The moderating role of reflective functioning in the relationship between perceived parental acceptance-rejection and emotion regulation in adolescents

M.Tahan[1*], P. Seyed Mousavi[2]

1. Master of Family Clinical Psychology, Family Research Institute, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran , Email: m.tahan@mail.sbu.ac.ir, ORCID: 0009-0005-5407-7761
2. Assistant Professor of Psychology, Family Research Institute, Shahid Beheshti University, Tehran, Iran, Email: p_mousavi@sbu.ac.ir, ORCID: 0000-0001-9605-3809

Abstract

Aim: The aim of the current study was to determine the moderating role of reflective functioning in the relationship between perceived parental acceptance-rejection and emotion regulation in adolescents. **Method:** This research was a correlational study. The statistical population of this study included Iranian students aged 14-18 years. The data of the research were collected by convenience sampling from 400 adolescents. They completed a series of online questionnaires: Fonagy et al.'s Reflective Functioning Questionnaire (2016), the short form of Rohner's parental acceptance-rejection questionnaire (2005), Gratz and Roemer's (2004) Difficulties in Emotion Regulation Scale. Structural equation modeling was used to answer the research questions. **Results:** there was a positive and significant relationship between perceived parental rejection and uncertainty dimension of reflective functioning with difficulties in emotion regulation of adolescents, but the certainty dimension had a negative and significant relationship with difficulties in emotion regulation. The certainty dimension of reflective functioning had a moderating role in the relationship between perceived parental rejection and difficulties in emotion regulation, while the uncertainty dimension of reflective functioning could not play a moderating role in the relationship between perceived parental rejection and difficulties in emotion regulation. **Conclusion**: if adolescents have a good level of reflective functioning, they can cope with the effects of parental rejection in a more favorable way. Therefore, helping to improve the level of reflective functioning can be on the agenda of therapists who work in the field of children, adolescents and parent-child relationships.

Keywords: *Adolescents, emotion regulation, parental acceptance-rejection, reflective functioning*

نقش تعدیل‌کنندگی کنش تأملی در رابطهٔ ادراک پذیرش- طرد والدینی و تنظیم هیجانات در نوجوانان

مریم طحان[1*]، پریسا سادات سید موسوی[2]

۱. کارشناسی ارشد روان‌شناسی بالینی خانواده، پژوهشکدهٔ خانواده، دانشگاه شهیدبهشتی، تهران، ایران، ایمیل: m.tahan@mail.sbu.ac.ir ، کد ارکید: 0009-0005-5407-7761

۲. استاد یار روان‌شناسی، پژوهشکدهٔ خانواده، دانشگاه شهیدبهشتی، تهران، ایران، ایمیل: p_mousavi@sbu.ac.ir ،کد ارکید: 0000-0001-9605-3809

چکیده

هدف: هدف از پژوهش حاضر، آزمودن نقش تعدیل‌کنندگی کنش تأملی در رابطهٔ ادراک پذیرش- طرد والدینی و تنظیم هیجانات در نوجوانان بود. **روش:** این پژوهش از نوع مطالعات همبستگی است. جامعهٔ آماری پژوهش را نوجوانان ۱۸-۱۴ سالهٔ ایرانی تشکیل دادند. داده‌ها به روش نمونه‌گیری در دسترس از ۴۰۰ نوجوان داوطلب شرکت در پژوهش جمع‌آوری شد. آن‌ها مجموعه‌ای از پرسشنامه‌هایی را به صورت آنلاین تکمیل کردند که این پرسشنامه‌ها شامل: پرسشنامهٔ کنش تأملی فوناگی و همکاران (۲۰۱۶)، فرم کوتاه پرسشنامهٔ پذیرش- طرد والدینی روهنر (۲۰۰۵) و دشواری در تنظیم هیجانات گراتز و روئمر (۲۰۰۴) بودند. برای پاسخ به سوالات پژوهش از مدل‌یابی معادلات ساختاری استفاده شد. **یافته‌ها:** بین ادراک طرد پدر و مادر و همچنین بعد عدم قطعیت کنش تأملی با دشواری در تنظیم هیجانات نوجوانان رابطهٔ مثبت و معناداری وجود دارد اما بعد قطعیت با دشواری در تنظیم هیجانات رابطهٔ منفی معناداری داشت. همچنین بعد قطعیت کنش تأملی در رابطهٔ ادراک طرد پدر و مادر با دشواری در تنظیم هیجانات نقش تعدیل‌کننده داشت؛ در حالیکه بعد عدم قطعیت کنش تأملی نتوانست در رابطهٔ ادراک طرد پدر و مادر با دشواری در تنظیم هیجانات نوجوانان نقش تعدیل‌کننده ایفا کند. **نتیجه‌گیری:** در صورتیکه نوجوانان از کنش تأملی خوبی برخوردار باشند، می‌توانند با تأثیرات ناشی از طرد والدینی به‌شکل مطلوب‌تری کنار آیند. بنابراین کمک به بهبود سطح کنش تأملی می‌تواند در دستور کار درمانگرانی قرار بگیرد که در حیطهٔ کودک، نوجوان و روابط والد- فرزندی کار می‌کنند.

کلمات کلیدی: *پذیرش- طرد والدینی، تنظیم هیجانات، کنش تأملی، نوجوانان*

مقدمه

نوجوانی دوره‌ای اســـت که با تغییراتی گســـترده و قابل‌توجه در زمینه‌های بیولوژیکی، روانی و اجتماعی مشخص می‌گردد. این دوره با افزایش چالش‌ها و رویدادهای منفی زندگی مرتبط است که منجر به افزایش هیجانات منفی، پریشانی و کاهش هیجانات مثبت می شود (فلاین، ۲۰۱۶؛ پیترســـن، لیندهیم، لبائو، بیتس، پتی و همکاران، ۲۰۱۸). در این دوران کارایی کنترل تکانه و فرآیندهای شـــناختی هنوز نابالغ هســـتند (هاشـــمی، امان‌اللهی و نوری، ۱۴۰۲). نوجوانان در مقایســـه با کودکان و بزرگســـالان به دلیل تغییرات رشـــدی گوناگونی که در این دورهٔ زمانی رخ می‌دهد، هیجانات بســـیار شـــدید و متغیری را تجربه می‌کنند (گمبین، وزنیاک پروس، کنکا و شارپ، ۲۰۲۱). تنظیم هیجان کارآمد با سلامت روان و سطوح بالای بهزیستی، و دشواری در تنظیم هیجان با طیفی از اختلالات روانی مرتبط اســـت (شـــوآرزر، نولت، فوناگی و گینگل‌مایریا، ۲۰۲۱) در نتیجه، نیاز به تشـــخیص زودهنگام و ارزیابی تنظیم هیجانی ناکارآمد و ناســـازگار در نوجوانان برای جلوگیری از ایجاد عوارض ناشـــی از آســـیب‌های روانی در بزرگســـالی اســـت (دبرادیس، فورنارو، ونتریگلیو، ولانته و دی‌گیاننا تانیو، ۲۰۲۰). از جمله عواملی که در تنظیم هیجانات نوجوانان نقش مهمی دارد، رابطهٔ والد-نوجوان است (کسکین، برانجه، ۲۰۲۲). یکی از نظریاتی که به تأثیرات رفتار والدینی بر رشـــد هیجانی، شـــناختی و رفتاری فرزندان پرداخته، نظریهٔ پذیرش-طرد والدینی[1](روهنر، ۱۹۸۶) اســـت. در این نظریه پذیرش و طرد، دو بعد صمیمیت والدینی را تشکیل می‌دهند که به‌صورت یک پیوستار است. صمیمیت، ارتباط عاطفی بین والدین و فرزندان را نشـــان می‌دهد، در صـــورتیکه طرد با فقدان یا کمبود رفتارهای توأم با پذیرش و صمیمیت در ارتباط با فرزندان مشخص می‌شود (روهنر، ۲۰۲۱). ادراک فرد از پذیرش یا طرد والدین تأثیر قابل‌توجهی بر مهارت‌های تنظیم هیجان عملکردی یا ناکارآمد دارد (رادرفورد، والاسه، لارنت و میس، ۲۰۱۵). ادراک طرد پدر با ثبات عاطفی ضعیف و پاسخگویی عاطفی محدود در نمونه‌های کودک و بزرگسال مرتبط است (خالق و روهنر، ۲۰۱۲). کسل‌من و مکنزی (۲۰۱۵) دریافتند که برخلاف ادراک طرد مادر، ادراک طرد پدر به‌طور منحصـــربه‌فردی اختلال عاطفی را برای مردان و زنان بالغ پیش‌بینی می‌کند. در مجموع، این مطالعات نشـــان می‌دهد که ادراک طرد پدر ممکن است به‌طور قابل‌توجه و به‌گونه‌ای منفی بر انواع راهبردهای

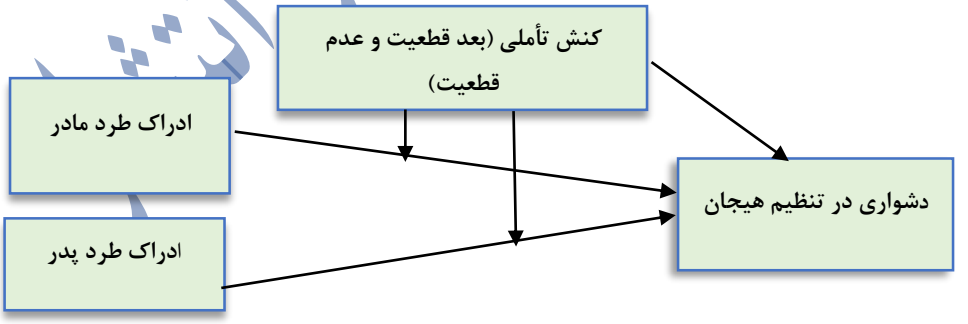
[1] Parental Acceptance-Rejection Theory (PAR Theory)

لازم برای تنظیم هیجانات تأثیر بگذارد. ادراک طرد از سوی مادر نیز می‌تواند منجر به اعتمادبه‌نفس پایین، بی‌ارزشی و بازنمایی ذهنی منفی بیشتر کودک نسبت به دنیا یا افراد دیگر شود (آلسین، فرجی و تزکان، ۲۰۲۲). مطالعهٔ اخیر توسط دی گیونتا، لونتی، گلیوزو، روتنبرگ، لانسفورد، ایزنبرگ و همکاران (۲۰۲۲) نشان داد که ادراک طرد مادر به‌طور قابل‌توجهی با اختلال در تنظیم خشم، غم و اندوه و عزت‌نفس پایین مرتبط است. از آنجایی که طرد والدینی در حوزه‌های مختلف اجتماعی، شناختی و به‌خصوص هیجانی اثرات و پیامدهای نامطلوبی برجای می‌گذارد، مطالعهٔ عوامل تعدیل‌کنندهٔ اثرات نامطلوب طرد والدین بر تنظیم هیجانات نوجوانان اهمیت دارد. میزان سازگاری روانی نوجوانان متأثر از تعامل بین ظرفیت‌های شناختی-اجتماعی و چالش های محیط است (بلکمور و میلس، ۲۰۱۴) و کنش تأملی[1] یکی از این ظرفیت‌های شناختی- اجتماعی است (فوناگی، گرجلی، جوریست و تارگت، ۲۰۰۲). کنش تأملی به‌عنوان ظرفیتی برای درک رفتار خود و دیگران با در نظر گرفتن حالت ذهنی مانند احساسات، باورها یا خواسته‌ها تعریف شده است. با معنادار شدن رفتار افراد، شخص قادر به تفسیر و پیش‌بینی رفتارهای بین‌فردی است که پیش‌شرط مهمی برای شایستگی‌های اجتماعی و ظرفیت‌های خودتنظیمی می‌باشد (فوناگی و همکاران، ۲۰۰۲). کنش تأملی نقش کلیدی در تنظیم هیجان دارد؛ زیرا درک هیجانات، باورها، نیات، خواسته‌ها و اهداف خود فرد و سایر افراد را فراهم می‌کند که به نوبهٔ خود، تنظیم راهبردهای تنظیم هیجان را با در نظر گرفتن دیدگاه خود و دیگران در موقعیت‌های بین‌فردی معین تسهیل می‌کند (فوناگی و همکاران، ۲۰۰۲؛ فوناگی و تارگت، ۱۹۹۷؛ مار سزال و جانسزک، ۲۰۱۸). برای تنظیم هیجان سازگار و منعطف، ضرورت تأمل بر یک موقعیت بین‌فردی ضروری است که بدون کنش تأملی غیرممکن است (جوریست، ۲۰۰۵). بیان مناسب هیجانات نیاز به پردازش عواطف درونی دارند؛ انجام این کار منجر به تصور و تأمل در حالات ذهنی می‌شود که به نوبهٔ خود برانگیختگی هیجانی را تعدیل می‌کند (فوناگی و همکاران، ۲۰۰۲). در پرسشنامهٔ کنش تأملی دو نوع نقص در کنش تأملی معرفی شده است که یکی از آن‌ها به‌عنوان بیش ذهنی‌سازی[2] شناخته می‌شود و مرتبط با قطعیت[3] بیش از حد در مورد حالات ذهنی خود و دیگران است و نقص دوم با عدم قطعیت[4] در مورد خود و دیگران همراه است که به‌عنوان کم‌ذهنی سازی[5] شناخته می شود (فوناگی، مولتون-

[1] reflective functioning
[2] Hypermentalizing
[3] Certainty
[4] Uncertainty
[5] Hypomentalizing

پرکینز، لی، وارن، هووارد و همکاران، ۲۰۱۶). سطوح بالای هر یک از ابعاد کنش تأملی، موجودیت‌های منفی تلقی می‌شوند، زیرا هر دوی آن‌ها ناتوانی پاسخ‌دهنده را در درک مبهم بودن وضعیت روانی یک فرد نشان می‌دهند (هاندلند، کریستنسن، لائو، هاکانسون و اوی، ۲۰۱۹). چندین مطالعه با استفاده از پرسشنامهٔ کنش تأملی نوجوانان نشان داده‌اند که نمرات بالاتر در خرده مقیاس عدم قطعیت با مشکلات بالاتر در تنظیم هیجان، سطوح بالاتر ناگویی هیجانی، ویژگی‌های شخصیت مرزی و اسکیزوتایپیال و اختلالات درونی‌سازی و برونی‌سازی در نوجوانان همراه است (بادود، لویتن، فانسکا- پدرو، الیز، فوناگی و دیبانه، ۲۰۱۵؛ گمبین و همکاران، ۲۰۲۱؛ موروسان، گیسلتا، بادود، توفل، الیز و دیبانه، ۲۰۲۰؛ سالامینیوس، موراسان، توفل، تانزر، الیز، بادود و همکاران، ۲۰۲۰؛ فوناگی و همکاران، ۲۰۱۶؛ پنر،گمبین و شارپ، ۲۰۱۹) علی‌رغم توضیحاتی که در پرسشنامهٔ کنش تأملی در مورد بعد قطعیت آمده است، پژوهش‌های مختلفی این موضوع را تأیید کرده‌اند که نمرات بالا در بعد قطعیت با استفادهٔ تطبیقی از اطلاعات حالات ذهنی ارتباط دارد. در پژوهش سید موسوی، وحیدی، قنبری و سکاکی (۲۰۲۱) برای بررسی روایی و پایایی پرسشنامهٔ کنش تأملی، مشخص شد که بعد قطعیت کنش تأملی با در نظر گرفتن دیدگاه دیگران همبستگی مثبت و با خرده مقیاس دشواری در شناسایی هیجانات در آزمون ناگویی هیجانی، همبستگی منفی دارد. همچنین پژوهش موراندوتی، برندینو، مرلی، بولدرینی، دویدویچریا، ریکاردو و همکاران (۲۰۱۸) نیز نشان داد که قطعیت از همبستگی منفی قابل ملاحظه‌ای با ناگویی هیجانی برخوردار است. فرض بر این است که کنش تأملی به‌عنوان عاملی محافظتی در برابر آسیب برای افراد در معرض تروما و سوءاستفاده قرار می‌گیرد و با تنظیم هیجان و عملکرد بین‌فردی سازگارتر مرتبط است (آنتونسن، جوهانسن، کیوارستین و ویلبرگ، ۲۰۱۶). اگرچه تحقیقات در مورد کنش تأملی نوجوانان محدود است، تحقیقات انجام شده نشان می‌دهد که این ظرفیت در طول دوران نوجوانی به تحول ادامه می‌دهد (پوزنیاک، موراسان، پرود، اسپرانزا، بادود و دیبانه، ۲۰۱۹؛ شارپ و هرناندز، ۲۰۲۱). کنش تأملی نقش مهمی در پیش‌بینی پیامدهای دوره نوجوانی دارد؛ پژوهش تابنر و کورث (۲۰۱۳) نشان داد برای نوجوانانی که از سطح کنش تأملی مناسبی برخوردار بودند، تجربیات آسیب‌زای اولیه با پرخاشگری ارتباطی نداشته است. تحقیقات طولی همچنین نشان داده است که برخورداری از سطح مناسب کنش تأملی در نوجوانی با کاهش علائم برونی سازی در یک دورهٔ ۱۰ ماهه تا ۵ ساله همراه بوده است (مورو سان و همکاران، ۲۰۲۰). به‌طور کلی تحقیقات نشان‌دهندهٔ اهمیت احتمالی کنش تأملی به‌عنوان عاملی محافظتی در مقابله با مشکلات و تجربیات ناگوار می‌باشد.

باتوجه به نقشی که این دوره در شروع بسیاری از اختلالات روانی دارد (یانگ، ساندمن و کراسک، ۲۰۱۹)، همچنین مشکلات و تأثیرات جدی‌ای که طرد و غفلت والدین ممکن است بر چگونگی تنظیم هیجانات نوجوانان داشته باشد، شناسایی عوامل تعدیل‌کنندهٔ تأثیرات طرد والدینی برتنظیم هیجانات حائز اهمیت است. همانطور که پیش‌تر اشاره شد، یکی از عوامل احتمالی که می‌تواند تجارب بدرفتاری و ناملایمات دوران کودکی را تعدیل کند، کنش تأملی است. در پژوهش‌های پیشین رابطهٔ دو به دوی این متغیرها تا حدودی مورد بررسی قرار گرفته ولی تاکنون مطالعه‌ای در زمینهٔ ارتباط این سه متغیر (تنظیم هیجان، کنش تأملی، ادراک پذیرش- طرد والدینی) با هم و نقش کنش تأملی به‌عنوان تعدیل‌کننده در رابطهٔ ادراک نوجوان از تجارب والدگری و تنظیم هیجان آن‌ها انجام نشده است. بنابراین پژوهش حاضر قصد دارد در ابتدا ۱) اثرات ادراک طرد پدر و مادر را بر تنظیم هیجانات نوجوانان مورد بررسی قرار دهد و ۲) مشخص سازد که هریک از ابعاد کنش تأملی چه تأثیری بر تنظیم هیجانات نوجوانان می‌گذارند و ۳) آیا ابعاد کنش تأملی می‌توانند اثرات ناشی از طرد والدین بر تنظیم هیجانات نوجوان را تعدیل کنند؟ از آنجایی که کنش تأملی قابل دستکاری بوده و می‌تواند در طول عمر تغییر کند، چنانچه نتایج پژوهش حاکی از تأثیر مثبت کنش تأملی در کاهش اثرات ناشی از طرد والدین در تنظیم هیجانات نوجوانان باشد، این مؤلفه می‌تواند به‌عنوان عاملی محافظتی در مقابله با مشکلات دوران نوجوانی به‌خصوص مشکلات مربوط با تنظیم هیجان در نظر گرفته شود و در برنامه‌های روان‌درمانی و پیشگیرانه مورد توجه قرار گیرد.



شکل ۱. مدل مفهومی پژوهش

روش

این پژوهش از نوع مطالعات همبستگی بود. جامعهٔ آماری این پژوهش را نوجوانان دختر و پسر محصل سنین ۱۸-۱۴ سال ساکن ایران در سال ۱۴۰۱-۱۴۰۰ تشکیل دادند. روش نمونه‌گیری

نیز به‌دلیل شیوع کرونا از نوع در دسترس و به‌صورت آنلاین بود. به‌دلیل شباهت روش مدل‌یابی معادلات ساختاری[1] با رگرسیون چند متغیری، می‌توان از روش‌هایی که با آن نمونه را در رگرسیون چند متغیری اندازه‌گیری می‌کند، حجم نمونه مورد نیاز برای مدل‌یابی معادلات ساختاری را به‌دست آورد. در نظر گرفتن ۱۵ مشاهده برای هر متغیر پیش‌بین، یک قاعدهٔ سرانگشتی خوب به‌حساب می‌آید (هومن، ۱۳۹۳). همچنین به پیشنهاد گاداگنولی و لیسر (۱۹۹۸)، در روش مدل‌یابی و تحلیل مسیر ۳۰۰ تا ۴۵۰ نمونه مورد نیاز است. از آن‌جایی که در پژوهش حاضر ۲۶ متغیر مشاهده‌پذیر وجود دارد، با در نظر گرفتن ۱۵ نمونه به‌ازای هر متغیر مشاهده پذیر و با در نظر گرفتن احتمال ریزش، در پژوهش حاضر ۴۱۳ نفر به پرسشنامه‌های پژوهش پاسخ دادند که از این تعداد ۱۳ نفر آنان که ملاک ورود به پژوهش را نداشتند حذف شدند و نمونهٔ نهایی ۴۰۰ نفر بود. زندگی همراه با پدر و مادر حداقل تا سن ۱۱ سالگی ملاک ورود و جواب ندادن به بیش از ۱۰ درصد از سوالات هر پرسشنامه از جمله ملاک خروج پژوهش بودند.

ابزارهای پژوهش

۱. مقیاس دشواری در تنظیم هیجان (DERS)

این مقیاس یک ابزار ۳۶ آیتمی است که گراتز و روئمر (۲۰۰۴) آن را برای ارزیابی دشواری در تنظیم هیجان ساخته‌اند. این مقیاس شامل شش زیرمولفهٔ عدم‌پذیرش پاسخ هیجانی (۱۱، ۱۲، ۲۱، ۲۳، ۲۵ و ۲۹)، دشواری در انجام رفتار هدفمند (۱۳، ۱۸، ۲۰، ۲۶ و ۳۳)، دشواری در کنترل تکانه (۳، ۱۴، ۱۹،۲۴، ۲۷و ۳۲)، فقدان آگاهی هیجانی (۲، ۶، ۸، ۱۰، ۱۷ و ۳۴)، دسترسی محدود به راهبردهای تنظیم هیجانی (۱۵، ۱۶، ۲۲، ۲۸، ۳۰، ۳۱، ۳۵ و ۳۶) و عدم‌وضوح هیجانی (۱، ۴، ۵، ۷ و ۹) است. نحوهٔ پاسخ‌دهی به سوالات پرسشنامه براساس مقیاس ۵ درجه‌ای لیکرت از (تقریباً هرگز=۱ تا تقریباً همیشه=۵) است. سوالات ۱، ۲، ۶، ۷، ۸، ۱۰، ۱۷، ۲۰، ۲۲، ۲۴ و ۳۴ به‌صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. نمرات بین ۳۶ تا ۷۲ بیانگر دشواری پایین در تنظیم هیجان، نمرات ۷۲ تا ۱۰۸ بیانگر دشواری متوسط در تنظیم هیجان و نمرات بالای ۱۰۸ بیانگر این است که دشواری در تنظیم هیجان در حد بالا است. بررسی‌های سازندگان، پایایی این مقیاس را براساس بازآزمایی، ۰/۸۸ و همسانی درونی مقیاس را براساس آلفای کرونباخ برای کل مقیاس ۰/۹۳ و برای خرده‌مقیاس‌ها بیشتر از ۰/۸ گزارش کرده‌اند

[1] StructuralEquation Modeling (SEM)

(گراتز و روئمر، ۲۰۰۴). ساختار عاملی و ویژگی روانسنجی مقیاس دشواری برای نظم‌بخشی هیجانی در جمعیت ایران و در نمونه‌های بالینی و غیربالینی مورد تأیید قرار گرفته است (بشارت، ۱۳۹۷). خانزاده و همکاران (۱۳۹۱) این پرسشنامه را روی ۳۶۳ نفر از دانشجویان دانشگاه شیراز اجرا کرده‌اند، در پژوهش آنان ضریب آلفای کرونباخ برای زیرمقیاس‌ها بین ۰/۸۶ تا ۰/۸۸ و ضریب پایایی بازآزمایی پس از یک هفته بازآزمون بین ۰/۷۹ تا ۰/۹۱ در نوسان بوده است؛ همچنین روایی این آزمون با استفاده از تحلیل عاملی بررسی شده که تأیید کنندهٔ روایی سازه، همگرا و تشخیص افتراقی است.

۲. (فرم کوتاه) پرسشنامهٔ پذیرش- طرد والدین (PARQ)

این پرسشنامه یک ابزار خود گزارش‌دهی است که توسط روهنر (۲۰۰۵) به‌منظور ارزیابی ادراک هر فرد از پذیرش- طرد والدینش ساخته شده است. فرم کوتاه پرسشنامه از ۲۴ عبارت تشکیل شده است و دارای چهار خرده‌مقیاس است: ۱- صمیمت/ عاطفه (۱، ۳، ۹، ۱۲، ۱۷، ۱۹، ۲۲، ۲۴) که تمام سوالات این خرده‌مقیاس به‌شیوهٔ معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. ۲- خصومت/ پرخاشگری (۴، ۶، ۱۰، ۱۴، ۱۸، ۲۰)، ۳- بی‌تفاوتی/ نادیده گرفتن (۲، ۷، ۱۱، ۱۳، ۱۵، ۲۳) و ۴- طرد نامتمایز (۵، ۸، ۱۶، ۲۱) است. شرکت‌کنندگان پاسخ خود به عبارت‌ها را در یک مقیاس لیکرت ۴ درجه‌ای از (تقریباً هرگز درست نیست=۱ تا تقریباً همیشه درست است=۴) ثبت می‌کنند. مجموع چهار خرده‌مقیاس معیاری از ادراک پذیرش- طرد والدینی است. محدودهٔ نمرات این پرسشنامه (نسخه فرم کوتاه) از ۲۴ (حداکثر ادراک پذیرش والدینی) تا ۹۶ (حداکثر ادراک طرد والدینی) است. نمرات ۶۰ یا بالاتر نشان‌دهندهٔ طرد بیشتر است. برای ارزیابی میزان ادراک پذیرش-طرد پدر و مادر، این پرسشنامه یک‌بار توسط پدر و یک‌بار توسط مادر پر می‌شود. میانگین ضریب آلفا برای PARQ در پروژهٔ بین‌المللی پذیرش- طرد (روهنر، ۲۰۱۴) که در ۱۳ کشور تکمیل شد، به ترتیب ۰/۹۳ و ۰/۹۰ برای نسخه‌های مادر و پدر بود. تحلیل عاملی این پرسشنامه نشان داده که ساختار چهار عاملی این پرسشنامه بهترین برازش را دارد (گومز و روهنر، ۲۰۱۱؛ گومز و سوهامی، ۲۰۱۴). در فراتحلیلی که به‌وسیلهٔ خالق و روهنر (۲۰۰۲) انجام گرفت، میانگین ضریب آلفای تمامی نسخه‌های این پرسشنامه برابر ۰/۸۹ به‌دست آمد. همچنین میانگین ضریب بازآزمایی آن با متوسط فاصلهٔ زمانی ۱۵ ماه، ۰/۶۲ گزارش شده است (خالق و روهنر، ۲۰۰۲). همچنین در ایران درزی‌رامندی و شیخ‌الاسلامی (۱۳۹۶) نیز برای بررسی روایی سازه این پرسشنامه در پژوهش خود از روش تحلیل عاملی تأییدی استفاده کردند و ساختار ۴ عاملی آن را تأیید کردند. در پژوهش آن‌ها ضریب آلفای نمرهٔ کل فرم مادر و پدر نیز به ترتیب ۰/۹۷ و ۰/۹۵ به‌دست آمد.

۳(RFQ-Y). پرسشنامۀ کنش تأملی

یک پر سشنامۀ خودگزارش‌دهی ا ست (فوناگی و همکاران، ۲۰۱۶) و از ۸ گویه ت شکیل شده است و کنش تأملی را براساس دو بعد قطعیت (RFQc) و عدم قطعیت (RFQu) راجع‌به حالات ذهنی مورد ارزیابی قرار می‌دهد. شرکت‌کنندگان پاسخ خود به گویه‌ها را در یک مقیاس لیکرت ۷ در جه‌ای از "کاملاً مخالفم" تا "کاملاً موافقم" ثبت می‌کنند. نمرات هر دو خرده‌مقیاس برا ساس نمره‌دهی مجدد ۶ گویه محا سبه می‌گردد. برای به‌د ست آوردن میزان قطعیت راجع‌به حالات ذهنی، موارد ۱ تا ۶ مجددا به‌صورت (۳، ۲، ۱، ۰، ۰، ۰ و ۰) نمره‌گذاری می‌شوند. میزان موافقت متو سط منعکس‌کنندۀ سطح سازگارانۀ کنش تأملی و میزان کم موافقت، ن شان‌دهندۀ قطعیت شدید راجع‌به حالات ذهنی ا ست که به‌عنوان بیش‌ذهنی‌سازی شناخته می‌شود. برای به‌دست آوردن نمرۀ خرده‌مقیاس عدم قطعیت در مورد حالات ذهنی (RFQu)، آیتم‌های ۲، ۴، ۵، ۶ و ۸ به صورت (۰، ۰، ۰، ۱، ۲ و ۳) و آیتم ۷ به صورت معکوس یعنی (۳، ۲، ۱، ۰، ۰، ۰ و ۰) مجددا نمره‌گذاری می‌شود. نمرات بالا نشان‌دهندۀ کم‌ذهنی‌سازی است. فوناگی و همکاران (۲۰۱۶) آلفای کرونباخ را برای زیرمقیاس عدم قطعیت ۰/۷۷ و برای زیرمقیاس قطعیت ۰/۶۵ گزارش کردند. در ایران، سید مو سوی و همکاران (۲۰۲۱)، این پر سشنامه را بر روی گروهی از ۳۶۹ نوجوان (۱۹۵ دختر، ۱۷۴ پسر) اجرا کردند. آن‌ها سازگاری درونی را برای خرده‌مقیاس (RFQc)، ۰/۷۰۷ برای خرده‌مقیاس (RFQu)، ۰/۶۲۴ گزارش کردند و ضریب همبستگی باز آزمون در مورد خرده‌مقیاس (RFQc)، ۰/۷۸۰ و برای خرده‌مقیاس (RFQu)، ۰/۸۱۳ گزارش شد. پژوهش آن‌ها در بر رسی روایی پر سشنامه نسبت به سایر پر سشنامه‌ها نشان داد که خرده‌مقیاس RFQc با در نظر گرفتن دیدگاه‌های مختلف همبستگی مثبت داشت و با دشواری در شناسایی هیجانات در پرسشنامۀ ناگویی هیجانی و با خرده‌مقیاس باورهای منفی در مورد نگرانی آزمون فراشناخت که با خطر و کنترل‌ناپذیری مرتبط هستند، همبستگی منفی داشت. خرده‌مقیاس RFQu با در نظر گرفتن دیدگاه‌های مختلف، همدلی شناختی و ذهن‌آگاهی همبستگی منفی و با خرده‌مقیاس باور های منفی در مورد نگرانی در آزمون فراشناخت که با خطر و کنترل‌ناپذیری مرتبط هستند و مشکلات در شناسایی هیجانات از پرسشنامۀ ناگویی هیجانی، همبستگی مثبت داشت (سید موسوی و همکاران، ۲۰۲۱).

شیوۀ اجرای پژوهش

پس از دریافت کد اخلاق از کمیته اخلاق دانشگاه شهید بهشتی، پرسشنامه‌های ذکر شده از طریق سامانهٔ پرس‌لاین به‌صورت پرسشنامه الکترونیکی تهیه شدند و نوجوانان از تمام نقاط کشور که داوطلب شرکت در پژوهش بودند، پرسشنامهٔ پژوهش که به‌صورت اینترنتی و از طریق فضای مجازی (اینستاگرام، واتس‌اپ، تلگرام و توییتر) در اختیارشان قرار گرفته بود را پر کردند. همچنین برای سهولت دسترسی به نوجوانان محصل، از تعدادی مشاور تحصیلی که به‌صورت مجازی خدمات مشاوره‌ای را به دانش‌آموزان اقصی نقاط کشور ارائه می‌کردند، نیز درخواست شد تا لینک پژوهش را در اختیار دانش‌آموزانی قرار دهند که داوطلب شرکت در پژوهش هستند.

یافته‌ها

نمونهٔ نهایی پژوهش حاضر را ۴۰۰ نفر (۲۸۷ دختر و ۱۱۳ پسر) تشکیل دادند. از نظر سنی، پاسخگویان در دامنهٔ سنی ۱۴ تا ۱۸ سال (میانگین= ۱۷ و انحراف استاندارد= ۱/۱۵) قرار داشتند.۶ در صد تک فرزند، حدود نیمی از آنان (۴۷/۳ در صد) فرزند اول، ۲۹/۸ در صد فرزند دوم و ۱۷ در صد، فرزند سوم یا بیشتر بودند. پایه تحصیلی شرکت‌کنندگان شامل دوازدهم (۵۱/۵ درصد)، یازدهم (۲۳/۸ درصد)، دهم (۱۱/۵ درصد) و هفتم تا نهم (۱۳/۲ درصد) بود.

نتایج به‌دست آمده در دو سطح توصیفی و استنباطی مورد بررسی قرار گرفتند. در سطح توصیفی به بررسی متغیرهای پژوهش با استفاده از (فراوانی، میانگین و انحراف استاندارد) پرداخته شد و در سطح استنباطی از همبستگی اسپیرمن برای بررسی همبستگی دوتایی متغیرها، تحلیل عاملی تأییدی برای بررسی روایی و پایایی پرسشنامه‌ها و برای ارزیابی مدل پژوهش از مدل‌یابی معادلات ساختاری استفاده شد.

جدول ۱. شاخص‌های توصیفی متغیرهای پژوهش

متغیرها	تعداد نمونه	میانگین	انحراف معیار	بازهٔ نمرات کسب‌شده	
				کمترین	بیشترین
ادراک طرد مادر	۴۰۰	۴۸/۶۴	۱۳/۳۶	۲۴	۹۲
ادراک طرد پدر	۴۰۰	۵۱/۴۱	۱۵/۸۵	۲۴	۹۶
بعد عدم قطعیت کنش تأملی	۴۰۰	۴/۹۸	۴/۳۷	۰	۱۸
بعد قطعیت کنش تأملی	۴۰۰	۵/۱۹	۴/۴۵	۰	۱۸
دشواری در تنظیم هیجانات	۴۰۰	۹۹/۸۳	۲۵/۷۹	۴۳	۱۷۶

جهت بررسی توزیع داده‌ها از نظر نرمال یا غیرنرمال بودن، از آزمون کولموگروف- اسمیرنف (جدول۲) و سپس از ضریب همبستگی و معادلات ساختاری جهت آزمون فرضیه‌ها و سوالات تحقیق استفاده شد.

جدول ۲. نتایج مربوط به آزمون نوع توزیع داده‌ها

متغیرها	آزمون کولموگروف- اسمیرنف		نتیجه
	مقدار آماره	معناداری	
ادراک طرد مادر	۰/۰۷۵	۰/۰۰۱	غیرنرمال
ادراک طرد پدر	۰/۰۷۳	۰/۰۰۱	غیرنرمال
بعد عدم قطعیت کنش تأملی	۰/۱۲۹	۰/۰۰۱	غیرنرمال
بعد قطعیت کنش تأملی	۰/۱۴۳	۰/۰۰۱	غیرنرمال
دشواری در تنظیم هیجانات	۰/۰۴۸	۰/۰۲۹	غیرنرمال

همانطور که در جدول فوق مشخص است، سطح معناداری همهٔ متغیرها کمتر از ۰/۰۵ بوده و نشان می‌دهد که توزیع داده‌ها غیر نرمال می‌باشد. بنابراین برای بررسی همبستگی بین داده‌ها، از همبستگی اسپیرمن (جدول ۳) استفاده شد.

جدول ۳. ماتریس همبستگی اسپیرمن بین متغیرهای پژوهش و آزمون فورنل و لارکر

متغیرها	۱	۲	۳	۴	۵
ادراک طرد مادر	۰/۷۴۳				
ادراک طرد پدر	۰/۵۲۷**	۰/۷۴۱			
بعد عدم قطعیت کنش تأملی	۰/۱۷۷**	۰/۲۴۶**	۰/۷۲۳		
بعد قطعیت کنش تأملی	-۰/۱۷۶**	-۰/۱۹۶**	-۰/۴۵۶**	۰/۷۱۴	
دشواری در تنظیم هیجانات	۰/۴۸۰**	۰/۴۹۵**	۰/۳۲۶**	-۰/۳۰۰**	۰/۷۲۴

*P<۰/۰۵ **P<۰/۰۱

پس از بررسی نوع توزیع داده‌ها و همبستگی بین متغیرها، برای بررسی سوالات پژوهش از مدل‌یابی معادلات ساختاری استفاده شد. در قسمت مدل‌سازی، از نرم‌افزار اسمارت پی‌ال‌اس نسخه ۳ استفاده شده است. تحلیل مدل مفهومی تحقیق با روش پی‌ال‌اس نیازمند گذر از سه مرحلهٔ اساسی (بررسی برازش مدل‌اندازه‌گیری، مدل ساختاری و مدل کلی) بوده که هر کدام از

این مراحل چندین شاخص و معیار را در دل خود جای داده که باید تمامی این شاخص‌ها و معیارها مورد تأیید قرار گیرد تا مدل دارای اعتبار شود.

بررسی مدل اندازه‌گیری

برای مدل اندازه‌گیری باید مواردی مانند بار عاملی گویه‌ها، آلفای کرونباخ، پایایی ترکیبی، روایی واگرا و روایی همگرا مورد بررسی قرار بگیرند. مقدار بارعاملی هر یک از متغیرهای مشاهده‌پذیر با متغیر پنهان مربوطه حداقل مقدار قابل قبول ۰/۴ (هولاند، ۱۹۹۹) می‌باشد. در این پژوهش مقدار t و بارعاملی استاندارد شده بین سوالات و متغیرها در تمامی موارد به ترتیب بیشتر از ۱/۹۶ و ۰/۴ محاسبه شده است. ضریب آلفای کرونباخ و ضریب پایایی ترکیبی معیارهایی برای بررسی سازگاری درونی بین متغیرهای مشاهده‌پذیر در یک مدل اندازه‌گیری محسوب می‌شوند. معیار قابل‌قبول برای ضریب آلفای کرونباخ و ضریب پایایی ترکیبی که نشان‌دهنده پایایی مدل اندازه‌گیری خواهد بود، حداقل مقدار ۰/۷ (کرونباخ، ۱۹۵۱؛ داوری و رضازاده، ۱۳۹۲) می‌باشد. منظور از روایی همگرا سنجش میزان تبیین متغیر مکنون توسط متغیرهای مشاهده‌پذیر است که با معیار میانگین واریانس استخراج شده (AVE) سنجیده می‌شود. برای این شاخص حداقل مقدار ۰/۵ (فورنل و لارکر، ۱۹۸۱) در نظر گرفته می‌شود. نتایج مربوط به بررسی روایی همگرا، پایایی ترکیبی و آلفای کرونباخ در جدول (۴) مشخص شده است. برای بررسی روایی واگرا از روش فورنل و لارکر (۱۹۸۱) استفاده شد. جذر AVE هر متغیر در قطر اصلی قرار دارد و مقادیر همبستگی متغیرها در زیر قطر اصلی قرار گرفته است. لزوم تأیید روایی واگرا در این روش، بیشتر بودن قطر اصلی از مقادیر زیرین آن می‌باشد که در این تحقیق طبق جدول (۳) این اتفاق رخ داده و روایی واگرا به روش فورنل و لارکر تأیید می‌شود.

جدول ۴. شاخص‌های ضریب آلفای کرونباخ و ضریب پایایی ترکیبی و بررسی روایی همگرا

متغیرها	ضریب آلفای کرونباخ (Alpha>۰/۷)	ضریب پایایی ترکیبی (CR>۰/۷)	میانگین واریانس استخراجی (AVE>۰/۵)	نتیجه
ادراک طرد مادر	۰/۹۱۰	۰/۹۲۱	۰/۵۵۲	مطلوب
ادراک طرد پدر	۰/۹۲۵	۰/۹۳۳	۰/۵۴۹	مطلوب
عد قطعیت کنش تأملی	۰/۸۰۴	۰/۸۶۱	۰/۵۱۰	مطلوب

[1]Average Variance Extracted

بعد عدم قطعیت کنش تأملی	۰/۸۱۳	۰/۸۶۶	۰/۵۲۳	مطلوب
دشواری در تنظیم هیجانات	۰/۹۳۶	۰/۹۴۲	۰/۵۲۴	مطلوب

بررسی مدل ساختاری

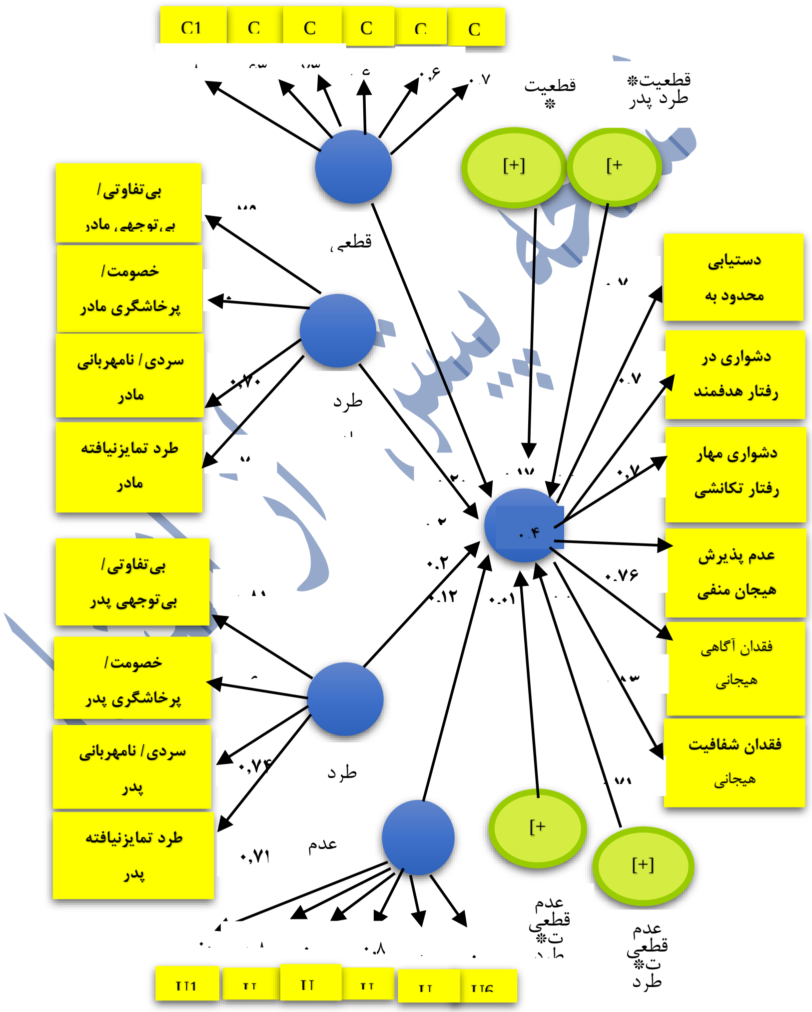
معیار اول از برر سی مدل ساختاری، ضرایب معناداری t بین متغیرهای مکنون ا ست. چنانچه مقدار به‌دست آمده بیشتر از ۱/۹۶ شده باشد، آن رابطه یا فرضیه تأیید می‌شود (جدول ۵).

جدول ۵. بررسی روابط درون مدل ساختاری

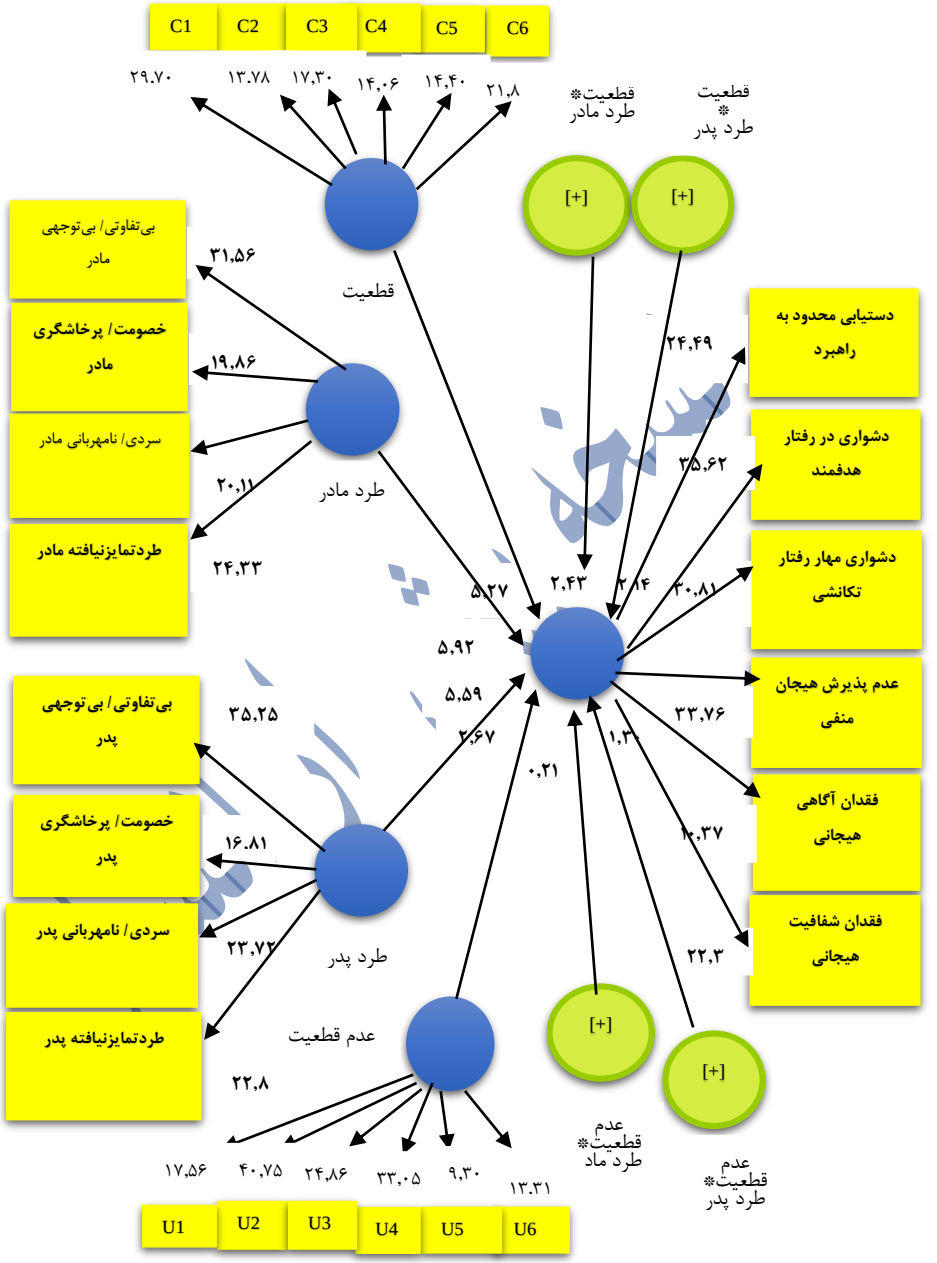
مسیر: متغیر مستقل ← متغیر وابسته	ضریب مسیر	T_value	معناداری	نتیجه
ادراک طرد مادر← دشواری در تنظیم هیجان	۰/۲۵۰	۵/۹۲۴	۰/۰۰۱	تأیید
ادراک طرد پدر← دشواری در تنظیم هیجان	۰/۲۶۵	۵/۵۹۷	۰/۰۰۱	تأیید
بعد قطعیت← دشواری در تنظیم هیجان	-۰/۲۰۴	۵/۲۷۰	۰/۰۰۱	تأیید
بعد عدم قطعیت← دشواری در تنظیم هیجان	۰/۱۲۲	۲/۲۷۹	۰/۰۰۸	تأیید
ادراک طرد مادر × بعد قطعیت ← دشواری در تنظیم هیجان	-۰/۱۱۶	۲/۴۳۱	۰/۰۱۵	تأیید
ادراک طرد پدر × بعد قطعیت ← دشواری در تنظیم هیجان	-۰/۰۸۹	۲/۱۴۳	۰/۰۳۳	تأیید

نسخه پیش از انتشار

ادراک طرد مادر × بعد عدم قطعیت ← دشواری در تنظیم هیجان	۰/۰۱۱	۰/۲۱۱	۰/۸۳۳	عدم تأیید
ادراک طرد پدر × بعد عدم قطعیت ← دشواری در تنظیم هیجان	۰/۰۷۰	۱/۳۰۶	۰/۱۹۲	عدم تأیید



شکل۲. مدل پژوهش در حالت ضرایب مسیر استاندارد شده (ارزیابی مدل‌های ساختاری و کلی)



شکل ۳. مدل پژوهش در حالت معناداری t (ارزیابی مدل‌های ساختاری و کلی)

معیارهای بعدی برای بررسی مدل ساختاری، ضریب تعیین (R^2) و شاخص ارتباط پیش‌بین (Q^2) هستند. ضریب تعیین نشان‌دهندهٔ تأثیر یک متغیر برون‌زا بر یک متغیر درون‌زا است که سه مقدار ۰/۱۹، ۰/۳۳ و ۰/۶۷ به‌عنوان مقدار ملاک برای مقادیر ضعیف، متوسط و قوی ضریب تعیین در نظر گرفته می‌شوند (چین، ۱۹۹۸). مقدار ضریب تعیین دشواری در تنظیم هیجان برابر با ۰/۴۵۰ برآورد شده است. لذا می‌توان نتیجه گرفت که متغیرهای مستقل مدل در مجموع توانسته‌اند ۴۵ درصد از تغییرات دشواری در تنظیم هیجان را پیش‌بینی نمایند. شاخص ارتباط پیش‌بین قدرت پیش‌بینی مدل در متغیرهای وابسته را مشخص می‌کند. سه مقدار ۰/۰۲، ۰/۱۵و ۰/۳۵ را به‌عنوان قدرت پیش‌بینی کم، متو سط و قوی تعریف شده ا ست. در این پژوهش قدرت مدل در خصوص پیش‌بینی متغیر درونزا ۰/۲۲ شد که در سطح مطلوب و قابل قبول قرار دارد.

بررسی مدل کلی

وجود دارد. این آزمون کیفیت کلی از مدل‌های GOF[1]جهت ارزیابی مقدار برازندگی کل مدل، شاخص به‌ترتیب برازش GOFاندازه‌گیری و ساختاری را تعیین می‌کند. سه مقدار ۰/۱ ، ۰/۲۵ و ۰/۳۶ برای ضعیف، متوسط و قوی را نشان می‌دهد (وتزلز، اسکرودر، ون اپن، ۲۰۰۹) که در پژوهش حاضر مقدار آن ۰/۴۰۱ محاسبه شده که نشان از برازش قوی مدل کلی تحقیق است.

پس از طی مراحل فوق به بررسی سوالات پژوهش پرداخته شد. برای بررسی سوالات و روابط بین و ضرایب استاندارد استفاده شد (جدول ۶). همانطور که در tمتغیرهای پژوهش از ضریب معنی‌داری جدول (۵) ملاحظه می‌شود، به‌جز دو مسیر تعدیل‌گری بعد عدم‌قطعیت، سایر مسیرهای مدل به لحاظ آماری مورد تأیید قرار گرفته است (P<۰/۰۵).

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش با هدف آزمودن نقش تعدیل‌کنندگی کنش تأملی در رابطهٔ ادراک پذیرش- طرد والدینی و تنظیم هیجانات در نوجوان انجام شد. نتایج حاصل از پژوهش در رابطه با تأثیر ادراک طرد پدر و مادر بر تنظیم هیجان نوجوانان نشان داد که ادراک طرد مادر و پدر با دشواری در تنظیم هیجانات نوجوانان رابطهٔ مثبت و معناداری دارند. نتایج پژوهش هم سو با مطالعات طولی و فراتحلیل‌های انجام گرفته در زمینهٔ بررسی تأثیر ادراک طرد پدر و مادر بر سازگاری روانی فرزندان است. این مطالعات نشان دادند ادراک طرد هم پدر و هم مادر با عدم پاسخگویی هیجانی و بی‌ثباتی هیجانی مرتبط است (خالق، ۲۰۱۷؛ خالق و علی، ۲۰۱۷). در توجیه این

[1] Goodness of fit

یافته می‌توان گفت افرادی با سابقهٔ تجربهٔ بدرفتاری و طرد از جانب والدین به‌جای کسب توانایی لازم در جهت تعدیل و تنظیم هیجانات، متحمل برانگیختگی هیجانی می‌شوند و به‌سختی می‌توانند فهم هیجانی خود را افزایش دهند (عرفانی‌فر، زرانی و شکری، ۱۳۹۷). به‌منظور اجتناب از درد عاطفی مرتبط با طرد شدن، ممکن است کودکان تمایل کمتری به تجربه و ابراز احساسات خود داشته باشند. این درجه از اجتناب هیجانی و عدم پاسخگویی ممکن است کودکان را از یادگیری راهبردهای تنظیم هیجان سازگارانه بازدارد، بنابراین، منجر به مشکلاتی با اختلالات عاطفی در آینده می‌شود (روهنر، خالق و کورنویر، ۲۰۱۲).

طبق یافته‌های پژوهش، بعد قطعیت با دشواری در تنظیم هیجانات نوجوانان رابطهٔ منفی و معناداری دارد؛ در حالیکه رابطهٔ بعد عدم قطعیت با دشواری در تنظیم هیجانات مثبت و معنادار است. مطالعات قبلی نیز نشان می‌دهند که نمرات بالا در بعد عدم قطعیت کنش تأملی، عدم استفاده از حالات ذهنی به‌منظور توضیح رفتارها را توصیف می‌کند؛ در حالیکه نمرات بالا در بعد قطعیت با استفاده تطبیقی از اطلاعات حالات ذهنی در زمینه‌های رابطه‌ای و اجتماعی ارتباط دارد (بادود و همکاران، ۲۰۱۵؛ فوناگی و همکاران، ۲۰۱۶). این یافته‌ها با مفروضات نظری زیربنای شکل‌گیری بعد قطعیت که قرار است بیش‌ذهنی‌سازی را نشان دهد، تناقض دارد (وزنیاک، گمبین، کودو و شارپ، ۲۰۲۲). عدم قطعیت ممکن است نشانگر خوبی از ویژگی‌های معمولی مرتبط با مشکلات بالینی باشد، در حالیکه قطعیت ممکن است نشانگر سازگاری روانی برای نوجوانان باشد. از این نظر، هر چه فرد از کنش تأملی نامناسبی برخوردار باشد، مشکلات بیشتری در رابطه با بی‌نظمی هیجانی و مشکلات هیجانی می‌توان انتظار داشت (فوناگی و همکاران، ۲۰۱۶). بنابراین کنش تأملی نقش بسیار مهمی در تنظیم هیجان با ارائهٔ آگاهی و درک حالات ذهنی خود و دیگران و همچنین توانایی شناسایی و مدیریت صحیح ایفا می‌کند. به‌طور مشابه، اما در جهت مخالف، به نظر می‌رسد برخورداری از سطح کنش تأملی نامناسب نوجوانان که در پژوهش‌ها با بعد عدم قطعیت کنش تأملی سنجیده می‌شود، منعکس‌کنندهٔ پریشانی هیجانی از جمله مشکل در تشخیص و تمایز بین احساسات و احساسات بدنی، توصیف احساسات به دیگران است (بیزی، ریوا، بورلی، چارپنتر- مورا، بمبا، کاوانا و همکاران، ۲۰۲۲).

در ارتباط با آزمودن نقش تعدیل‌گری ابعاد کنش تأملی نتایج حاصل از پژوهش نشان داد که بعد قطعیت کنش تأملی در رابطهٔ ادراک طرد پدر و مادر با دشواری در تنظیم هیجانات، نقش تعدیل‌کننده ایفا می‌کند بدین صورت که نمرات متوسط و بالای بعد قطعیت می‌تواند اثرات ادراک طرد را بر دشواری در تنظیم هیجان کاهش دهد در صورتیکه بعد عدم قطعیت رابطهٔ بین ادراک طرد والدینی و دشواری در تنظیم هیجانات را تعدیل نکرد. در تبیین این یافته

همانطور که در قسمت قبل توضیح داده شد، به‌نظر می‌رسد برخلاف توضیحات ابزار در مورد بعد قطعیت که نشان‌دهندهٔ آسیب در کنش تأملی است، پژوهش حاضر نشان داد که نمرات متوسط و بالاتر از متوسط در این بعد می‌تواند به‌عنوان یک عامل محافظتی عمل کند و اثرات طرد بر دشواری تنظیم هیجانی را کاهش دهد. کنش تأملی فرد به‌عنوان عاملی محافظتی در مواجهه با تجارب نامطلوب زندگی عمل می‌کند (فوناگی ، تارگت، گرجلی، ۲۰۰۰). به‌طور خاص، کنش تأملی ممکن است افراد را قادر سازد تا احساسات ناشی از تجارب دشوار زندگی را درک کرده و آن را به‌گونه‌ای متفاوت تجربه کنند. درگیر شدن در فرآیندی تأملی در مورد این وقایع، ممکن است تأثیر منفی چنین تجربیاتی را بر فرد کاهش دهد (فوناگی و همکاران، ۲۰۰۲). به‌نظر می‌رسد برخورداری ازسطح کنش تأملی مناسب (که در این پژوهش با نمرات بالاتر در بعد قطعیت مشخص شده است) به نوجوانان کمک می‌کند تا از درک خود در مورد تجربیات نامطلوبی که در رابطه با والدینشان داشتند، تجدید نظر کنند و رفتارهای آنان را مبنی بر بی‌ارزشی خود تلقی نکنند و بتوانند در بروز هیجانات و یا مدیریت آن به‌طور مؤثرتری عمل کند.

در مورد بعد عدم قطعیت، یکی از دلایل عدم معناداری نقش تعدیل‌کنندگی این بعد می‌تواند ناشی از آن باشد که نمونهٔ این پژوهش از افراد عادی بودند و کنش تأملی و به‌طور خاص بعد عدم قطعیت کنش تأملی بیشتر در نمونه‌های بالینی معنادار می‌شود. همچنین می‌توان اینگونه استدلال کرد که ادراک طرد والدینی پیش‌بین قوی برای دشواری در تنظیم هیجانات نوجوانان می‌باشد؛ به‌گونه‌ای که هر عامل حائز اهمیت دیگری شاید نتواند از اثرات آن بکاهد. کنش تأملی و تنظیم هیجانات در یک رابطهٔ دلبستگی‌محور و روابط والد- فرزندی شکل می‌گیرند؛ بنابراین، کنش تأملی نه تنها می‌تواند اثرات ناشی از دشواری در تنظیم هیجانات که ناشی از شکل‌گیری در چنین رابطه‌ای است را تعدیل کند، بلکه خود نیز به شدت تحت تأثیر آن می‌تواند قرار گیرد؛ به عبارتی ممکن است ادراک طرد والدینی اثر خود را به‌واسطهٔ سطوح نامناسب کنش تأملی بر دشواری در تنظیم هیجان اعمال کند. شاید انجام پژوهشی با در نظر گرفتن کنش تأملی به‌عنوان متغیر میانجی به‌جای تعدیل‌گر بتواند این رابطه را بهتر توضیح دهد.

یافته‌های حاصل از پژوهش اهمیت نقش ادراک پذیرش- طرد والدینی را در چگونگی مدیریت و ابرازگری هیجانی نوجوانان پررنگ‌تر کرد و نشان داد در صورتیکه نوجوانان از کنش تأملی خوبی برخوردار باشند، می‌توانند با تأثیرات حاصل از طرد والدینی به شکل مطلوب‌تری کنار آیند. بنابراین کمک به بهبود سطح کنش تأملی نوجوانان می‌تواند به‌عنوان یکی از راه‌های مقابله با تجربیات ناگوار در دستور کار متخصصانی قرار بگیرد که در زمینهٔ کودک و نوجوان و روابط

والد- فرزندی کار می‌کنند. با این‌حال، مهم است که بدانیم این بررسی همبستگی و مقطعی تنها نشان داد که کنش تأملی ارتباط بین ادراک طرد والدینی و دشواری در تنظیم هیجان را در یک نقطه از زمان تعدیل می‌کند و تأیید یک مدل علی را امکان‌پذیر نمی‌سازد. بر این اساس، به پژوهشگران علاقه‌مند به این حوزه پیشنهاد می‌شود تا با استفاده از طرح‌های آینده‌نگری که در آن تمامی اندازه‌گیری‌های به عمل آمده از مفاهیم مختلف در فواصل زمانی متفاوت انجام می‌شوند، روابط علی بین متغیرها را در الگوی ساختاری مورد بررسی قرار دهند. از جمله محدودیت‌های این پژوهش این بود که اطلاعات مربوط به پژوهش، فقط از گزارش‌های خود نوجوانان به‌دست آمده است که ممکن است تصویر کاملاً دقیقی در موقعیت‌های بین‌فردی منعکس نکند. استفاده از اطلاعات چندگانه (گزارش‌های والدین، همسالان و معلمان) و روش‌های متعدد، به‌عنوان مثال، مشاهدات ساختاریافته و نیمه‌ساختاریافته از نوجوانان در تعامل با والدین خود ممکن است درک ما را از نتایج حاصل از پژوهش افزایش دهد. با وجود این‌که روایی و پایایی پرسشنامه کنش تأملی در بسیاری جوامع تأیید شده است؛ با این‌حال، مولر، وندت، اسپایزر، ماسور، بک و زیمرمن (۲۰۲۲) انتقاداتی را بر روایی و پایایی پرسشنامه کنش تأملی و شیوهٔ نمره‌گذاری آن مطرح کرده‌اند. آن‌ها بیان می‌کنند که گویه‌های این ابزار در اصل عدم قطعیت را می‌سنجد و برای به‌دست آوردن بعد قطعیت باید نمره‌گذاری را معکوس کرد؛ به‌عبارتی، این ابزار به‌جای اندازه‌گیری بعد قطعیت، نبودن عدم قطعیت را می‌سنجد. بنابراین یافته‌های حاصل از پژوهش باید با احتیاط تفسیر گردد. در این پژوهش، شیوهٔ نمونه‌گیری به دلایل شیوع کرونا و محدودیت‌های مرتبط با مراجعهٔ حضوری به مدارس در این دوران، از نوع در دسترس و در بستر فضای مجازی بود. پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های بعدی از روش نمونه‌گیری معتبرتری استفاده شود.

موازین اخلاقی

این پژوهش دارای کد اخلاق به شناسهٔ IR.SBU.REC.1400.249 از کمیتهٔ اخلاق دانشگاه شهید بهشتی است. همچنین در اختیار قرار دادن اطلاعات کافی به شرکت‌کنندگان در رابطه با چگونگی انجام پژوهش و روش انتشار اطلاعات، احترام به اصل رازداری و عدم مغایرت با موازین فرهنگی جامعه ایران در این پژوهش رعایت شده است.

سپاسگزاری

از تمام نوجوانان عزیزی که در این پژوهش شرکت کردند و ما را در به انجام ر ساندن آن یاری

نمودند، کمال تشکر را داریم.

مشارکت نویسندگان

این مقاله برگرفته از پایان‌نامهٔ کار شنا سی ار شد نویسندهٔ اول در ر شتهٔ روان شنا سی بالینی خانواده دانشگاه شهید بهشتی می‌با شد. نویسندهٔ اول مقاله، وظیفهٔ جمع‌آوری و تحلیل آماری داده‌ها و نو شتار مقاله را بر عهده دا شته ا ست. این پژوهش از زمان شروع و طراحی آن تا اتمام کار، تحت نظارت استاد راهنما (نویسندهٔ دوم) انجام گرفته است.

تعارض منافع

مقالهٔ حاضر حامی مالی و تعارض منافع ندارد.

منابع

بشارت، محمدعلی. (۱۳۹۷). مقیاس دشواری در تنظیم هیجان. *اندیشه و رفتار در روان‌شناسی بالینی، ۱۲(۴۷)*، ۹۲-۸۹. [پیوند]

خانزاده، مصطفی.، سعیدیان، محسن.، حسین‌چاری، مسعود.، و ادریسی، فروغ. (۱۳۹۱). ساختار عاملی و ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس دشواری در نظم‌بخشی هیجانی، علوم رفتاری، ۶(۱)، ۳۳-۲۴. [پیوند]

داوری، علی.، و رضازاده، آرش. (۱۳۹۲). *مدل‌سازی معادلات ساختاری با PLS*. تهران: انتشارات جهاد دانشگاهی.

درزی‌رامندی، اعظم.، و شیخ‌الاسلامی، راضیه. (۱۳۹۶). الگوی معادلات ساختاری از روابط بین پذیرش - طرد والدین، پردازش اطلاعات اجتماعی و پرخاشگری نوجوانان. *پژوهش‌های روان‌شناسی اجتماعی*. ۷(۲۶). [پیوند]

عرفانی‌فر، فاطمه.، زرانی، فریبا.، و شکری، امید (۱۳۹۷). بدرفتاری عاطفی و اختلالات درونی‌سازی شده در دختران نوجوان: نقش میانجی‌گر تنظیم هیجان. *مطالعات زن و خانواده*. ۶(۱)، ۱۰۸-۹۳. [پیوند]

هاشمی، سمیرا.، امان‌اللهی، زهرا.، و نوری، طاهره. (۱۴۰۲). تحلیل پدیدارشناسانه تجارب زیسته نوجوانان سازگار و ناسازگار از ادراک رابطه والد- فرزندی، *فصلنامه علمی- پژوهشی روان‌شناسی کاربردی*، ۱۷(۱)، ۷۹-۶۱. [پیوند]

هومن، حیدرعلی. (۱۳۹۳). *مدل یابی معادلات ساختاری با کاربرد از نرم‌افزار لیزرل*. تهران: انتشارات سمت.

Alcin, B. N., Faraji, H., & Tezcan, A. E. The Relationship Between Mothers' Parental Acceptance-Rejection Levels and Their Emotion Regulation Skills. Ondokuz Mayıs Üniversitesi Kadın ve Aile Araştırmaları Dergisi, 2(1), 1-28 10. DOI:10.5539/jel.v6n2p305.[Link]

Antonsen, B. T., Johansen, M. S., Rø, F. G., Kvarstein, E. H., & Wilberg, T. (2016). Is reflective functioning associated with clinical symptoms and long-term course in patients with personality disorders?. *Comprehensive psychiatry*, *64*, 46-58. DOI: 10.1016/j.comppsych.2015.05.016.[Link]

Badoud, D., Luyten, P., Fonseca-Pedrero, E., Eliez, S., Fonagy, P., & Debbané, M. (2015). The French version of the Reflective Functioning Questionnaire: Validity data for adolescents and adults and its association with non-suicidal self-injury. *PloSone*, *10*(12),e0145892.DOI: 10.1371/journal.pone.0145892 .[link]

Bizzi, F., Riva, A., Borelli, J. L., Charpentier-Mora, S., Bomba, M., Cavanna, D., & Nacinovich, R. (2022). The Italian version of the Reflective Functioning Questionnaire: Validity within a sample of adolescents and associations with psychological problems and alexithymia. *Journal of Clinical Psychology*, *78*(4), 503-516. DOI: 10.1002/jclp.23218.[Link]

Blakemore, S. J., & Mills, K. L. (2014). Is adolescence a sensitive period for sociocultural processing?. *Annual review of psychology*, *65*, 187-207. DOI: 10.1146/annurev-psych-010213-115202[Link]

Casselman, R. B., & McKenzie, M. D. (2015). Young adults' recollections of parental rejection and self-reported aggression: The mediating roles of insecure adult attachment and emotional dysregulation. *Journal of Child & Adolescent Trauma*, *8*(1), 61-71. DOI:10.1007/s40653-014-0032-x[Link]

Chin, W. W. (1998). The partial least squares approach to structural equation modeling. *Modern methods for business research*, *295*(2), 295-336.[link]

Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *psychometrika*, *16*(3), 297-334.[link]

De Berardis, D., Fornaro, M., Orsolini, L., Ventriglio, A., Vellante, F., & Di Giannantonio, M. (2020). Emotional dysregulation in adolescents: Implications for the development of severe psychiatric disorders, substance abuse, and suicidal ideation and behaviors. *Brain Sciences*, *10*(9), 591. DOI: 10.3390/brainsci10090591[link]

Di Giunta, L., Lunetti, C., Gliozzo, G., Rothenberg, W. A., Lansford, J. E., Eisenberg, N., ... & Virzì, A. T. (2022). Negative Parenting, Adolescents'

Emotion Regulation, Self-Efficacy in Emotion Regulation, and Psychological Adjustment. *International journal of environmental research and public health*, *19*(4), 2251. DOI: 10.3390/ijerph19042251[Link]

Flynn, E. B. (2016). *Emotional and Behavioral Problems in Development: The Role of Implicit Theories of Emotion*. University of California, Irvine.[link]

Fonagy, P., & Target, M. (1997). Attachment and reflective function: Their role in self-organization. *Development and psychopathology*, *9*(4), 679-700.[link]

Fonagy, P., Gergely, G., Jurist, E. L., & Target, M. (2002). Affect regulation, mentalization, and the development of the self. New York: Other Press.[Link]

Fonagy, P., Target, M., & Gergely, G. (2000). Attachment and borderline personality disorder: A theory and some evidence. *Psychiatric Clinics*, *23*(1), 103-122. DOI: 10.1016/s0193-953x(05)70146-5 link]

Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Structural equation models with unobservable variables and measurement error: Algebra and statistics. DOI: 10.2307/3150980 [link]

Gambin, M., Woźniak-Prus, M., Konecka, A., & Sharp, C. (2021). Relations between attachment to mother and father, mentalizing abilities and emotion regulation in adolescents. *European Journal of Developmental Psychology*, *18*(1), 18-37. DOI: 10.1080/17405629.2020.1736030 [link]

Gomez, R., & Rohner, R. P. (2011). Tests of factor structure and measurement invariance in the United States and Australia using the adult version of the parental acceptance-rejection questionnaire. *Cross-Cultural Research*, *45*(3), 267-285. DOI: 10.1177/1069397111403111 [link]

Gomez, R., & Suhaimi, A. F. (2014). Parent-Parental Acceptance-Rejection Questionnaire (Short Form)--Malaysian Version. *Parenting: Science and Practice*. DOI: 10.1037/t55770-000 [link]

Gratz, K. L., & Roemer, L. (2004). Multidimensional assessment of emotion regulation and dysregulation: Development, factor structure, and initial validation of the difficulties in emotion regulation scale. *Journal of psychopathology and behavioral assessment*, *26*, 41-54. DOI: 10.1023/B:JOBA.0000007455.08539.94 [link]

Guadagnoli, E., & Velicer, W. F. (1988). Relation of sample size to the stability of component patterns. *Psychological bulletin*, *103*(2), 265. DOI: 10.1037/0033-2909.103.2.265 [Link]

Handeland, T. B., Kristiansen, V. R., Lau, B., Håkansson, U., & Øie, M. G. (2019). High degree of uncertain reflective functioning in mothers with substance use disorder. *Addictive behaviors reports*, *10*, 100193. DOI: 10.1016/j.abrep.2019.100193[link]

Hulland, J. (1999). Use of partial least squares (PLS) in strategic management research: A review of four recent studies. *Strategic management journal*, *20*(2),195-204.DOI:10.1002/(SICI)1097-0266(199902)20:2<195 ::AID-SMJ13>3.0.CO;2-7 [link]

Jurist,E. L. (2005). Mentalized affectivity. *Psychoanalytic Psychology*, *22*(3), 426. DOI: 10.1037/0736-9735.22.3.426 [link]

Keskin, G., & Branje, S. (2022). Longitudinal relations between maternal and adolescent emotion dysregulation and maternal autonomy support. *Journal of Adolescence*, *94*(6), 811-828. DOI: 0.1002/jad.12065 [link]

Khaleque, A. (2017). Perceived parental hostility and aggression, and children's psychological maladjustment, and negative personality dispositions: A meta-analysis. *Journal of child and family studies*, *26*(4), 977-988. DOI: 10.1007/s10826-016-0637-9 [link]

Khaleque, A., & Ali, S. (2017). A systematic review of meta-analyses of research on interpersonal acceptance–rejection theory: Constructs and measures. *Journal of Family Theory & Review*, *9*(4), 441-458. DOI: 10.1111/jftr.12228 [link]

Khaleque, A., & Rohner, R. P. (2002). Perceived parental acceptance-rejection and psychological adjustment: A meta-analysis of cross-cultural and intracultural studies. *Journal of Marriage and Family*, *64*(1), 54-64. DOI: 10.1111/j.1741-3737.2002.00054.x [link]

Khaleque, A., & Rohner, R. P. (2012). Transnational relations between perceived parental acceptance and personality dispositions of children and adults: A meta-analytic review. *Personality and Social Psychology Review*, *16*(2), 103-115. DOI: 10.1177/1088868311418986 [link]

Marszał, M., & Jańczak, A. (2018). Emotion dysregulation, mentalization and romantic attachment in the nonclinical adolescent female sample. *Current Psychology*, *37*(4), 894-904.DOI: 10.1007/s12144-017-9573-0 link]

Morandotti, N., Brondino, N., Merelli, A., Boldrini, A., De Vidovich, G. Z., Ricciardo, S., ... & Luyten, P. (2018). The Italian version of the Reflective Functioning Questionnaire: Validity data for adults and its association with severity of borderline personality disorder. *PloS one*, *13*(11), e0206433. DOI: 10.1371/journal.pone.0206433 [link]

Morosan, L., Ghisletta, P., Badoud, D., Toffel, E., Eliez, S., & Debbané, M. (2020). Longitudinal relationships between reflective functioning, empathy, and externalizing behaviors during adolescence and young adulthood. *Child*

psychiatry & human development, *51*(1), 59-70.*51*(1), 59-70. DOI: 10.1007/s10578-019-00910-8 [Link]

Müller, S., Wendt, L. P., Spitzer, C., Masuhr, O., Back, S. N., & Zimmermann, J. (2022). A critical evaluation of the Reflective Functioning Questionnaire (RFQ). *Journal of personality assessment*, *104*(5), 613-627.DOI: 10.1080/00223891.2021.1981346 [link]

Petersen, I. T., Lindhiem, O., LeBeau, B., Bates, J. E., Pettit, G. S., Lansford, J. E., & Dodge, K. A. (2018). Development of internalizing problems from adolescence to emerging adulthood: accounting for heterotypic continuity with vertical scaling. *Developmental Psychology*, 54(3), 586–599.DOI: 10.1037/dev0000449 [link]

Poznyak, E., Morosan, L., Perroud, N., Speranza, M., Badoud, D., & Debbané, M. (2019). Roles of age, gender and psychological difficulties in adolescent mentalizing. *Journal of adolescence*, *74*, 120-129. DOI:10.1016/j.adolescence.2019.06.007[link]

Rohner, R. P. (1986). *The warmth dimension: Foundations of parental acceptance-rejection theory*. Sage Publications, Inc.[link]

Rohner, R. P. (2021). Introduction to interpersonal acceptance-rejection theory (IPARTheory) and evidence. *Online readings in psychology and culture*, *6*(1), 4. DOI: 10.9707/2307-0919.1055 [Link]

Rohner, R. P. (2005). Parental Acceptance-Rejection Questionnaire (PARQ): Test manual. In R. P. Rohner & A. Khaleque (Eds.), Handbook for the study of parental acceptance and rejection (4th ed., pp. 43–106). Storrs: Rohner Research Publications.

Rohner, R. P., Khaleque, A., & Cournoyer, D. E. (2012). Introduction to parental acceptance-rejection theory, methods, evidence, and implications. *Journal of Family Theory & Review*, *2*(1), 73-87. [link]

Rutherford, H. J., Wallace, N. S., Laurent, H. K., & Mayes, L. C. (2015). Emotion regulation in parenthood. *Developmental Review*, *36*, 1-14. DOI: 10.1016/j.dr.2014.12.008 [Link]

Salaminios, G., Morosan, L., Toffel, E., Tanzer, M., Eliez, S., Badoud, D., ... & Debbané, M. (2021). Associations between schizotypal personality features, mentalizing difficulties and thought problems in a sample of community adolescents. *Early Intervention in Psychiatry*, *15*(3), 705-715. DOI:10.1111/eip.13011 [link]

Schwarzer, N. H., Nolte, T., Fonagy, P., & Gingelmaier, S. (2021, January). Mentalizing and emotion regulation: Evidence from a nonclinical sample. In *International forum of psychoanalysis* (Vol. 30, No. 1, pp. 34-45). Routledge. DOI:10.1080/0803706X.2021.1873418 [link]

Sharp, C., & Hernandez, J. (2021). Mindreading and psychopathology in middle childhood and adolescence. In *Theory of Mind in Middle Childhood and Adolescence* (pp. 231-252). Routledge. DOI: 10.4324/9780429326899-15 [link]

Taubner, S., & Curth, C. (2013). Mentalization mediates the relation between early traumatic experiences and aggressive behavior in adolescence. *Psihologija (Beograd)*, *46*, 177–192. DOI:10.2298/PSI1302177T[link]

Wetzels, M., Odekerken-Schröder, G., & Van Oppen, C. (2009). Using PLS path modeling for assessing hierarchical construct models: Guidelines and empirical illustration. *MIS quarterly*, 177-195. DOI:10.2307/20650284 [link]

Woźniak-Prus, M., Gambin, M., Cudo, A., & Sharp, C. (2022). Investigation of the Factor Structure of the Reflective Functioning Questionnaire (RFQ-8): One or Two Dimensions?. *Journal of Personality Assessment*, *104*(6), 736-746. DOI:10.1080/00223891.2021.2014505 [link]

Young, K. S., Sandman, C. F., & Craske, M. G. (2019). Positive and negative emotion regulation in adolescence: links to anxiety and depression. *Brain sciences*, *9*(4), 76. DOI: 10.3390/brainsci9040076 [link]

پیش از انتشار