



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

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

1. Department of Cognitive Rehabilitation, Institute for Cognitive and Brain Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.

2. Department of Cognitive Sciences, Institute for Cognitive and Brain Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran.

3. Department of Machine Intelligence and Robotics and computer, Faculty of Engineering, University of Tehran, Tehran, Iran.

***Corresponding Author:** Assistant Professor, Department of Cognitive Sciences, Institute for Cognitive and Brain Sciences, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran. Email: Kh_borhani@sbu.ac.ir

ARTICLE INFO

Article type:

Research Article

Article History:

Received: 27 Jun 2023

Revised: 17 Aug 2023

Accepted: 13 Sep 2023

Published: 31 Dec 2025

Keywords:

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

ABSTRACT

The objective of this study was to investigate the impact of behavioral synchrony on compensation in sequential decision-making among individuals aged 15 to 25. The purpose of this research was critical, 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. The available sampling method was employed to select 144 students (95 females, 48 males, and one other) as samples. The provision of a step-level public goods game (step-level PGG), tapping synchrony, and entitativity scale were among the research instruments. The data was analyzed using Kruskal-Wallis, chi-squared, and regression analysis of mediation. SPSS-27 and Python 3.8 were employed to analyze the data. The results indicated that behavioral synchrony does not influence compensation; however, it enhances entitativity. Subsequently, entitativity indirectly enhanced cooperation by influencing the perception of their partner's donation among participants. Additionally, the results indicated that the propensity to compensate was more prevalent in early maturity than in late adolescence. In conclusion, the findings suggested that behavioral synchrony is a method for fostering entitativity and influences individuals' perceptions of the intentions of others to promote prosocial behavior. From late adolescence to early adulthood, this effect persisted.

Cite this article: Ebrahimi, F., Borhani, Kh., & Vahabie, A. H. (2025). The Effect of Behavioral Synchrony on Choosing Compensation in Adolescents and Adults' Decision-Making. *Journal of Applied Psychological Research*, 16(4), 51-65. 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).

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 example, the use of simultaneous economic games has been documented in decision-making studies examining how synchrony promotes cooperation among strangers (Wiltermuth & Heath, 2009). Synchronization is believed to foster cooperation by increasing solidarity, closeness, and trust (Rennung & Göritz, 2016). However, evidence remains limited regarding how synchrony influences cooperation in sequential decision-making contexts.

In sequential game settings, individuals tend to reciprocate their partner's decision (Gächter et al., 2010). For instance, they are more likely to respond to a partner's defection with defection of their own—a form of negative reciprocity (Gächter et al., 2010). Such reciprocation serves as a strategy for punishing free riders within a group (Fehr & Fischbacher, 2003). The more unfair a partner's defection is perceived to be, the stronger the negative reciprocity is likely to become (Chernyak et al., 2019). However, this pattern reverses when individuals strongly identify with free riders within their group (Arora et al., 2016). In simple terms, feelings of entitativity motivate individuals not only to defect in response to defection but also to compensate for the lack of cooperation in contributing to a public good (Arora et al., 2016).

Furthermore, developmental research shows that adults are more inclined than adolescents to accept unfair donations (Almås et al., 2010). Therefore, the present study aims to examine how behavioral synchrony influences individuals' decisions to contribute to a public good following peer defection (i.e., compensation) by shaping their perceptions of fairness, and how these effects differ from late adolescence to early adulthood.

Methodology

The study population consisted of students from Shahid Beheshti University, the University of Tehran, and Amirkabir University, as well as secondary school students from Ghir Town in Fars Province, Iran, during the 2021–2022 academic year. Participants ranged in age from 15 to 25 years. A total of 144 individuals (95 females, 48 males, and as “other”) were recruited through convenience sampling. A total of 144 individuals (95 females, 48 males, and one identifying as ‘other’) were recruited through convenience sampling.

Same-sex dyads were then 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 completed a demographic questionnaire and indicated their level of familiarity with their partner by choosing one of three options: (a) “I know my partner,” (b) “I do not know my partner but I feel I have met them before,” (c) “I do not know my partner and this is the first time we have met.”

In accordance with their assigned condition, participants synchronized their hand movements with a metronome and tapped the “space” key. Next, they rated their feelings of entitativity using a 7-point Likert scale (Lakens, 2010), and then made sequential decisions in a step-level Public Goods Game (step-level PGG; Arora et al., 2016). All participants announced their donation amount after being informed of the range of their partner's defection. Finally, participants estimated their partner's actual contribution.

Data were analyzed using Python 3.8 and SPSS 27. Kruskal–Wallis tests, chi-squared tests, Pearson correlations, and mediation regression analyses were employed to examine the causal and correlational relationships

Findings

The results indicated that behavioral synchronization did not affect compensation in either the in-phase or anti-phase synchronization conditions, similar to the asynchronous condition (see Table 1). Nevertheless, we found that both in-phase and anti-phase synchronization increased feelings of entitativity among adolescents and adults (see Table 1).

Consequently, there was a significant increase in the proportion of cooperators compared with defectors or compensators in the in-phase condition. In contrast, the anti-phase condition showed no statistically significant differences among cooperators, defectors, and compensators.

Further analysis demonstrated that participants' estimation of their partner's actual donation fully mediated the relationship between entitativity and cooperation. Specifically, higher entitativity was associated with perceiving decisions as more cooperative. As these perceptions increased, so did the number of participants who chose to cooperate.

However, in asynchronous conditions, no significant correlation was found between entitativity and estimation. In other words, when participants were not synchronized, entitativity did not influence their judgments. Under these conditions, participants were significantly more likely to reciprocate negatively and choose to defect their peers.

Additionally, results showed that adults were more likely than adolescents to choose compensation, regardless of the experimental condition.

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

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

The results of this study indicate that two factors are pivotal in shaping individuals' decisions in sequential public goods games. The first is their feelings of unity with their partners as members of a group, and the second is their perceptions of their peers' contribution levels in the game. Both factors are significantly correlated. These findings align with Arora et al. (2016), who demonstrated that group identification mediates the effect of resisting group defection.

Our study extends this understanding by revealing the underlying mechanism: synchrony with others fosters a perception of entitativity, which in turn influences participants' assessments of their peers' defection-based decision-making. Moreover, the degree to which defection is perceived during the decision-making process affects the level of cooperation observed. Following Chvaja et al. (2020), we propose that entitativity moderates how synchrony shapes individuals' moral judgments or perceptions of fairness. Consequently, participants make decisions that align with the group's best interests.

In essence, individuals must decide whether to punish group defection (Fehr & Fischbacher, 2003) or compensate for the greater good (Arora et al., 2016). While successful behavioral synchrony can enhance social bonds and cooperation, it alone is insufficient to induce compensation. Finally, similar to other social cognition functions, compensation in decision-making develops from adolescence to adulthood, whereas the effects of behavioral synchrony remain consistent across developmental stages.

A limitation of this study was the task design involving only two participants and a single game round, aimed at reducing confounding factors. However, larger groups increase the likelihood of observing behavioral synchrony effects (Mogan et al., 2017), and single-round decisions may not fully reflect participants' preferences (Harbaugh & Krause, 2000). Observations showed that behavioral synchrony manipulations moderated decisions toward intermediate options, highlighting the impact of perceived cooperation. Future research could enhance conformity through synchrony manipulations or explore additional dimensions, such as physiological and neural synchrony, to replicate and extend these findings.

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

Ethical Considerations

The present study received ethical approval from the Shahid Beheshti University Ethics Committee (Approval Code: IR.SBU.REC.1400.198). Participants took part in the study voluntarily. Before the test session, all participants—and the parents of adolescent participants—were informed about the study's objectives, potential risks (the study posed no risk), data confidentiality procedures, contact information for the research team, and their right to withdraw at any time. Informed consent was obtained through the completion and signing of the written consent form. To ensure confidentiality, each participant was assigned a unique numerical code, which was used to record and store all data.

Acknowledgments and Funding

This article is based on the first author's master's thesis conducted at Shahid Beheshti University. We thank to Dr. Soroosh Golbabaei for his valuable guidance in designing and implementing the study. We also extend our gratitude to all participants and their families, our research assistants for their support during the pilot phase, and the Cognitive Sciences and Technologies Council for funding this work.

Conflict of Interest

The authors declare that they have no conflicts of interest.

Cite this article: Ebrahimi, F., Borhani, Kh., & Vahabie, A. H. (2025). The Effect of Behavioral Synchrony on Choosing Compensation in Adolescents and Adults' Decision-Making. *Journal of Applied Psychological Research*, 16(4), 51-65. doi:10.22059/japr.2024.361306.644661



Publisher: University of Tehran Press

© The Author(s).

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

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

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

۱. گروه توان بخشی شناختی، پژوهشکده علوم شناختی و مغز، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

۲. گروه علوم شناختی، پژوهشکده علوم شناختی و مغز، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران.

۳. گروه هوش ماشین و رباتیک، دانشکده مهندسی مهندسی برق و کامپیوتر، دانشکده فنی، دانشگاه تهران، تهران، ایران.

*نویسنده مسئول: استادیار، گروه علوم شناختی، پژوهشکده علوم شناختی و مغز، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران. رایانامه: kh_borhani@sbu.ac.ir

چکیده

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:

پژوهشی

تاریخ های مقاله:

تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۴/۰۶

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۰۵/۲۶

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۶/۲۲

تاریخ انتشار: ۱۴۰۴/۱۰/۱۰

کلیدواژه ها:

تصمیم گیری ترتیبی، جبران، همزمانی رفتاری، وحدت.

پژوهش حاضر با هدف بررسی اثر همزمانی رفتاری بر جبران در تصمیم گیری ترتیبی افراد ۱۵ تا ۲۵ سال انجام گرفت. پژوهش براساس هدف، بنیادی و برحسب گردآوری اطلاعات از نوع مطالعات نیمه آزمایشی با طرح بین گروهی بود. جامعه مطالعه را کلیه دانشجویان شهر تهران و دانش آموزان متوسطه شهر قیر واقع در استان فارس، شهرستان قیروکازین در سال ۱۴۰۱-۱۴۰۰ تشکیل دادند که از بین آنها به صورت در دسترس ۱۴۴ نفر (۹۵ زن، ۴۸ مرد و ۱ سایر) به عنوان نمونه انتخاب شدند. ابزارهای پژوهش شامل تکلیف کالای عمومی ترتیبی با ساختار نقطه تأمین step-level PGG، تکلیف همزمانی رفتاری حرکت دست و مقیاس وحدت بود. روش تحلیل داده ها کروسکال-والیس، خی دو و رگرسیون میانجی بود که با استفاده از آنها روابط علی متغیرهای پژوهش بررسی شد. تحلیل داده ها با نرم افزارهای Python 3.8 و SPSS-27 صورت پذیرفت. یافته ها نشان داد همزمانی رفتاری برافزایش جبران در تصمیم گیری ترتیبی اثری ندارد، اما وحدت بین افراد را تقویت می کند. سپس وحدت به طور غیرمستقیم به دلیل اثرگذاری بر ادراک شرکت کنندگان از میزان مشارکت شریکشان ($p < 0.05$)، همکاری را افزایش می دهد ($p < 0.01$). همچنین مطابق یافته ها، تمایل به جبران در اوایل بزرگسالی بیش از اواخر نوجوانی است. نتایج 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 و رفتار جامعه پسند را گسترش می دهد. این اثر از اواخر نوجوانی تا اوایل بزرگسالی ثابت است.

استناد: ابراهیمی، ف، برهانی، خ، و وهابی، ع. ح. (۱۴۰۴). بررسی اثر همزمانی رفتاری بر انتخاب جبران در تصمیم گیری ترتیبی نوجوانان و جوانان. فصل نامه پژوهش های کاربردی روانشناختی، ۱۶(۴)، ۵۱-۶۵. doi:10.22059/japr.2024.361306.644661

ناشر: انتشارات دانشگاه تهران

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

© نویسندگان.



۱. مقدمه

هر عضو از یک گروه اجتماعی در هنگام تصمیم‌گیری برای تأمین کالاهای عمومی^۱ در جامعه خود، همواره با چالش «دوراهی اجتماعی»^۲ روبه‌رو است (داوز و مسیک^۳، ۲۰۰۰)؛ برای مثال، هنگامی که دو نفر قرار است برای تأمین یک کالا برای خیریه با یکدیگر مشارکت کنند، هریک بر سر دوراهی‌ای قرار می‌گیرد که در تأمین کالا شریک شود یا با سربازدن از مشارکت، درحالی که کالا توسط نفر دیگر تأمین شده است، خود را در ثواب کار خیر شریک و سود شخصی‌اش را حداکثر کند. تصمیم‌گیری در این مثال، اگر به‌ترتیب و به‌نوبت یکی پس از دیگری انجام شود، تصمیم‌گیری ترتیبی نامیده می‌شود و به هویت و تصمیم دیگر اعضای مشارکت‌کننده وابسته است (آرورا و همکاران^۴، ۲۰۱۶). در این شرایط، اگر نفر دوم با قصور^۵ نفر اول مواجه شود، پاسخ و تصمیمش یکی از سه نوع رفتار همکاری، تقابل^۶ یا جبران^۷ است (آرورا و همکاران، ۲۰۱۶). به عبارت بهتر، مشارکت با بیش از نصف منابع اولیه‌ای که فرد در اختیار دارد، مطابقت‌دادن رفتار با رفتار نفر پیش از خود و همکاری به‌اندازه پرداخت سهم مشارکت دیگری، به‌ترتیب به معنای همکاری، تقابل و جبران است (آرورا و همکاران، 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^۸، ۲۰۲۲؛ گازمون و همکاران^۹، ۲۰۱۳) و بیشتر، از نوع تقابل منفی^{۱۰} است (چرنیاک و همکاران^{۱۱}، ۲۰۱۹). سپس تصمیم‌گیری در ابتدای دوران نوجوانی (۹ تا ۱۰ سالگی) با بالاترین میزان انطباق با میانگین مشارکت همسالان دنبال می‌شود (کوربیت و همکاران، ۲۰۲۲؛ گازمون و همکاران، ۲۰۱۳). درنهایت، از ۱۶ و ۱۷ سالگی تا بزرگسالی، تمایلات افراد به‌مرور به سمت همکاری نوع‌دوستانه تحول می‌یابد (گوتیرز-روج و همکاران^{۱۲}، ۲۰۱۴). پژوهشگران دلیل غالب‌بودن رفتار تقابلی را یادگیری انصاف و اهمیت رعایت آن دانسته‌اند (گاچر و همکاران^{۱۳}، ۲۰۱۰؛ عباسپور و قنبری، ۱۳۹۷). از این‌رو، رفتار تقابلی منفی شایع‌تر از رفتار تقابلی مثبت است؛ چرا که تقابل منفی منصفانه‌تر از تقابل مثبت ادراک می‌شود (شاو و همکاران^{۱۴}، ۲۰۱۹). همچنین تکامل شناخت اجتماعی و نوع‌دوستی در اواخر نوجوانی، به‌مرور درک افراد از منصفانه‌بودن یک موقعیت نابرابر را به سمت پذیرش بیشتر نابرابری تغییر و همکاری گسترش می‌دهد (الماس و همکاران^{۱۵}، ۲۰۱۰؛ همچنین برای مرور شونک و زیپرلی^{۱۶}، ۲۰۲۳ را ببینید).

از سوی دیگر، پذیرش و ایفای نقش به‌عنوان عضوی از گروه، اهمیت رعایت اصول اخلاقی را برجسته‌تر می‌کند و می‌تواند تعریف از انصاف را تغییر دهد (فهر و فیشباخ^{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، ۲۰۱۶). به این ترتیب، هویت درون‌گروهی عاملی است که با بازتعریف موقعیت تصمیم‌گیری اجتماعی به موقعیت اخلاقی، تصمیم جبران را جایگزین تقابل منفی می‌کند (آرورا و همکاران، ۲۰۱۶). احساس هویت گروهی، حتی در سطح وسیع‌تر با کاهش رفتارهای مشکل‌آفرین مرتبط است (مجدآبادی فراهانی و همکاران، 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 مطابقت‌دادن رفتار با رفتار کسی است که کمتر از نصف دارایی‌اش مشارکت کرده و تقابل مثبت به معنای مطابقت‌دادن 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. Almas 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 (ویلترموت 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 و همکاران^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 فرایند هم‌زمانی تقویت می‌کند (موگان و همکاران^۸، ۲۰۱۷؛ وان و ژو^۹، ۲۰۲۲). یکی از نموده‌های تقویت پیوند اجتماعی متأثر از هم‌زمانی رفتاری، تجربه وحدت^{۱۰} و یکپارچگی با گروه فرایند هم‌زمانی و احساس جدابودن 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 شناخته شده است (چواجا و همکاران^{۱۲}، ۲۰۲۰). به‌طور کلی تجربه هیجانات گروهی مثبت یا منفی، چارچوب‌های اخلاقی افراد را به یکدیگر پیوند می‌دهد و این پیوند عمیق، در رابطه 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^{۱۵}، ۲۰۱۷)؛ برای مثال، هیجانات مثبتی که در پاسخ به محرک‌های رفتاری حاوی ارزش‌های والای اخلاقی تجربه می‌شوند، فعالیت مغزی هم‌زمان بین فردی^{۱۶} را شدت می‌بخشد (انگلندر و همکاران^{۱۶}، ۲۰۱۲)؛ بنابراین، عواطف مثبتی که در پی مشارکت در اعمال هم‌زمان گروهی به‌وجود می‌آید، عاملی است که هنجارهای درون گروهی را به مسائل اخلاقی الزام‌آور مبدل می‌کند و از این مسیر سبب می‌شود افراد تعهد بیشتری به رعایت قوانین (به‌عنوان مثال برای جلوگیری از گسترش کووید-۱۹^{۱۷}) داشته باشند (زلوبینا و داویلا، ۲۰۲۲).

با توجه به نتایجی که بحث آن‌ها گذشت، انتظار می‌رود که هم‌زمانی رفتاری بر انتخاب جبران در تصمیم‌گیری‌های ترتیبی، اثرگذار باشد و تجربه احساس وحدت در مشاهده این اثر نقش ایفا کند؛ مسئله‌ای که تاکنون پژوهشگران 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 با هدف بررسی اثر هم‌زمانی رفتاری بر انتخاب جبران در تصمیم‌گیری نوجوانان و جوانان در بازه سنی ۱۵ تا ۲۵ سال انجام گرفت. این پژوهش به این سؤالات پاسخ می‌دهد: 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؟ آیا تصمیم‌گیری برای جبران و اثرات هم‌زمانی رفتاری به رشد و سن افراد وابسته است؟

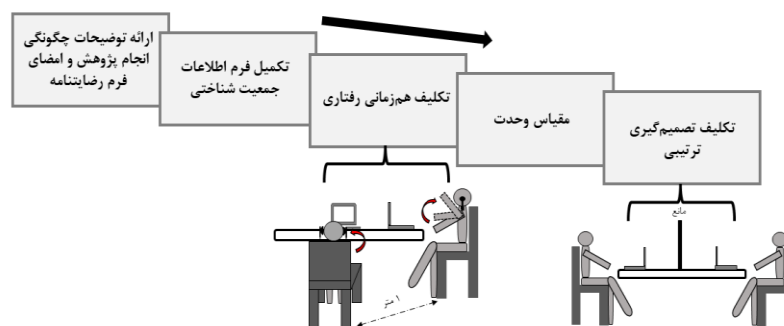
1. behavioral synchrony
2. Wiltermuth & Heath
3. in-phase
4. anti-phase
5. Haken et al.
6. Launay et al.
7. prosocial
8. Mogan, Fischer, & Bulbulia
9. Wan & Zhu
10. entitativity
11. Lakens & Stel
12. Chvaja et al.
13. Carnes & Lickel
14. Zlobina & Dávila
15. inter-subject (-brain) synchrony
16. Englander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

۲. روش

۲-۱. جامعه، نمونه و روش اجرا

پژوهش حاضر از نظر هدف بنیادی و از نظر روش نیمه‌آزمایشی با طرح بین‌گروهی است. جامعه آماری پژوهش شامل دانشجویان دانشگاه‌های شهید بهشتی، تهران و امیرکبیر شهر تهران و دانش‌آموزان مقطع متوسطه پایه نهم تا یازدهم سال تحصیلی ۱۴۰۱-۱۴۰۰ شهر قیر واقع در استان فارس، شهرستان قیرکارزین بودند که سن آن‌ها در بازه ۱۵ تا ۲۵ قرار دارد. از این جامعه به روش نمونه‌گیری در دسترس، ۱۴۴ شرکت‌کننده انتخاب شدند. حجم نمونه براساس طرح پژوهش بین‌گروهی، با نرم‌افزار G-power 3.1 با در نظر گرفتن $\alpha = 0.05$ ، توان آزمون $= 0.95$ ، سه گروه آزمایش و اندازه اثر $= 0.35$ ، تعداد ۱۳۲ نفر محاسبه شد (فاول و همکاران^۱، ۲۰۰۷). معیارهای ورود به پژوهش، مصرف نکردن داروهای روان‌پزشکی، عدم سوءمصرف مواد مخدر و الکل و تحصیل نکردن 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 این‌رو، ۱۹ نفر به دلیل متوجه شدن فریب تکلیف تصمیم‌گیری یا به دلیل نداشتن هم‌زمانی مناسب با شریک خود، از تحلیل داده‌ها حذف شدند و در هنگام تحلیل داده‌ها تعداد نمونه به ۱۲۵ نفر کاهش یافت.

پژوهش حاضر در نیمه اول سال ۱۴۰۱ در دو فاز مجزا روی داوطلبان واجد شرایط در بازه‌های سنی بزرگسال و نوجوان اجرا شد. شرکت‌کنندگان به صورت گروه‌های دونفری هم‌جنس و با کنترل میزان آشنایی قبلی، به صورت شبه تصادفی در یکی از شرایط آزمایش قرار گرفتند و به آزمایشگاه دعوت شدند. پس از ورود به آزمایشگاه، تمام شرکت‌کنندگان بزرگسال و نیز شرکت‌کنندگان دارای 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 شد. 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 برملان شدن فریب بازی استفاده شد. تکلیف تصمیم‌گیری در یک دست انجام شد 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 ۴۰,۰۰۰ تومان هدیه بابت شرکت در پژوهش از افراد قدردانی صورت گرفت. 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 فرایند اجرای آزمایش

۲-۲. ابزار سنجش

۲-۲-۱. تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی^۱ (step-level PGG)

براساس مطالعه آرورا و همکاران (۲۰۱۶)، در این تکلیف رایانه‌ای، دو شرکت‌کننده برای تأمین حد آستانه مشخص می‌شوند، برای دستیابی به سود ۵۰ درصدی به ترتیب یکی پس از دیگری با هم مشارکت می‌کنند و در انتهای فرایند تصمیم‌گیری، مجموع پول مشارکت‌شده، با یا بدون سود، به صورت مساوی میانشان تقسیم می‌شود. در پژوهش حاضر، به هریک از دو شرکت‌کننده، ۳۲,۰۰۰ تومان به عنوان مبلغ اولیه‌ای که می‌توانند با آن تصمیم‌گیری کنند، پرداخت و حد آستانه قابل تأمین برای دستیابی به سود ۵۰ درصدی، ۴۴,۰۰۰ تومان تعریف شد. پیش از شروع فرایند تصمیم‌گیری، با پرسش‌هایی فهم شرکت‌کنندگان از قوانین بازی صحت‌سنجی و سپس با ارائه پاسخ صحیح، به آن‌ها بازخورد داده شد. با شروع تکلیف اصلی تصمیم‌گیری ترتیبی، مشابه توضیحی که قبلاً به شرکت‌کنندگان داده شده بود، رایانه یک نفر را به عنوان نفر اول تصمیم‌گیری و دیگری را به عنوان نفر دوم انتخاب می‌کرد. علی‌رغم اینکه این باور برای شرکت‌کننده ایجاد شده بود که این انتخاب تصادفی است، براساس الگوریتم از پیش تعیین شده، هردو شرکت‌کننده با مشاهده پیام «شریک شما ابتدا در حال تصمیم‌گیری است. لطفاً کمی صبر کنید...» به مدت ۱۵ ثانیه مطلع می‌شدند که به عنوان نفر دوم انتخاب شده‌اند و باید منتظر تصمیم شریک خود بمانند. سپس تصمیم نفر اول در قالب محدوده ۸۰۰۰ تا ۱۶۰۰۰ تومان به هردو نفر ارائه شد. در این مرحله، شرکت‌کنندگان بدون محدودیت زمانی فرصت داشتند تصمیم خود را با یکی از مبالغ کامل از صفر تا ۳۶,۰۰۰ تومان گزارش کنند (متغیر میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی). در نهایت، حدس فرد از میزان مشارکت نفر اول تصمیم‌گیری، با پرسش «فکر می‌کنید شریکتان دقیقاً چه مبلغی از ۸۰۰۰ تا ۱۶,۰۰۰ تومان را در حساب مشترک قرار داده است» سنجیده شد (متغیر حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول). مشارکت در محدوده صفر تا ۱۶,۰۰۰ تومان معادل انتخاب قصور، ۱۷,۰۰۰ تا ۲۷,۰۰۰ تومان، همکاری و ۲۸,۰۰۰ تا ۳۶,۰۰۰ تومان، جبران در نظر گرفته شد. 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 ۳۶,۰۰۰ تومان مشارکت کند که لازمه آن، قراردادن ۴۰۰۰ تومان مبلغ اضافی از کیف پول شخصی خود بر مقدار اولیه ۳۲,۰۰۰ تومان است. ذکر این نکته لازم است که ارائه تصمیم نفر اول به صورت بازه مبهم، به منظور محدود کردن انتخاب شرکت‌کنندگان به یکی از دو انتخاب جبران یا قصور انجام شده است (آرورا و همکاران، ۲۰۱۶). ون دو کرگت و همکاران^۲ (۱۹۸۳) نسخه ابتدایی پارادایم «تأمین کالای عمومی به صورت ترتیبی»^۳ را ارائه و نقش مشارکت داوطلبانه در چنین پارادایمی را مطالعه کردند. پس از آن‌ها، راپوپورت^۴ (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، ارو و راپوپورت^۵ (۱۹۹۰) بود. تکلیف استفاده‌شده در مطالعه ارو و راپوپورت (۱۹۹۰) مبنای پارادایمی است که آرورا و همکاران (۲۰۱۶) پیشنهاد کردند و در مطالعه حاضر نیز مورد استفاده قرار گرفته است. شایان ذکر است که در هیچ‌یک از مطالعات نام‌برده، روایی و پایایی برای تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی گزارش نشده است.

۲-۲-۲. تکلیف همزمانی رفتاری^۶

با طراحی بین گروهی، سه شرایط دستکاری همزمانی رفتاری شامل شرایط «همزمانی هم‌فاز»^۷، «همزمانی فاز مقابل»^۸ و «ناهمزمان» ایجاد شد. این بخش با هدف «سنجش مهارت حرکتی در هماهنگی با محرک شنیداری» به شرکت‌کنندگان معرفی شد. برای دستیابی به این هدف، از آن‌ها خواسته شد که با هدفون‌های شخصی به محرک شنیداری در حال پخش گوش دهند و

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

2. Van de Kragt et al.

3. provision of step-level public goods

4. Rapoport

5. Erev & Rapoport

6. synchrony manipulation

7. in-phase synchronization

8. anti-phase synchronization

سعی کنند کاملاً هم‌زمان با شنیده‌شدن صدای اولین ضرباهنگ، انگشتان دست برتر خود را روی کلید space صفحه‌کلید رایانه شخصی فشار دهند. سپس دست خود را از آرنج خم کنند، تا بینی بالا بیاورند، قبل از اینکه ضرباهنگ دوم شنیده شود برگردانند و کلید space را برای بار دوم بفشارند. شرکت‌کنندگان باید 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 هردو 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 بزرگسال با زاویه ۹۰ درجه و با فاصله قطری یک متر از یکدیگر نشستند. شرکت‌کنندگان گروه نوجوان در دو شرایط هم‌زمانی، به فاصله یک متر در کنار یکدیگر و در شرایط ناهم‌زمان، در دو طرف میز با قراردادن مانع در میانشان نشستند. در دو شرایط هم‌زمانی، از شرکت‌کنندگان خواسته 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 طراحی شده در مطالعه حاضر مشابه با تکلیف استفاده‌شده در مطالعه رینرو و همکاران^۱ (۲۰۲۱) است. همچنین در مطالعه فوجیوارا و همکاران^۲ (۲۰۲۳) نوع دیگری از تکلیف هم‌زمانی رفتاری با دست اجرا شده و قابل مشاهده است.

۲-۳-۲. مقیاس وحدت^۳

اولین بار پستمیس و همکاران^۴ (۲۰۰۶) مقیاس وحدت را ایجاد و آلفای کرونباخ^۵ آن را در چهار آزمایش مختلف بین ۰/۸۳ تا ۰/۸۷ گزارش کردند. سپس لاکنز^۶ (۲۰۱۰) و لاکنز و استل^۷ (۲۰۱۱) از این مقیاس برای اندازه‌گیری میزان احساس وحدت ایجادشده متأثر از هم‌زمانی رفتاری استفاده و آلفای کرونباخ را بین ۰/۷۹ تا ۰/۸۴ گزارش کردند. فوجیوارا و همکاران^۲ (۲۰۲۳) نیز از این مقیاس بهره گرفتند و پایایی و روایی را با آلفای کرونباخ در محدوده ۰/۸۳۱ تا ۰/۹۲۳ گزارش دادند. مقیاس وحدت شامل چهار عبارت پرسشی است که میزان باهم‌بودن، یکی‌بودن، عضوی از یک گروه‌بودن و جدابودن از دیگران را با استفاده از مقیاس لیکرت هفت‌تایی (۱= اصلاً تا ۷= کاملاً) می‌سنجد. در پژوهش حاضر، از سه عبارت پرسشی «چقدر با شریک خود احساس باهم‌بودن 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.

۲-۴. روش تجزیه و تحلیل داده‌ها

روش تحلیل، استفاده از آزمون‌های آنالیز واریانس یک‌راهه^۷، کروسکال-والیس^۸، خی‌دو^۹ و تحلیل رگرسیون میانجی^{۱۰} (هیز^{۱۱}، ۲۰۱۷) بود. متغیر مستقل شامل نوع شرایط هم‌زمانی رفتاری، متغیر وابسته، میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی و

1. Reinero et al.
2. Fujiwara et al.
3. entitativity scale
4. Postmes et al.
5. Cronbach's α
6. Lakens, D.
7. one-way analysis of variance (ANOVA)
8. Kruskal-Wallis
9. Chi-squared
10. regression analysis of mediation
11. Hayes

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

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	جنسیت (تعداد (درصد))	وضعیت آشنایی نوجوانان* (تعداد (درصد))
شرایط آزمایش	انحراف میانگین معیار	مرد زن سایر	شرکت‌کننده دیگر را شرکت‌کننده دیگر را نمی‌شناسم، اما فکر می‌کنم قبلاً او را دیده‌ام با او ملاقات می‌کنم
هم‌زمانی هم‌فاز	۱۹/۲۴	۱۳ (۳۴/۲۱) ۲۵ (۶۵/۷۹)	۷ (۵۰) ۳ (۱۲/۵)
هم‌زمانی فاز مقابل	۱۹/۲۵	۱۴ (۳۵) ۲۵ (۶۲/۵۰) ۱ (۲/۵)	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 داشتند و اولین بار در آزمایشگاه با او ملاقات کرده بودند؛ بنابراین از درج تعداد آن‌ها در جدول خودداری شده است. همچنین نتایج آزمون خی‌دو نشان داد اختلاف درصد فراوانی میزان آشنایی شرکت‌کنندگان نوجوان در بین شرایط آزمایش از نظر آماری معنادار نیست: $p = ۰/۷۳۵$, $p = ۲/۰۰$, $N = ۵۴$.

۳-۳. آزمون‌های نرمال و همگنی

به‌منظور بررسی پیش‌فرض‌های استفاده از آزمون‌های آماری، ابتدا داده‌هایی که بیش از سه 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 شد. سپس نرمال بودن توزیع نمرات متغیرهای پژوهش با آزمون شاپیرو-ویلک^۱ ارزیابی شد. نتایج نشان داد 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 ($p_s < ۰/۰۵$). همچنین توزیع متغیر حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول در هیچ‌یک از شرایط آزمایش نرمال نیست ($p_s < ۰/۰۵$) و فقط توزیع نمرات مقیاس وحدت در دو شرایط هم‌زمانی فاز مقابل و ناهم‌زمان از توزیع نرمال پیروی می‌کند ($p_s > ۰/۰۵$). درنهایت، نتایج آزمون لوین^۲ مشخص کرد واریانس توزیع تمام متغیرها بین سه شرایط آزمایش، از نظر آماری همگن است ($p_s > ۰/۰۵$).

۳-۳. آزمون فرضیه‌ها

با توجه به نتایج ارائه‌شده در جدول ۲، یافته‌ها حاکی از این است 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 تفاوت میانگین نمره مقیاس وحدت گروه ناهم‌زمان با گروه هم‌زمانی هم‌فاز ($p < ۰/۰۰۱$; $t(۸۴) = ۳/۶۶$) و گروه هم‌زمانی فاز مقابل ($p < ۰/۰۰۱$; $t(۸۶) = ۳/۸۶$) معنادار است. همچنین آزمون ناپارامتری یو-مان-ویتنی^۴ نشان داد اختلاف میانگین رتبه میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی در بین گروه‌های سنی نوجوان و بزرگسال از نظر آماری معنادار نیست: $p = ۰/۴۲۰$; $U(۱۲۴) = ۱۷۵۵/۰۰$.

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

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 H	مقدار F	(درجات آزادی)	معناداری
	میانگین (انحراف معیار)	رتبه (انحراف معیار)	میانگین (انحراف معیار)	رتبه (انحراف معیار)	میانگین (انحراف معیار)	رتبه (انحراف 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 از میزان مشارکت نفر اول	۱۹/۵۰ (۱۰/۷۵)	0-	۲۰/۵۰ (۱۱/۳۴)	-	۲۳/۵۰ (۱۲/۹۸)	-	۰/۲۹	-	(۲, ۱۲۱)	۰/۸۶۰
وحدت	۴/۳۰ (۰/۹۰)	-	۴/۴۴ (۱/۲۲)	-	۳/۴۱ (۱/۲۳)	-	-	۱۰/۳۶	(۲, ۱۲۲)	< ۰/۰۰۱

یافته‌های پژوهش در جدول ۳ نشان می‌دهد 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 تفاوت معنادار بین درصد فراوانی تصمیم همکاری با هردو 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 تفاوت معنادار بین درصد فراوانی انتخاب قصور با هردو 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 آزمون‌های دو نوع تصمیم شرکت‌کنندگان

نوع تصمیم	قصور		همکاری		جبران		تعداد کل	$\chi^2(df)$	سطح معناداری
	فراوانی	درصد فراوانی	فراوانی	درصد فراوانی	فراوانی	درصد فراوانی			
به تفکیک شرایط آزمایش	۶۳	۵۰/۴۰	۲۴	۱۹/۲۰	۳۸	۳۰/۴۰	۱۲۵	۳/۶۵ (۴)	۰/۴۵۶
هم‌زمانی هم‌فاز	۲۱	۵۵/۲۶	۴	۱۰/۵۳	۱۳	۳۴/۲۱	۳۸	۱۱/۴۲ (۲)	۰/۰۰۳**
هم‌زمانی فاز مقابل	۱۷	۴۲/۵۰	۱۰	۲۵	۱۳	۳۲/۵۰	۴۰	۱/۸۵ (۲)	۰/۳۹۶
ناهم‌زمان	۲۵	۵۳/۱۹	۱۰	۲۱/۲۸	۱۲	۲۵/۵۳	۴۷	۸/۴۷ (۲)	۰/۰۱۴*
به تفکیک سن	۶۳	۵۰/۴۰	۲۴	۱۹/۲۰	۳۸	۳۰/۴۰	۱۲۵	۴/۹۱ (۲)	۰/۳۸۵
نوجوان	۲۹	۵۳/۷۰	۱۲	۲۲/۲۲	۱۳	۲۴/۰۷	۵۴	۱۰/۱۱ (۲)	۰/۰۰۶**
بزرگسال	۳۴	۴۷/۹۰	۱۲	۱۶/۹۰	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 از یک سو 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 معنادار دارند. همچنین همبستگی بین نمرات حدس شرکت‌کنندگان از میزان مشارکت نفر اول با نمرات مقیاس وحدت، در شرایط هم‌زمانی هم‌فاز $r(45) = 0.45, p = 0.004$ و هم‌زمانی فاز مقابل $r(37) = 0.34, p = 0.03$ 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 تصمیم گیری ترتیبی	۱۲۵	۱۸۸۸۰/۰۰	۱۰۳۲۷/۱۳	-			
۲. سن	۱۲۵	۱۹/۳۴	۳/۳۵	۰/۰۱۰	-		
۳. وحدت	۱۲۵	۴/۰۱	۱/۲۳	۰/۱۸۳*	-۰/۱۷۲	-	
۴. حدس شرکت کنندگان از میزان مشارکت نفر اول	۱۲۴	۱۲۸۶۲/۹۰	۲۳۰۴/۷۴	۰/۳۹۱***	-۰/۰۲۱	۰/۱۹۱*	-

* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$

با توجه به یافته های به دست آمده از تحلیل همبستگی، احتمال نقش میانجی متغیر حدس شرکت کنندگان از میزان مشارکت نفر اول تصمیم گیری در رابطه بین وحدت و میزان مشارکت در تکلیف تصمیم گیری، با استفاده از مدل پیشنهادی هیز (۲۰۱۷) سنجیده شد. به منظور رعایت پیش فرض های 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 پیش بین با استفاده از آماره تورم واریانس محاسبه شد. نتایج حاکی از عدم همخطی در میان متغیرهای پیش بین بود (وحدت = $1/0.4$ و حدس = $1/0.4$). مطابق یافته های ارائه شده در جدول ۵، تقریباً $10/1$ درصد از تغییرات متغیر ملاک ناشی از هردو متغیر پیش بین و $3/6$ درصد از آن به طور خاص سهم اثرگذاری وحدت بر حدس شرکت کنندگان از میزان مشارکت نفر اول تصمیم گیری بوده است. همچنین اثر کلی وحدت بر میزان مشارکت در تکلیف تصمیم گیری ترتیبی، به طور کامل از طریق اثر غیرمستقیم حدس از میزان مشارکت نفر اول، بر میزان مشارکت در تکلیف تصمیم گیری ترتیبی میانجی گری شده است.

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

متغیرهای پیش بین	حدس شرکت کنندگان از میزان مشارکت نفر اول			میزان مشارکت در تکلیف تصمیم گیری ترتیبی		
	ضریب تغییرات	خطای استاندارد	معناداری	ضریب تغییرات	خطای استاندارد	معناداری
وحدت	۰/۲۶۸	۰/۱۲۴	۰/۰۳۴	۰/۱۸۳	۰/۱۲۳	۰/۱۳۹
حدس شرکت کنندگان از میزان مشارکت نفر اول	-	-	-	۰/۲۶۶	۰/۰۸۸	۰/۰۰۳
عدد ثابت	۰/۴۷۴	۰/۰۶۷	< ۰/۰۰۱	۰/۲۷۰	۰/۰۷۸	< ۰/۰۰۱
	$R^2 = 0.36$			$R^2 = 0.10$		
	$F(2, 122) = 4.62, p = 0.034$			$F(2, 121) = 6.82, p = 0.002$		

۴. بحث و نتیجه گیری

پژوهش حاضر اثر دو فاز هم زمانی رفتاری شامل حالت هم فاز و فاز مقابل را در مقایسه با اثر انجام عمل ناهم زمان، بر بروز همکاری و جبران در تصمیم گیری های ترتیبی در بازه سنی ۱۵ تا ۲۵ ارزیابی کرده است. نتایج این پژوهش نشان می دهد تمایل به جبران کاستی مشارکت دیگران، در اوایل بزرگسالی بیش از اواخر نوجوانی است. هم راستا با یافته های پژوهش های پیشین، مشاهده تغییر در الگوی تصمیم گیری شرکت کنندگان از نوجوانی به جوانی، برآمده از تحول عملکردهای شناختی در طول دوران رشد است؛ تحولی که در اواخر نوجوانی افراد را به اجرای سفت و سخت قوانین تکامل همکاری و ابراز تقابل منفی وامی دارد و با افزایش سن، به آهستگی همکاری را جایگزین می کند (گوتیز-روج و همکاران، ۲۰۱۴).

از سوی دیگر، در مخالفت با شواهدی که هم زمانی رفتاری را عامل تقویت کننده مؤلفه های پیوند اجتماعی و گسترش دهنده همکاری در بازی های اقتصادی هم زمان می دانند (بارانوفسکی-پینتو و همکاران^۲، ۲۰۲۲؛ فوجیوارا و همکاران، ۲۰۲۳)، پژوهش حاضر شواهدی قوی به دست نیاورده است دال بر اینکه هم زمانی رفتاری در هریک از فازهای خود همکاری یا جبران را در بازی اقتصادی ترتیبی با حد آستانه سوددهی و قصور نفر اول ترتیب گسترش می دهد. به عبارت بهتر، در پژوهش ما

1. min-max scaler

2. Baranowski-Pinto et al.

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 به‌دست آمده 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 نشان‌دادن 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 می‌کنند و بیشترین تلاش خود را در جهت جبران کاستی مشارکت او به‌کار می‌گیرند (آرورا و همکاران، ۲۰۱۶). مشخص شده وحدت گروهی‌ای که در پی دستکاری هم‌زمانی رفتاری با یک فرد غریبه ایجاد می‌شود، میانجی اثر هم‌زمانی رفتاری بر ملایم‌شدن برداشت آن‌ها از میزان اخلاقی‌بودن عمل نابهنجار شریک هم‌زمانی‌شان است (چواجا و همکاران، ۲۰۲۰). چواجا و همکاران (۲۰۲۰) در تفسیر مشاهدات خود توضیح دادند که تفاوت در هویت گروهی شریک هم‌زمانی، احتمالاً در مشاهده اثری که هم‌زمانی رفتاری بر قضاوت اخلاقی و متعاقباً انتخاب شیوه رفتار متقابل با عمل نابهنجار او دارد، اثرگذار است. به نظر آنان، تجربه هم‌زمانی رفتاری با یک 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 می‌شود (چواجا و همکاران، ۲۰۲۰). بر همین اساس، تفاوتی که دو فاز هم‌زمانی رفتاری بر میزان تعدیل‌شدن انتخاب‌های شرکت‌کنندگان داشته است، می‌تواند به تفاوت میزان هویت گروهی احساس شده در هریک از آن شرایط برگردد. ما پیشنهاد می‌کنیم اندک تفاوتی که نشان می‌دهد هم‌زمانی فاز مقابل در ایجاد وحدت بین‌فردی و تعدیل انتخاب‌ها، اثر قوی‌تری نسبت به هم‌زمانی هم‌فاز داشته است، به این دلیل بوده که شرکت‌کنندگان حالت فاز مقابل ما، برای انجام‌دادن صحیح تکلیف حرکتی و حفظ آهنگ حرکات خود، به تلاش و هماهنگی بیشتری احتیاج داشته‌اند؛ بنابراین، ممکن است احساس وحدت گروهی ایجادشده در شرایط فاز مقابل، غیر از اثر خالص هم‌زمانی رفتاری، تحت تأثیر این تلاش دوفنری قرار گرفته باشد.

نتایج همبستگی تأیید می‌کند که بین وحدت و میزان مشارکت در تصمیم‌گیری رابطه مثبت و معنادار 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 به‌ترتیب در شرایط هم‌فاز و فاز مقابل برقرار است؛ درحالی‌که 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، ویلسون و گولونکا، ۲۰۱۶).

درمجموع می‌توان گفت شواهدی مبنی بر اثر مثبت و مستقیم هم‌زمانی رفتاری بر کاهش تقابل منفی و افزایش همکاری یا جبران در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی به‌دست نیامده است، اما شواهدی به‌دست آمده که نشان می‌دهد هم‌زمانی رفتاری، بر جنبه‌های دیگر رفتار جامعه‌پسند نظیر وحدت و هویت گروهی اثر گذاشته است. همچنین وحدت از طریق اثرگذاری بر ادراک

1. Cross et al.

2. Cross, Wilson, & Golonka

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 همکاری بودن شریکشان یا منصفانه‌تربودن انتخاب او است.

یکی از محدودیت‌های پژوهش حاضر، طراحی تکلیف با دو شرکت‌کننده و اجرای بازی فقط 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 فقط در یک دست بازی، لزوماً نشان‌دهنده ترجیحات تصمیم‌گیری افراد نیست (هاربا و کراوز^۱، ۲۰۰۰)، توصیه می‌شود پژوهش‌های آینده با تعداد شرکت‌کنندگان بیشتر در هر گروه و طراحی بازی تصمیم‌گیری در چند دست، روند پژوهش حاضر را تکرار کنند. علاوه بر این، پیشنهاد می‌شود که در صورت امکان از دستیاران پژوهشی برای کنترل عوامل مزاحم بهره گرفته شود. در پژوهش حاضر، استفاده نکردن از دستیار پژوهشی به عنوان یکی از شرکت‌کننده‌ها سبب شد میزان ارتباطی که شرکت‌کنندگان در محیط آزمایشگاه با یکدیگر برقرار کرده‌اند تا حدودی غیرقابل کنترل شود و بر شکل‌گیری احساس وحدت بین آن‌ها اثر بگذارد. از سوی دیگر، ارائه تصمیم نفر اول به صورت بازه مبهم تفسیر 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 بیشتری در انتخاب‌های خود داشته باشند (فیشر و مندل^۲، ۲۰۲۱). همان گونه که در بخش ابزار ذکر شد، برای محدود کردن انتخاب شرکت‌کنندگان به یکی از دو گزینه جبران یا قصور، مبهم ارائه کردن بازه‌ای هدایی نفر اول الزامی بوده است. با این حال، در این پژوهش مشاهده شد که در هنگام دستکاری هم‌زمانی رفتاری، انتخاب‌های افراد تا حدودی تعدیل و به محدوده میانی نیز وارد می‌شوند. این مشاهدات، اثر عامل ادراک و قضاوت از میزان همکاری بودن دیگران را نشان می‌دهد که خود، دریچه‌ای به روی مطالعات آینده می‌گشاید. در نهایت، پژوهش‌های 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 کردند. 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 آن‌ها 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 کرده و اطلاعاتش ثبت شده است.

۶. سپاسگزاری و حمایت مالی

مقاله حاضر برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد نویسنده اول است. از 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 قدردانی می‌شود. پایان‌نامه مربوطه با حمایت مالی ستاد توسعه علوم و فناوری‌های شناختی انجام شده است.

۷. تعارض منافع

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

منابع

- 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)، ۱۲۷-۱۴۰. <https://doi.org/10.22059/japr.2019.71006>
- مجدآبادی فراهانی، ز.، شهرآرای، م.، داورپناه، ف.، و جوادی، س.، ی. (۱۳۹۳). بافت مدرسه، هویت و رفتارهای مشکل‌آفرین در اوائل نوجوانی. فصل‌نامه پژوهش‌های کاربردی روانشناختی. ۵(۳)، ۱۷۳-۱۹۰. <https://www.magiran.com/paper/1374055>

References

- Abbaspour, Z., & Ghanbari, Z. (2019). The study of the direct and indirect effect of sexism on marital satisfaction mediation with perceived equity. *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://doi.org/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/s41598-021-04548-2>
- 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://doi.org/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://doi.org/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*, 26(4), 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, 01798. <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, 01983. <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, 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, 1069660. <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, 4362. <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* (Working Paper No. 564). University of Gothenburg, Department of Economics. <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, 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* (1st ed.). New York, NY: Guilford Press. [Link](#)
- 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://doi.org/10.1111/eth.12528>
- Majdabadi Farahani, Z., Shahraray, M., Davarpanah, F., & Javadi, S. Y. (2014). School context, identity and problem behaviors in early adolescence. *Journal of Applied Psychological Research*. 5(3), 173–190. <https://www.magiran.com/paper/1374055/> (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, 13–20. <https://doi.org/10.1016/j.jesp.2017.03.009>
- Postmes, T., Baray, G., Haslam, S. A., Morton, T. A., & Swaab, R. I. (2006). The dynamics of personal and social identity formation. In T. Postmes & J. Jetten (Eds.), *Individuality and the group: Advances in social identity* (pp. 215–236). Sage Publications, Inc. <https://doi.org/10.4135/9781446211946.n12>
- 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://doi.org/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>
- Rennung, M., & Göritz, A. S. (2016). Prosocial consequences of interpersonal synchrony: A meta-analysis. *Zeitschrift für Psychologie*, 224(3), 168–189. <https://doi.org/10.1027/2151-2604/a000252>
- Schunk, D., & Zipperle, I. (2023). Fairness and inequality acceptance in children and adolescents: A survey on behaviors in economic experiments. *Journal of Economic Surveys*, 37(5), 1715–1742. <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>