به سطح معناداری قابل قبول است، $\chi^2(1, N = 38) = 3/79, p = 0/052$.

جدول ۳. فراوانی و نتایج آزمون خی دو برای نوع تصمیم شرکت‌کنندگان

نوع تصمیم	قصور	همکاری	جبران		تعداد کل	$\chi^2(df)$	سطح معناداری
			درصد فراوانی	درصد فراوانی			
به تفکیک شرایط آزمایش	۶۳	۲۴	۳۸	۳۰/۴۰	۱۲۵	۳/۶۵ (۴)	۰/۴۵۶
هم‌زمانی هم‌فاز	۲۱	۴	۱۳	۳۴/۲۱	۳۸	۱۱/۴۲ (۲)	۰/۰۰۳***
هم‌زمانی فاز مقابل	۱۷	۱۰	۱۳	۳۲/۵۰	۴۰	۱/۸۵ (۲)	۰/۳۹۶
ناهم‌زمان	۲۵	۱۰	۱۲	۲۵/۵۳	۴۷	۸/۴۷ (۲)	۰/۰۱۴*
به تفکیک سن نوجوان	۶۳	۲۴	۳۸	۳۰/۴۰	۱۲۵	۴/۹۱ (۲)	۰/۳۸۵
نوجوان	۲۹	۱۲	۱۳	۲۴/۰۷	۵۴	۱۰/۱۱ (۲)	۰/۰۰۶***
بزرگسال	۳۴	۱۲	۲۵	۳۵/۲۱	۷۱	۱۰/۳۴ (۲)	۰/۰۰۶***

df: درجه آزادی؛ * $p < 0/05$ ؛ ** $p < 0/01$

همان‌گونه که در جدول ۳ قابل مشاهده است، میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی با سن همبستگی معناداری نداشته است. به‌علاوه، نتایج آزمون همبستگی پیرسون^۱ رابطه مثبت و از نظر آماری معناداری بین دو متغیر سن و میزان مشارکت در محدوده همکاری نشان داده است، $r(23) = 0/54, p = 0/006$ ، جدول ۴ نشان می‌دهد که از یک‌سو، میزان مشارکت در تکلیف

تصمیم‌گیری ترتیبی با حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول و وحدت و از سوی دیگر، دو متغیر حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول و وحدت با یکدیگر همبستگی مثبت و معناداری دارند. همچنین، همبستگی بین نمرات حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول با نمرات مقیاس وحدت، در شرایط هم‌زمانی هم‌فاز ($r(37) = 0/45, p = 0/004$) و هم‌زمانی فاز مقابل ($r(39) = 0/34, p = 0/03$) مثبت و معنادار بوده؛ اما همبستگی بین این دو متغیر در شرایط ناهم‌زمان از نظر آماری معنادار نبوده است، $r(45) = -0/01, p = 0/97$.

جدول ۴. ماتریس همبستگی پیرسون، میانگین و انحراف معیار متغیرهای پژوهش

متغیر	تعداد	میانگین	انحراف معیار	۱	۲	۳	۴
۱. میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی	۱۲۵	۱۸۸۸/۰۰	۱۰۳۲۷/۱۳	-			
۲. سن	۱۲۵	۱۹/۳۴	۳/۳۵	۰/۰۱۰	-		
۳. وحدت	۱۲۵	۴/۰۱	۱/۲۳	۰/۱۸۲*	-۰/۱۷۲	-	
۴. حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول	۱۲۴	۱۲۸۶۲/۹۰	۲۳۰۴/۷۴	۰/۲۹۱***	-۰/۰۲۱	۰/۱۹۱*	-

* $p < 0/05$; ** $p < 0/01$; *** $p < 0/001$

با توجه به یافته‌های به‌دست‌آمده از تحلیل همبستگی، احتمال نقش میانجی متغیر حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول تصمیم‌گیری در رابطه بین وحدت و میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری، با استفاده از مدل پیشنهادی هیز (۲۰۱۷) سنجیده شد. به‌منظور رعایت پیش‌فرض‌های استفاده از این آنالیز، ابتدا توزیع متغیرها با استفاده از روش مقیاس دهی بیشینه-کمینه^۱ در بازه صفر تا یک نرمال شد. سپس، عدم هم‌خطی متغیرهای پیش‌بین با استفاده از آماره تورم واریانس محاسبه گردید. نتایج حاکی از عدم هم‌خطی در میان متغیرهای پیش‌بین بود (وحدت = $1/04$ و حدس = $1/04$)، مطابق با یافته‌های ارائه‌شده در جدول ۵، تقریباً $10/1\%$ از تغییرات متغیر ملاک ناشی از هر دو متغیر پیش‌بین و $3/6\%$ از آن به‌طور خاص سهم اثرگذاری وحدت بر حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول تصمیم‌گیری بوده است. همچنین، اثر کلی وحدت بر میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی، به‌طور کامل از طریق اثر غیرمستقیم حدس از میزان مشارکت نفر اول، بر میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی میانجی‌گری شده است.

جدول ۵. نتایج مدل رگرسیونی نقش میانجی حدس در رابطه وحدت و میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی

متغیرهای پیش‌بین	حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول		میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی	
	ضریب	خطای معناداری	ضریب	خطای معناداری
وحدت	۰/۲۶۸	۰/۱۲۴	۰/۰۳۴	۰/۱۳۹
حدس شرکت-کنندگان از	-	-	۰/۲۶۶	۰/۰۸۸

میزان مشارکت نفر اول	
عدد ثابت	iM
	۰/۴۷۴
	۰/۰۶۷
	< ۰/۰۰۱
	iY
	۰/۲۷۰
	۰/۰۷۸
	< ۰/۰۰۱
R^2	$R^2 = ۰/۰۳۶$
R^2	$R^2 = ۰/۱۰۱$
$F(۲, ۱۲۲) = ۴/۶۲, p = ۰/۰۳۴$	$F(۲, ۱۲۱) = ۶/۸۲, p = ۰/۰۰۲$

۴. بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر اثر دو فاز هم‌زمانی رفتاری شامل حالت هم‌فاز و فاز مقابل را در مقایسه با اثر انجام عمل ناهم‌زمان، بر بروز همکاری و جبران در تصمیم‌گیری‌های ترتیبی در بازه سنی ۱۵ تا ۲۵ سال ارزیابی کرده است. نتایج به‌دست‌آمده از این پژوهش نشان می‌دهد، تمایل به جبران کاستی مشارکت دیگران، در اوایل بزرگسالی بیش از اواخر نوجوانی است. هم‌راستا با یافته‌های پژوهش‌های پیشین، مشاهده تغییر در الگوی تصمیم‌گیری شرکت‌کنندگان از نوجوانی به جوانی، برآمده از تحول عملکردهای شناختی در طول دوران رشد است؛ تحولی که در اواخر نوجوانی افراد را به اجرای سفت‌وسخت قوانین تکامل همکاری و ابراز تقابل منفی وامی‌دارد و با افزایش سن -به آهستگی- همکاری را جایگزین می‌کند (گوتیرز-روج و همکاران، ۲۰۱۴).

از سوی دیگر، در مخالفت با شواهدی که هم‌زمانی رفتاری را عامل تقویت‌کننده مؤلفه‌های پیوند اجتماعی و گسترش‌دهنده همکاری در بازی‌های اقتصادی هم‌زمان می‌دانند (بارانوفسکی-پیتو و همکاران، ۲۰۲۲؛ فوجیوارا و همکاران، ۲۰۲۳)؛ پژوهش حاضر شواهدی قوی دال بر اینکه هم‌زمانی رفتاری در هر یک از فازهای خود همکاری یا جبران را در بازی اقتصادی ترتیبی با حد آستانه سوددهی و قصور نفر اول ترتیب، گسترش می‌دهد، به دست نیآورده است. به عبارت بهتر، در پژوهش ما میانگین مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری و درصد فراوانی انتخاب قصور، همکاری یا جبران، در هر سه شرایط هم‌زمانی هم‌فاز، هم‌زمانی فاز مقابل و ناهم‌زمان با یکدیگر برابر بوده است. در کنار این نتایج اما شواهدی به‌دست‌آمده که نشان می‌دهد با اینکه بیشترین سهم انتخاب در تمام شرایط به قصور تعلق داشته است، هم‌زمانی رفتاری توانسته است نظر شرکت‌کنندگان را در حالت هم‌فاز به انتخاب یکسان قصور و جبران و در حالت فاز مقابل، به انتخاب یکسان قصور، همکاری و جبران تعدیل کند.

برتر بودن انتخاب قصور در وهله اول و تعدیل نظر شرکت‌کنندگان در برخی شرایط در وهله دوم، هم‌راستا با پیشینه مطالعات تصمیم‌گیری است. در تصمیم‌گیری‌های ترتیبی، میزان مشارکت اغلب کمتر از میانگین است، زیرا کاستی مشارکت نفر اول ترتیب، عموماً با کاستی مشارکت نفر بعدی مطابقت دارد (گاچر و همکاران، ۲۰۱۰). این اثر به‌خصوص هنگامی که تصمیم‌گیری فقط در یک دست انجام می‌شود، پررنگ‌تر است (فهر و فیشباخر، ۲۰۰۳). در این شرایط، افراد هنگام تصمیم‌گیری برای چگونه واکنش نشان دادن به کاستی مشارکت دیگر اعضای گروه، بر سر دوراهی انتخاب انجام کار درست یا تنبیه نوع‌دوستانه قرار می‌گیرند (آرورا و همکاران، ۲۰۱۶). در تنبیه نوع‌دوستانه، آن‌ها قصور هم‌گروهی خود را با قصور متقابل پاسخ می‌دهند تا با رد مشارکت غیرمنصفانه، از تکرار هنجارشکنی اعضای درون گروه جلوگیری کنند (فهر و فیشباخر، ۲۰۰۳). در مقابل، اگر تلاش بیشتر برای موفقیت کل گروه امری ضروری و اخلاقی جلوه کند، از تقابل منفی با عضو قاصر صرف‌نظر کرده، بهترین تلاش خود را در جهت جبران کاستی مشارکت او به کار می‌گیرند (آرورا، لاگ و لاریک، ۲۰۱۶). مشخص شده، وحدت گروهی‌ای که در پی دست‌کاری هم‌زمانی رفتاری با یک فرد غریبه ایجاد می‌شود، میانجی اثر هم‌زمانی رفتاری بر ملایم شدن برداشت آن‌ها از میزان اخلاقی بودن عمل ناهنجار شریک هم‌زمانی‌شان است (چواجا و همکاران، ۲۰۲۰). چواجا و همکاران (۲۰۲۰) در تفسیر مشاهدات خود پیشنهاد کردند که تفاوت در هویت گروهی شریک هم‌زمانی، احتمالاً در مشاهده‌ی اثری که هم‌زمانی رفتاری بر قضاوت اخلاقی و متعاقباً انتخاب شیوه رفتار متقابل با عمل ناهنجار او دارد، اثرگذار باشد. به نظر ایشان، تجربه هم‌زمانی رفتاری با یک فرد غریبه، خطای او را قابل‌درک و مستلزم گذشت جلوه می‌دهد؛ اما تجربه هم‌زمانی رفتاری با عضوی از یک گروه منسجم، برعکس با تنبیه شدیدتر عمل غیراخلاقی

او همراه می‌گردد (چوایا و همکاران، ۲۰۲۰). بر همین اساس، تفاوتی که دو فاز هم‌زمانی رفتاری بر میزان تعدیل شدن انتخاب‌های شرکت‌کنندگان داشته است، می‌تواند به تفاوت میزان هویت گروهی احساس شده در هر یک از آن شرایط برگردد. ما پیشنهاد می‌کنیم اندک تفاوتی که نشان می‌دهد هم‌زمانی فاز مقابل در ایجاد وحدت بین فردی و تعدیل انتخاب‌ها، اثر قوی‌تری نسبت به هم‌زمانی هم‌فاز داشته است، به این دلیل بوده که شرکت‌کنندگان حالت فاز مقابل ما، برای انجام دادن صحیح تکلیف حرکتی و حفظ آهنگ حرکات خود، به تلاش و هماهنگی بیشتری احتیاج داشته‌اند؛ بنابراین، ممکن است احساس وحدت گروهی ایجاد شده در شرایط فاز مقابل، غیر از اثر خالص هم‌زمانی رفتاری، تحت تأثیر این تلاش دوفزری قرار گرفته باشد.

نتایج همبستگی تأیید می‌کند که بین وحدت و میزان مشارکت در تصمیم‌گیری رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. نتایج تحلیل‌های بیشتر نیز نشان می‌دهد، این رابطه کاملاً از طریق میانجی‌گری حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت شریکشان کنترل می‌شود. از سوی دیگر، همبستگی مثبت و معناداری بین وحدت و حدس به ترتیب در شرایط هم‌فاز و فاز مقابل برقرار است در حالی که در شرایط ناهم‌زمان همبستگی معناداری بین این دو متغیر مشاهده نشده است. این نتایج به‌نوعی نشان‌دهنده اثرپذیری بالای ادراک از هم‌زمانی رفتاری است (موگان و همکاران، ۲۰۱۷). به‌علاوه، مشاهده اثر هم‌زمانی رفتاری بر وحدت و عدم مشاهده اثر یکسان بر همکاری، مشابه نتایج مطالعه کراس و همکاران^۱ (۲۰۱۷) و هم‌چنین، هم‌راستا با شواهد دیگری است که نشان می‌دهد وحدت لزوماً میانجی مستقیم اثر هم‌زمانی بر گسترش همکاری نیست (کراس و همکاران، ۲۰۱۶).

در مجموع می‌توان گفت، شواهدی مبنی بر وجود اثر مثبت و مستقیم هم‌زمانی رفتاری بر کاهش تقابل منفی و افزایش همکاری یا جبران در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی به دست نیامده است؛ اما شواهدی به‌دست‌آمده که نشان می‌دهد هم‌زمانی رفتاری، بر جنبه‌های دیگر رفتار جامعه پسند نظیر وحدت و هویت گروهی اثر گذاشته است. هم‌چنین، وحدت از طریق اثرگذاری بر ادراک افراد، در انتخاب شیوه تقابل با کاستی شریک تصمیم‌گیری مداخله کرده است؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت، هویت گروهی به‌درستی در تصمیم‌گیری در تکالیف تصمیم‌گیری ترتیبی دخیل است (آرورا و همکاران، ۲۰۱۶)؛ اما آنچه در این تصمیم‌گیری دخالت مستقیم دارد، ادراک افراد از میزان همکار بودن شریکشان یا منصفانه‌تر بودن انتخاب او است.

از جمله محدودیت‌های پژوهش حاضر، طراحی تکلیف با دو نفر شرکت‌کننده و اجرای بازی تنها در یک دست بوده است. این طراحی برای جلوگیری از دخالت عوامل مزاحم متعدد صورت گرفته است. با این حال، به دلیل اینکه در مطالعات هم‌زمانی رفتاری، هرچه تعداد اعضای گروه بالاتر باشد، احتمال مشاهده اثر بیشتر می‌شود (موگان و همکاران، ۲۰۱۷) و هم‌چنین، به دلیل اینکه تصمیم‌گیری تنها در یک دست بازی، لزوماً نشان‌دهنده ترجیحات تصمیم‌گیری افراد نیست (هاربا و کراوز، ۲۰۰۰)، توصیه می‌گردد پژوهش‌های آینده با تعداد شرکت‌کنندگان بالاتر در هر گروه و طراحی بازی تصمیم‌گیری در چند دست، روند پژوهش حاضر را تکرار کنند. هم‌چنین، پیشنهاد می‌شود که در صورت امکان از دستیاران پژوهشی برای کنترل عوامل مزاحم بهره گرفته شود. در پژوهش حاضر، استفاده نکردن از دستیار پژوهشی به‌عنوان یکی از شرکت‌کننده‌ها باعث شد میزان ارتباطی که شرکت‌کنندگان در محیط آزمایشگاه با یکدیگر برقرار کرده‌اند تا حدودی غیرقابل کنترل شده و بر شکل‌گیری احساس وحدت بین آن‌ها اثر بگذارد. از سوی دیگر، ارائه تصمیم نفر اول به‌صورت بازه‌ی مبهم، تفسیر و یا تعمیم نتایج را با مشکل روبه‌رو می‌کند؛ زیرا تصمیم‌گیری در شرایط ابهام‌آمیز، زمینه‌ای فراهم می‌کند که افراد به دلیل بی‌زاری از ریسکی که دارند، همواره قصور بالاتری در انتخاب‌های خود داشته باشند (فیشر و مندل، ۲۰۲۱). همان‌گونه که در بخش ابزار ذکر گردید، برای محدود کردن انتخاب شرکت‌کنندگان به یکی از دو گزینه جبران یا قصور، مبهم ارائه کردن بازه اهدائی نفر اول الزامی بوده است. با این حال، در این پژوهش مشاهده شد که در حضور دست‌کاری هم‌زمانی رفتاری، انتخاب‌های افراد تا حدودی تعدیل و به محدوده میانی نیز وارد می‌شوند. این مشاهدات، اثر عامل ادراک و قضاوت از میزان همکار بودن دیگران را نشان می‌دهد که خود، در پیچه‌ای به روی مطالعات آینده می‌گشاید. در نهایت، پژوهش‌های

1. Cross et al.

2. Cross, Wilson, & Golonka

1. Harbaugh & Krause

2. Fisher & Mandel

بعدی می‌توانند با تغییر روش دست‌کاری هم‌زمانی رفتاری برای جلب هم‌نوایی بیشتر افراد، یا در نظر گرفتن ابعاد دیگر هم‌زمانی (مانند هم‌زمانی فیزیولوژیکی و عصبی) نتایج را تکرار کنند.

۵. ملاحظات اخلاقی

پژوهش حاضر، از کمیته اخلاق دانشگاه شهید بهشتی به شماره IR.SBU.REC.1400.198 مجوز اخلاق کسب کرده است. شرکت‌کنندگان به صورت داوطلبانه در این پژوهش شرکت داشته‌اند. پیش از اجرای آزمون، هدف، خطرات احتمالی شرکت در پژوهش (آزمون خطری برای شرکت‌کنندگان نداشته است)، محرمانه بودن اطلاعات، راه‌های ارتباطی با پژوهشگر، آزاد بودن انصراف از ادامه آزمون در صورت تمایل و در هر مرحله از اجرا و ... برای تمامی شرکت‌کنندگان و والدین شرکت‌کنندگان نوجوان توضیح داده شد. سپس ایشان با آگاهی کامل، فرم رضایت‌نامه را تکمیل و امضا کردند. به منظور محرمانه ماندن اطلاعات شرکت‌کنندگان، هر شرکت‌کننده با کد عددی اختصاصی در آزمون شرکت داشته و اطلاعاتش ثبت گردیده است.

۶. سیاست‌گذاری

مقاله حاضر برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد نویسنده اول است. از جناب آقای دکتر سروش گلبابائی برای راهنمایی‌های راهگشایشان در طراحی و اجرای روش پژوهش و از همکاری بی‌دریغ شرکت‌کنندگان، خانواده‌های شرکت‌کنندگان نوجوان، شرکت‌کنندگان و دوستان دستیار در بخش پایلوت و ستاد توسعه علوم و فناوریهای شناختی صمیمانه تشکر و قدردانی می‌شود.

۷. حمایت مالی

پایان‌نامه مربوطه با حمایت مالی ستاد توسعه علوم و فناوریهای شناختی انجام شده است.

۸. تعارض منافع

نویسندگان اعلام می‌کنند که در انجام پژوهش حاضر و نگارش مقاله هیچ‌گونه تعارض منافی وجود نداشته است.

منابع فارسی:

- عباسپور، ذ.، و قنبری، ز. (۱۳۹۷). بررسی اثر مستقیم و غیرمستقیم تبعیض جنسیتی بر رضایت زناشویی با میانجی‌گری ادراک انصاف. فصل‌نامه پژوهش‌های کاربردی روانشناختی، ۹(۴)، ۱۴۰-۱۲۷. <https://doi.org/10.22059/japr.2019.71006>
- مجدآبادی. (۱۳۹۳). بافت مدرسه، هویت و رفتارهای مشکل‌آفرین در اوائل نوجوانی. فصل‌نامه پژوهش‌های کاربردی روانشناختی، ۵(۳)، ۱۷۳-۱۹۰. https://japr.ut.ac.ir/article_61781.html?lang=fa

References:

- Abbaspour, Z., & Ghanbari, Z. (2019). The Study of the Direct and Indirect Effect of Sexism on Marital Satisfaction Mediation with Perceived Aquity. *Journal of Applied Psychological Research*, 9(4), 127-140. <https://doi.org/10.22059/japr.2019.71006> (in Persian)
- Almås, I., Cappelen, A. W., Sørensen, E. Ø., & Tungodden, B. (2010). Fairness and the Development of Inequality Acceptance. *Science*, 328(5982), 1176-1178. <https://doi.org/10.1126/science.1187300>
- Arora, P., Logg, J., & Larrick, R. (2016). Acting for the greater good: Identification with group determines choices in sequential contribution dilemmas. *Journal of Behavioral Decision Making*, 29(5), 499-510. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1002/bdm.1892>
- Baranowski-Pinto, G., Profeta, V. L. S., Newson, M., Whitehouse, H., & Xygalatas, D. (2022). Being in a crowd bonds people via physiological synchrony. *Scientific reports*, 12(1), 1-10. <https://doi.org/10.1038%2Fs41598-021-04548-2>
- Carnes, N. C., & Lickel, B. (2018). Moral binding: How emotions, convictions, and identity fusion shape progroup behavior. *Self and Identity*, 17(5), 549-573.

- <https://psycnet.apa.org/doi/10.1080/15298868.2018.1451362>
- Chernyak, N., Leimgruber, K. L., Dunham, Y. C., Hu, J., & Blake, P. R. (2019). Paying back people who harmed us but not people who helped us: Direct negative reciprocity precedes direct positive reciprocity in early development. *Psychological Science*, *30*(9), 1273–1286. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1177/0956797619854975>
- Chvaja, R., Kundt, R., & Lang, M. (2020). The effects of synchrony on group moral hypocrisy. *Frontiers in Psychology*, *11*, 3475. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.544589>
- Corbit, J., Dockrill, M., Hartlin, S., & Moore, C. (2022). Intuitive cooperators: Time pressure increases children's collective decisions in a modified public goods game. *Developmental Science*. e13344. <https://doi.org/10.1111/desc.13344>
- Cross, L., Atherton, G., Wilson, A. D., & Golonka, S. (2017). Imagined Steps: Mental Simulation of Coordinated Rhythmic Movements Effects on Pro-sociality. *Frontiers in Psychology*, *8*. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2017.01798>
- Cross, L., Wilson, A. D., & Golonka, S. (2016). How Moving Together Brings Us Together: When Coordinated Rhythmic Movement Affects Cooperation. *Frontiers in Psychology*, *7*. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.01983>
- Dawes, R. M., & Messick, D. M. (2000). Social dilemmas. *International Journal of Psychology*, *35*(2), 111–116. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1080/002075900399402>
- Englander, Z. A., Haidt, J., & Morris, J. P. (2012). Neural basis of moral elevation demonstrated through inter-subject synchronization of cortical activity during free-viewing. *PloS one*, *7*(6), e39384. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0039384>
- Erev, I., & Rapoport, A. (1990). Provision of step-level public goods: The sequential contribution mechanism. *Journal of Conflict Resolution*, *34*(3), 401–425. <https://doi.org/10.1177/0022002790034003002>
- 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>
- Fehr, E., & Fischbacher, U. (2003). The nature of human altruism. *Nature*, *425*(6960), 785–791. <https://doi.org/10.1038/nature02043>
- Fisher, S. A., & Mandel, D. R. (2021). Risky-choice framing and rational decision-making. *Philosophy Compass*, *16*(8), e12763. <https://doi.org/10.1111/phc3.12763>
- Fujiwara, K., Nomura, K., & Eto, M. (2023). Antiphase synchrony increases perceived entitativity and uniqueness: A joint hand-clapping task. *Frontiers in Psychology*, *14*. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2023.1069660>
- Gächter, S., Nosenzo, D., Renner, E., & Sefton, M. (2010). Sequential vs. simultaneous contributions to public goods: Experimental evidence. *Journal of Public Economics*, *94*(7–8), 515–522. <https://doi.org/10.1016/j.jpubeco.2010.03.002>
- Gutiérrez-Roig, M., Gracia-Lázaro, C., Perelló, J., Moreno, Y., & Sánchez, A. (2014). Transition from reciprocal cooperation to persistent behaviour in social dilemmas at the end of adolescence. *Nature Communications*, *5*(1), 1–7. <https://doi.org/10.1038/ncomms5362>
- Guzmán, A., Villegas-Palacio, C., & Wollbrant, C. (2013). *Social information and charitable giving: An artefactual field experiment with young children and adolescents*. <http://hdl.handle.net/2077/32625>
- Haken, H., Kelso, J. A. S., & Bunz, H. (1985). A theoretical model of phase transitions in human hand movements. *Biological Cybernetics*, *51*(5), 347–356. <https://doi.org/10.1007/BF00336922>
- Harbaugh, W. T., & Krause, K. (2000). Children's contributions in public good experiments: The development of altruistic and free-riding behaviors. *Economic Inquiry*, *38*(1), 95–109.

- <https://doi.org/10.1111/j.1465-7295.2000.tb00006.x>
- Hayes, A. F. (2017). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: A regression-based approach*. first edition. Guilford publications. New York city. <https://www.guilford.com/books/Introduction-to-Mediation-Moderation-and-Conditional-Process-Analysis/Andrew-Hayes/9781462549030>
- Lakens, D. (2010). Movement synchrony and perceived entitativity. *Journal of Experimental Social Psychology*. 46(5), 701-708. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2010.03.015>
- Lakens, D., & Stel, M. (2011). If they move in sync, they must feel in sync: Movement synchrony leads to attributions of rapport and entitativity. *Social Cognition*. 29(1), 1–14. <https://doi.org/10.1521/soco.2011.29.1.1>
- Launay, J., Tarr, B., & Dunbar, R. I. M. (2016). Synchrony as an adaptive mechanism for large-scale human social bonding. *Ethology*. 122(10), 779–789. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1111/eth.12528>
- Majdabadi. (2014). School Context, Identity and Problem Behaviors in early Adolescence. *Journal of Applied Psychological Research*. 5(3), 173-190. https://japr.ut.ac.ir/article_61781.html?lang=en (in Persian)
- Mogan, R., Fischer, R., & Bulbulia, J. A. (2017). To be in synchrony or not? A meta-analysis of synchrony's effects on behavior, perception, cognition and affect. *Journal of Experimental Social Psychology*. 72(September 2016), 13–20. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2017.03.009>
- Postmes, T., Brooke, D., & Jetten, J. (2008). Social identity formation and team performance. *Unpublished manuscript*. University of Groningen.
- Rapoport, A. (1985). Provision of public goods and the MCS experimental paradigm. *American Political Science Review*. 79(1), 148-155. <https://doi.org/10.2307/1956124>
- Rapoport, A. (1987). Research paradigms and expected utility models for the provision of step-level public goods. *Psychological Review*. 94(1), 74. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1037/0033-295X.94.1.74>
- Reinero, D. A., Dikker, S., & Van Bavel, J. J. (2021). Inter-brain synchrony in teams predicts collective performance. *Social cognitive and affective neuroscience*. 16(1-2), 43-57. <https://doi.org/10.1093/scan/nsaa135>
- Schunk, D., & Zipperle, I. (2023). Fairness and inequality acceptance in children and adolescents: A survey on behaviors in economic experiments. *Journal of Economic Surveys*. <https://doi.org/10.1111/joes.12553>
- Shaw, A., Barakzai, A., & Keysar, B. (2019). When and why people evaluate negative reciprocity as more fair than positive reciprocity. *Cognitive Science*. 43(8), e12773. <https://psycnet.apa.org/doi/10.1111/cogs.12773>
- Van de Kragt, A. J., Orbell, J. M., & Dawes, R. M. (1983). The minimal contributing set as a solution to public goods problems. *American Political Science Review*. 77(1), 112-122. <https://doi.org/10.2307/1956014>
- Wan, Y., & Zhu, L. (2022). Understanding the effects of rhythmic coordination on children's prosocial behaviours. *Infant and child development*. 31(1), e2282. <https://doi.org/10.1002/icd.2282>
- Wiltermuth, S. S., & Heath, C. (2009). Synchrony and cooperation. *Psychological Science*. 20(1), 1–5. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9280.2008.02253.x>
- Zlobina, A., & Dávila, M. C. (2022). Preventive behaviours during the pandemic: The role of collective rituals, emotional synchrony, social norms and moral obligation. *British Journal of Social Psychology*. 61(4), 1332-1350. <https://doi.org/10.1111/bjso.12539>

The Effect of Behavioral Synchrony on Choosing Compensation in Adolescents and Adults' Decision-Making

Extended Abstract

Aim

Prosocial behaviors including cooperation and empathy are rooted in behavioral synchrony (Rennung & Göritz, 2016). For instance, the use of simultaneous economic games has already been documented in decision-making studies investigating how synchrony maintains cooperation among strangers (Wiltermuth & Heath, 2009). Synchronization is believed to impact cooperation by fostering solidarity, closeness, and trust (Rennung & Göritz, 2016). However, there is a lack of evidence on how synchrony can result in cooperation in sequential decision-making. In sequential game settings, individuals tend to reciprocate their peer's decision (Gächter et al., 2010). For example, individuals are more likely to negatively reciprocate the peer's defection by deciding on a defect (Gächter et al., 2010). In this manner, reciprocation is a strategy for punishing group free riders (Fehr & Fischbacher, 2003). It is believed that the more the partner's defection is perceived as unfair, the higher the rate of negative reciprocation will be (Chernyak et al., 2019). However, this trend is going to be reversed when individuals strongly identify with free riders within a group (Arora, Logg, & Larrick, 2016). To put it simply, the feeling of entitativity motivates individuals to not only defect in the face of defection but also to compensate for the lack of cooperation in providing a public good (Arora, Logg, & Larrick, 2016). Additionally, developmental research indicates that adults are more prone to accepting unfair donations compared to adolescents (Almás et al., 2010). To this end, this research aims to indicate how behavioral synchrony affects people's decisions to provide a public good after encountering their peers' defection (i.e., compensation) by affecting their perception of fairness, and how it differs from late adolescence to early adulthood.

Methodology

The study population comprised Shahid Beheshti University, Tehran University, and Amirkabir University students, and secondary school students in Ghir Town, Fars Province, Iran in 2021-2022, with ages ranging from 15 to 25 years old, from which 144 participants (95 females, 48 males, and one other) were chosen using convenience sampling. Then, same-sex dyads were pseudo-randomly assigned to one of three experimental conditions, (a) in-phase synchronization, (b) anti-phase synchronization, and (c) asynchronization. At the beginning of the procedure, participants were asked to fill out a demographic information form and indicate how familiar they were with their counterparts by selecting one out of three options: (a) I know my partner, (b) I do not know my partner but I feel I met them before, (c) I do not know my partner and this is the first time we met each other. Compatible with each condition, participants match their hand movements to a metronome and tap the "space" key. In the next step, first, they rated feelings of entitativity on a 7-point Likert scale (Lakens, 2010), and second, they sought to make decisions sequentially in a step-level public goods game (step-level PGG; Arora, Logg, & Larrick, 2016). All participants announced their donation while they had already been aware of their peer range of defection. Lastly, participants were asked to state their guesses of others' actual contributions. Data were analyzed in Python 3.8 and SPSS 27. Kroskal-Wallis, chi-squared, Pearson correlation, and regression analysis of mediation revealed different causal and correlational relationships.

Findings

The findings demonstrated that behavioral synchronization doesn't influence compensation in either in-phase or anti-phase synchronous conditions as in asynchronous condition (see Table 1). Despite this, we discovered that synchronization in both anti- and in-phases promotes entitativity in adolescents and adults (see Table 1). As a result, there was a significant increase in the number of cooperators compared to the number of defectors or compensators in the in-phase condition and no statistically significant difference between the number of cooperators, defectors, or compensators in anti-phase condition. Indeed, subsequent analysis revealed that participants' estimation of their peer's actual donation completely mediated the impact of entitativity on cooperation. To clarify, the more entitativity feelings were elevated, the more cooperative the decisions were perceived to be. Consequently, as the perception of cooperative decisions enhanced, the number of participants who made cooperative decisions increased. However, according to the results, there was no significant correlation between entitativity and estimation in asynchronous conditions. That is, when participants were asynchronous with each other, their judgment was not impacted by entitativity. Therefore, participants significantly reciprocated and chose to defy their peers in asynchronous conditions. In addition, the findings indicated that adults were more inclined to select compensation than adolescents, regardless of the experimental conditions.

Table 1. Frequencies and Chi-Square Results for Participants' Decision Type

Decision type	Defection		Cooperation		Compensation		N	$\chi^2(df)$	p-value
	n	%	n	%	n	%			
Experimental condition	63	50.40	24	19.20	38	30.40	125	3.65 (4)	0.456
In-phase synchronization	21	55.26	4	10.53	13	34.21	38	11.42 (2)	0.003**
Anti-phase synchronization	17	42.50	10	25	13	32.50	40	1.85 (2)	0.396
Asynchronization	25	53.19	10	21.28	12	25.53	47	8.47 (2)	0.014*
Age group	63	50.40	24	19.20	38	30.40	125	4.91 (2)	0.385
Adolescents	29	53.70	12	22.22	13	24.07	54	10.11 (2)	0.006**
Adults	34	47.90	12	16.90	25	35.21	71	10.34 (2)	0.006**

df: degrees of freedom; * $p < 0.05$; ** $p < 0.01$

Conclusion

As the results demonstrate, two factors are pivotal in the way people decide on sequential public goods games. The first thing to consider is their feelings of unity with their partners as members of a group, and secondly, their perceptions of their peers' contribution levels in the game. Both of them are significantly correlated. These findings are in line with Arora, Logg, and Larrick (2016). Arora, Logg, and Larrick (2016) proved that group identification mediates the effect of resisting group defection. Our findings enhanced this understanding by revealing the underlying mechanism. As our results showed, being synchronous with other people leads to a perception of entitativity. Then, the perception of entitativity impacts the participants' assessment of their peers' defective decision-making behavior. Lastly, the extent to which the defection was perceived during the decision-making process influenced the degree of cooperation we observed. As per Chvaja, Kundt, and Lang (2020), we propose that entitativity alters the way synchrony influences people to judge the situation as moral or perceive it as fair. Therefore, individuals would come to a decision that serves the group's best interests. In short, they ought to determine whether to punish their group defection by doing it themselves (Fehr & Fischbacher, 2003) or compensate for the greater good (Arora, Logg, & Larrick, 2016). However, while successful syncaction can foster social bonds and cooperation, it is not resilient enough to lead to compensation. Finally, like some other social cognition functions, compensation in decision-making develops through adolescence to adulthood. In contrast, the effects of behavioral synchronization remain the same across development.

Keywords: Behavioral Synchrony, Compensation, Entitativity, Sequential Decision-Making

Ethical considerations.

This study has received the code of ethics number IR.SBU.REC.1400.198 from the Shahid Beheshti University Ethics Committee. The authors have made ethical principles in conducting and publishing this research, and this issue is of concern to all of them.

Acknowledgment and financial support

This article is derived from the master thesis of the first author at Shahid Beheshti University. We acknowledge Dr. Soroosh Golbabaei for his helpful suggestions in designing and conducting the methods. We are also thankful to all participants, their families, our research assistants' help in conducting the Pilot section, and the Cognitive Sciences and Technologies Council for their provision of funding support to this work. This work was supported by the Cognitive Sciences and Technologies Council.

Conflict of interest

The authors declare no conflict of interest.