University of Tehran Press

Journal of Applied Psychological Research

2024

Home Page: https://japr.ut.ac.ir

Online ISSN: 2676-4504

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

Fatemeh Ebrahimi [1], Khatereh Borhani [2*], Abdol-Hossein Vahabie [3]

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 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.

Accepted Manuscript

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

© The Author(s).

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

فصل‌نامه پژوهش‌های کاربردی روانشناختی

۱۴۰۳

انتشارات دانشگاه تهران

سایت نشریه: https://japr.ut.ac.ir

شاپا الکترونیکی: ۴۵۰۴-۲۶۷۶

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. نویسندهٔ 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

اطلاعات مقاله

نوع مقاله:
پژوهشی

تاریخ‌های مقاله:
تاریخ دریافت: ۱۴۰۲/۰۴/۰۶
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۲/۰۵/۲۶
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۶/۲۲
تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۹/۰۴

کلیدواژه‌ها:
فونت و سایز کلیدواژه‌ها:
تصمیم‌گیری ترتیبی، جبران، وحدت، هم‌زمانی رفتاری.

چکیده

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 قیروکارزین در سال ۱۴۰۱–۱۴۰۰ تشکیل دادند که از بین آن‌ها به‌صورت 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 علّی 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 ($p < ۰/۰۵$)، همکاری را افزایش می‌دهد ($p < ۰/۰۱$). 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 جامعه پسند را گسترش می‌دهد. این اثر از اواخر نوجوانی تا اوایل بزرگ‌سالی ثابت بود.

Accepted Manuscript

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

© نویسندگان.

ناشر: انتشارات دانشگاه 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[1] در جامعه خویش، همواره با چالش «دوراهی اجتماعی[2]» روبه‌رو است (داوز و مسیک[3]، ۲۰۰۰). به‌عنوان‌مثال، هنگامی‌که 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، درحالی‌که کالا توسط نفر دیگر تأمین‌شده 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 تصمیم دیگر اعضای مشارکت‌کننده وابسته است (آرورا و همکاران[4]، ۲۰۱۶). در این شرایط، اگر نفر دوم با قصور[5] نفر اول مواجه شود، پاسخ و تصمیمش، یکی از سه نوع رفتار همکاری، تقابل[6] یا جبران[7] است (آرورا و همکاران، 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، ۲۰۱۶).

در سنین ابتداییِ درک چارچوب‌های اجتماعی، تصمیم‌گیری در بازی کالای عمومی، کاملاً تقابلی و متأثر از میانگین مشارکت دیگر اعضای گروه در دست‌های قبلیِ بازی (کوربیت و همکاران[8]، ۲۰۲۲؛ گازمون و همکاران[9]، ۲۰۱۳) و بیشتر، از نوع تقابل منفی[10] است (چرنیاک و همکاران[11]، ۲۰۱۹). سپس، تصمیم‌گیری در ابتدای دوران نوجوانی (۹–۱۰ سالگی)، با بالاترین میزان انطباق با میانگین مشارکت همسالان دنبال می‌شود (کوربیت و همکاران، ۲۰۲۲؛ گازمون و همکاران، ۲۰۱۳). درنهایت، از ۱۶–۱۷ سالگی تا بزرگ‌سالی، تمایلات افراد به‌مرور به سمت همکاری نوع‌دوستانه تحول می‌یابد (گوتیرز–روج و همکاران[12]، ۲۰۱۴). پژوهشگران دلیل غالب بودن رفتار تقابلی را یادگیری انصاف و اهمیت رعایت آن دانسته‌اند (گاچر و همکاران[13]، ۲۰۱۰؛ عباسپور و قنبری، ۱۳۹۷). ازاین‌رو، رفتار تقابلی منفی شایع‌تر از رفتار تقابلی مثبت است، چراکه تقابل منفی منصفانه‌تر از تقابل مثبت ادراک می‌شود (شاو و همکاران[14]، 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[15]، ۲۰۱۰؛ هم‌چنین برای مرور شونک و زیپرلی[16]، 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[17]، 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). به‌این‌ترتیب، 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، 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

Accepted Manuscript

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[1] است (ویلترموث و هیث[2]، ۲۰۰۹). همزمانی رفتاری، در دو فاز پایدار هم‌فاز[3] و فاز مقابل[4] (هاکن و همکاران[5]، ۱۹۸۵)، عهده‌دار نقش تکاملیِ اجتماعی شدن و برقراری ارتباطات وسیع در گونه انسان است (لونی، تار و دانبار[6]، ۲۰۱۶). این مؤلفه، از سنین ابتدایی رشد تا بزرگ‌سالی، به‌عنوان نشانه‌ای از ارتباط اجتماعی ادراک‌شده، پیوندهای اجتماعی و رفتارهای جامعه پسند[7] (مانند همکاری) را در میان شرکای فرآیند همزمانی، تقویت می‌کند (موگان و همکاران[8]، ۲۰۱۷؛ وان و ژو[9]، ۲۰۲۲). یکی از نمودهای تقویت پیوند اجتماعی متأثر از همزمانی رفتاری، تجربه وحدت[10] و یکپارچگی با گروه فرآیند همزمانی و احساس جدا بودن از دیگر گروه‌ها است (لاکنز و استل[11]، 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 (چواجا و همکاران[12]، 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[13]، ۲۰۱۸). اما به‌طور خاص، تجربیات هیجانی مرتبط با هم‌زمانی غالباً تجربیات مثبتی هستند (زلوبینا و داویلا[14]، ۲۰۲۲؛ موگان و همکاران، ۲۰۱۷). به‌عنوان‌مثال، هیجانات مثبتی که در پاسخ به محرک‌های رفتاری حاوی ارزش‌های والای اخلاقی تجربه می‌شوند، فعالیت مغزی هم‌زمان بین فردی[15] را شدت می‌بخشند (انگلندر و همکاران[16]، ۲۰۱۲). بنابراین، عواطف مثبتی که در پی مشارکت در اعمال هم‌زمان گروهی به وجود می‌آید، عاملی است که هنجارهای درون‌گروهی را به مسائل اخلاقی الزام‌آور مبدّل کرده و از این مسیر، باعث می‌شود افراد تعهد بیشتری به رعایت قوانین (مثلاً برای جلوگیری از گسترش کووید–۱۹[17]) 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 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). ازاین‌رو، پژوهش حاضر باهدف بررسی اثر هم‌زمانی رفتاری بر انتخاب جبران در تصمیم‌گیری نوجوانان و جوانان در بازه سنی ۱۵ تا ۲۵ سال انجام‌شده 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

Accepted Manuscript

۲. روش

۲-۱. جامعه، نمونه و روش اجرا

پژوهش حاضر ازنظر هدف جزو پژوهش‌های بنیادی و ازنظر 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 ۱۴۰۱-۱۴۰۰ 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 آلفا = ۰/۰۵، توان آزمون = ۰/۹۵، ۳ گروه آزمایش و اندازه اثر = ۰/۳۵، ۱۳۲ نفر محاسبه شد (فاول و همکاران[1]، 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. ازاین‌رو، 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[2] (step-level PGG): برگرفته از مطالعه آرورا و همکاران (۲۰۱۶)، در این تکلیف رایانه‌ای، دو نفر شرکت‌کننده برای تأمین حد آستانه مشخص‌شده 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– به‌صورت 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 فرآیند 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 داده‌شده بود، رایانه یک نفر را به‌عنوان نفر اول تصمیم‌گیری و دیگری را به‌عنوان نفر دوم انتخاب می‌کرد. علی‌رغم اینکه این باور برای شرکت‌کننده ایجادشده بود که این انتخاب تصادفی است، بر اساس الگوریتم از پیش تعیین‌شده، 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 انتخاب‌شده‌اند 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 کاملِ از ۰ تا ۳۶۰۰۰ تومان گزارش کنند (متغیر میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی). درنهایت، 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 گرفته‌شده 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 به‌صورت بازه مبهم، به‌منظور محدود کردن انتخاب شرکت‌کنندگان به یکی از دو انتخاب جبران یا قصور انجام‌شده است (آرورا و همکاران، ۲۰۱۶).

1. Faul et al.
2. step-level public goods game (step-level PGG)

Accepted Manuscript

ون دو کرگت و همکاران[1] (۱۹۸۳) نسخه ابتدایی پارادایم «تأمین کالای عمومی به‌صورت ترتیبی[2]» را ارائه و نقش مشارکت داوطلبانه در چنین پارادایمی را مطالعه کردند. پس از آن‌ها، راپوپورت[3] (۱۹۸۵، ۱۹۸۷) همین پارادایم را برای مطالعه تصمیم‌گیری در شرایط متنوع‌تر گسترش داد. درنهایت، اولین مطالعه‌ای که تلاش کرد اثر اطلاعات و جایگاه را در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی بررسی کند، مطالعه ارو و راپوپورت[4] (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 مورداستفاده قرارگرفته 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[5]: با طراحی بین گروهی، سه شرایط دست‌کاری هم‌زمانی رفتاری شامل شرایط «هم‌زمانی هم‌فاز[6]»، «هم‌زمانی فاز مقابل[7]» 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 گوش‌داده و سعی کنند کاملاً هم‌زمان بازمان 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[8] (۲۰۲۱) است. هم‌چنین، در مطالعه فوجیوارا و همکاران[9] (۲۰۲۳) نوع دیگری از تکلیف هم‌زمانی رفتاری با دست اجراشده و قابل‌مشاهده است.

۲-۲-۳. مقیاس وحدت[10]: اولین بار پستمیس و همکاران[11] (۲۰۰۸) مقیاس وحدت را ایجاد و آلفای کرونباخ[12] آن را در چهار آزمایش مختلف بین ۰/۸۳ تا ۰/۸۷ گزارش کردند. سپس، لاکنز[13] (۲۰۱۰) و لاکنز و استل (۲۰۱۱) از این مقیاس برای اندازه‌گیری

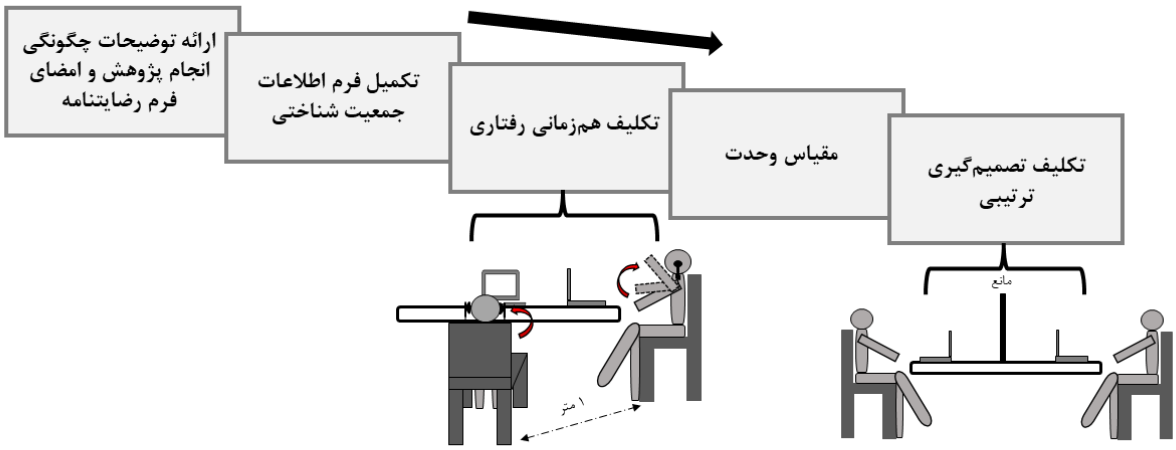
1. Van de Kragt et al.
2. provision of step-level public goods
3. Rapoport
4. Erev & Rapoport
5. synchrony manipulation
6. in-phase synchronization
7. anti-phase synchronization
8. Reinero et al.
9. Fujiwara et al.
10. entitativity scale
11. Postmes et al.
12. Cronbach's α
13. Lakens

Accepted Manuscript

میزان احساس وحدت ایجادشده 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 به‌صورت گروه‌های دونفری هم‌جنس و با کنترل میزان آشنایی قبلی، به‌صورت شبه تصادفی دریکی از شرایط آزمایش قرارگرفته 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 برملا نشدن فریبِ بازی استفاده شد. تکلیف تصمیم‌گیری در یک دست انجام گردید و پس‌ازآن، نظر شرکت‌کنندگان درباره هدف پژوهش و اینکه آیا متوجه فریب درروند تصمیم‌گیری شده‌اند، سؤال شد. درنهایت، 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 داده‌شده است.



شکل ۱. تصویر نمادین فرآیند اجرای آزمایش

۲-۴. روش تجزیه و تحلیل اطلاعات

روش تحلیل، استفاده از آزمون‌های آنالیز واریانس یک‌راهه[1]، کروسکال-والیس[2]، خی دو[3] و تحلیل رگرسیون میانجی[4] (هیز[5]، 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 جمعیت شناختی شرکت‌کنندگان در جدول ۱ خلاصه‌شده 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	انحراف معیار	مرد	زن	سایر	شرکت‌کننده دیگر را از قبل می‌شناسم.	شرکت‌کننده دیگر را نمی‌شناسم، اما فکر می‌کنم قبلاً او را دیده‌ام.	شرکت‌کننده دیگر را نمی‌شناسم و اولین بار است با او ملاقات می‌کنم.
هم‌زمانی هم‌فاز	۱۹/۲۴	۳/۳۴	۱۳ (۳۴/۲۱)	۲۵ (۶۵/۷۹)	۰	۷ (۵۰)	۳ (۱۲/۵)	۶ (۳۷/۵)
هم‌زمانی فاز مقابل	۱۹/۲۵	۳/۴۶	۱۴ (۳۵)	۲۵ (۶۲/۵۰)	۱ (۲/۵)	۸ (۴۳/۷۵)	۴ (۱۸/۷۵)	۶ (۳۷/۵)
ناهم‌زمان	۱۸/۹۶	۳/۲۵	۱۶ (۳۴/۰۴)	۳۱ (۶۵/۹۶)	۰	۶ (۳۰)	۳ (۱۵)	۱۱ (۵۵)
میانگین کل	۱۹/۱۴	۳/۳۵	۴۳ (۳۴/۴)	۸۱ (۶۴/۸)	۱ (۰/۸)	۲۱ (۳۸/۸۹)	۱۰ (۱۸/۵۲)	۲۳ (۴۲/۵۹)
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 ازنظر 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

Accepted Manuscript

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 شپیرو–ویلک[1] 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 < 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[2] نشان داد که واریانس توزیع تمام متغیرها بین سه شرایط آزمایش، ازنظر آماری همگن است (p_s > ۰/۰۵).

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 ازنظر آماری معنادار نیست؛ اما اختلاف میانگین نمرات وحدت در سه شرایط آزمایش ازنظر آماری معنادار است. تحلیل پس‌آزمون بونفرونی[3] نشان داد که تفاوت میانگین نمره مقیاس وحدت گروه ناهم‌زمان با گروه هم‌زمانی هم‌فاز ($t(۸۴) = ۳/۶۶, p < ۰/۰۰۱$) و گروه هم‌زمانی فاز مقابل ($t(۸۶) = ۳/۸۶, p < ۰/۰۰۱$) معنادار است. همچنین، آزمون ناپارامتری یو مان ویتنی[4] نشان داد که اختلاف میانگین رتبه میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی در بین گروه‌های سنی نوجوان و بزرگ‌سال ازنظر آماری معنادار نیست، $U(۱۲۴) = ۱۷۵۵/۰۰, p = ۰/۴۲۰$.

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					
	میانگین (انحراف معیار)	میانگین رتبه (انحراف معیار)	میانگین (انحراف معیار)	میانگین رتبه (انحراف معیار)	میانگین (انحراف معیار)	میانگین رتبه (انحراف معیار)	مقدار H	مقدار F	(درجات آزادی)	معناداری
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	-	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

Accepted Manuscript

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

یافته‌های پژوهش در جدول ۳ نشان می‌دهد که تفاوت درصد فراوانی‌های تصمیم قصور، همکاری یا جبران در بین شرایط آزمایش یا بین دو گروه سنی ازنظر 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 ازنظر آماری معنادار نیست. وجود اختلاف معنادار در شرایط هم‌زمانی هم‌فاز ناشی از وجود تفاوت معنادار بین درصد فراوانی تصمیم همکاری با هر دو تصمیم قصور ($\chi^2(1, N = 25) = 11/56, p < 0/001$) و جبران ($\chi^2(1, N = 17) = 4/76, p = 0/029$) و در شرایط ناهم‌زمان، ناشی از وجود تفاوت معنادار بین درصد فراوانی انتخاب قصور 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 ازنظر آماری نزدیک به سطح معناداری قابل‌قبول 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
	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	(۲) ۱۱/۴۲	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	(۲) ۱۰/۱۱	۰/۰۰۶**
بزرگ‌سال	۳۴	۴۷/۹۰	۱۲	۱۶/۹۰	۲۵	۳۵/۲۱	۷۱	(۲) ۱۰/۳۴	۰/۰۰۶**

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

همان‌گونه که در جدول ۳ قابل‌مشاهده است، میزان مشارکت در تکلیف تصمیم‌گیری ترتیبی با سن همبستگی معناداری نداشته است. به‌علاوه، نتایج آزمون همبستگی پیرسون[1] رابطه مثبت و ازنظر 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

1. Pearson

Accepted Manuscript

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 ($r(۳۷) = ۰/۴۵, p = ۰/۰۰۴$) و هم‌زمانی فاز مقابل ($r(۳۹) = ۰/۳۴, p = ۰/۰۳$) مثبت و معنادار بوده؛ اما همبستگی بین این دو متغیر در شرایط ناهم‌زمان ازنظر آماری معنادار نبوده است، $r(۴۵) = -۰/۰۱, p = ۰/۹۷$.

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	۱۸۸۸۰/۰۰	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*	–

* $p < ۰/۰۵$; ** $p < ۰/۰۱$; *** $p < ۰/۰۰۱$

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[1] در بازه صفرتا یک نرمال شد. سپس، عدم هم خطی متغیرهای پیش‌بین با استفاده از آماره تورم واریانس محاسبه گردید. نتایج حاکی از عدم هم خطی در میان متغیرهای پیش‌بین بود (وحدت = ۱/۰۴ و حدس = ۱/۰۴). مطابق با یافته‌های ارائه‌شده در جدول ۵، تقریباً ۱۰/۱٪ از تغییرات متغیر ملاک ناشی از هر دو متغیر پیش‌بین و ۳/۶٪ 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 تغییرات	خطای استاندارد	معناداری		ضریب تغییرات	خطای استاندارد	معناداری
وحدت	a	۰/۲۶۸	۰/۱۲۴	۰/۰۳۴	C′	۰/۱۸۳	۰/۱۲۳	۰/۱۳۹
حدس شرکت‌کنندگان از		-	-	-	b	۰/۲۶۶	۰/۰۸۸	۰/۰۰۳

1. min-max scaler

Accepted Manuscript

میزان مشارکت نفر اول								
عدد ثابت	iM	۰/۴۷۴	۰/۰۶۷	< ۰/۰۰۱	iY	۰/۲۷۰	۰/۰۷۸	< ۰/۰۰۱
		R^2 = ۰/۰۳۶				R^2 = ۰/۱۰۱		
		$F(2,122)$ = ۴/۶۲, p = ۰/۰۳۴				$F(2,121)$ = 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 دربازی‌های اقتصادی هم‌زمان می‌دانند (بارانوفسکی–پینتو و همکاران[2]، ۲۰۲۲؛ فوجیوارا و همکاران، ۲۰۲۳)؛ پژوهش حاضر شاهدی قوی دالّ 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 نیاورده 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 بااینکه 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 هنگامی‌که 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 ردّ 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). مشخص‌شده، 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 نابهنجار 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 نابهنجار 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

2. Baranowski-Pinto et al.

او همراه می‌گردد (چواجا 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 ایجادشده در شرایط فاز مقابل، غیر از اثر خالص هم‌زمانی رفتاری، تحت تأثیر این تلاش دونفری قرارگرفته 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 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[1] (۲۰۱۷) و هم‌چنین، هم‌راستا با شواهد دیگری است که نشان می‌دهد وحدت لزوماً میانجی مستقیم اثر هم‌زمانی بر گسترش همکاری نیست (کراس و همکاران[2]، ۲۰۱۶).

درمجموع می‌توان گفت، شاهدی 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.

ازجمله 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. بااین‌حال، 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[3]، 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 غیرقابل‌کنترل 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[4]، 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. بااین‌حال، 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، دریچه‌ای به روی مطالعات آینده می‌گشاید. درنهایت، 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 رضایت نامه 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. سپاسگزاری

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 انجام‌شده است.

۸. تعارض منافع

نویسندگان اعلام می‌کنند که در انجام پژوهش حاضر و نگارش مقاله هیچ‌گونه تعارض منافعی 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 Persion)

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.

Accepted Manuscript

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%2Ffpsyg.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.

Accepted Manuscript

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 Persion)

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

Developing a Training Package of Psychological-Emotional Empowerment based on the Lived Experiences of Single-Parent Male Adolescents and its Effectiveness on Social Competence

Extended Abstract

Aim

Undoubtedly, one of the most adventurous periods of a person's life is adolescence. The rapid changes that occur in physical, cognitive, emotional and social aspects during this developmental period have turned this period into a dual situation for normal development or chronic damage (Sun et al, 2016) . There are various factors that can affect the mental and emotional health of teenagers or aggravate their mental and emotional injuries (Aboobaker et al, 2019). One of the processes that can seriously damage the psychological, emotional and social health of teenagers is the divorce of parents (Bastaits et al, 2019). Divorce does not only cause psychological damage to the couple, but also endangers the psychological and emotional health of their children (Khalid et al, 2018). The children of divorce, in terms of society, face intellectual, emotional, identity and social challenges that prevent their proper absorption in the society (Sorek, 2020). One of the problems of children of divorce and single parents is their low adaptability and social skills. Because the phenomenon of divorce affects the cognitive, emotional, psychological and social order of teenagers and makes them unable to show appropriate and normal behaviors in social environments (Mahdavi et al., 2019). Such a process that causes the children of divorce and single parents to acquire less social competence. According to this the present study was conducted to Developing a training package of psychological-emotional empowerment based on the lived experiences of single-parent male Adolescents and its effectiveness on Social competence.

Methodology

The research method was qualitative, phenomenological-descriptive, and the research method in the quantitative part was semi-experimental with a pre-test-post-test design with a control group and a two-month follow-up period. The statistical population included male teenagers with a single student in the first period of secondary school in Abadeh city in 2022-2023. In the qualitative part, the sample consisted of 15 single-parent male Adolescents were purposefully selected and subjected to in-depth interviews. In the quantitative part, in this research 35 adolescent were selected through purposive sampling method and randomly accommodated into experimental and control groups (18 in the experimental and 17 in the control group). The adolescents in the experimental group received the psychological-emotional empowerment training package during 10 weeks in 10 90-minute sessions. Pre-test was performed before the intervention and post-test was performed after the intervention. Two months later, the follow-up phase was carried out. The applied questionnaire in this study included Social Competence Questionnaire (SCQ). The social competence questionnaire was developed by Prandin (2006) using the social competence model of Felner, Lease, Philips (1990). The data from the study were analyzed through mixed ANOVA via SPSS23 software. The reason for using mixed variance analysis was that in this research there were two experimental and control groups, each of which was measured in three stages (pre-test, post-test and follow-up).

Results

Findings of the qualitative section: In the qualitative part, the themes of the consequences of parents' divorce, stress and anxiety, depression, nervousness and irritability, lack of control over anger and emotions, damage to social relationships, boredom in relationships, intimacy and fear of intimacy, lack of courage and self-confidence, lack of ability Decision-making, acceptance of facts, reduction of relations with parents and relatives, loss of motivation, failure to achieve goals, competence and the effect of thoughts on emotion and behavior were obtained. According to these topics, a package of psychological-emotional empowerment training was compiled.

Findings of the quantitative section: The results showed that the psychological-emotional empowerment training package has sufficient content validity according to experts. Also, this training

Accepted Manuscript

package had an impact on the Social competence (P<0001; Eta=0.53; F=36.31) of single-parent male Adolescents. Thus, this intervention was able to increase the average scores of social competence of single-parent teenagers. It should be noted that these results remained stable during the follow-up period.

Conclusion

According on the findings of the research, it can be concluded that a training package of psychological-emotional empowerment by creating emotional competencies, gaining competence, autonomy, being effective and communicating with others, empathy and kind behavior with others can be an efficient method to improve the Social competence of single-parent male Adolescents to be used. In addition, the psychological-emotional empowerment training package helps single-parent teenagers to acquire the necessary ability to make normal decisions in communication and social events (Cayaban et al, 2022). This process is not only determined in people's performance, but its effects can also be seen in their personality (Cappelletti et al, 2020). The influence of personality on psychological-emotional empowerment makes the normal principles of social interaction institutionalized in the personality of single-parent teenagers and they experience less verbal, behavioral and communication challenges with others. This process allows these teenagers to establish a constructive social interaction and as a result show better social competence.

Key words: *Psychological-Emotional Empowerment Training Package, Single-Parent Male Adolescents, Social Competence.*

Ethical Considerations

In order to comply with research ethics, the consent of teenagers to participate in the intervention program was obtained. In addition, the people present in the research were aware of all the intervention stages of psychological-emotional empowerment training. Also, the adolescents present in the control group were assured that after completing the research process, they can receive the intervention of psychological-emotional empowerment training if they wish.

Acknowledgments

The present article was taken from the doctoral thesis of the first author of the article at Islamic Azad University, Yazd branch. We hereby express our gratitude to all the teenagers present in the research and their families who cooperated fully in the implementation of the research.

Conflict of Interest

No government or private organization has financially supported this research. In this study, no conflict of interest was reported by the authors.

Accepted Manuscript