

مدل ساختاری رابطه شادنفروید براساس احساسات با نقش واسطه‌ای فضای مجازی در دانش‌آموزان A Structural Model of the Relationship between Schadenfreude, Emotions, and the Mediating Role of Social Media in Students

Zohreh Hamian, PhD

Vahid Khalkhali, PhD✉

Houshang Jadidi, PhD

زهره حامیان^۱

وحید خلخالی^۲

هوشنگ جدیدی^۱

Abstract

This research was conducted in Hamadan in 2024 with the aim of investigating the relationship between schadenfreude and personality traits, focusing on the mediating role of cyberspace among high school students. The research method was descriptive and utilized structural equation modeling. The statistical population consisted of 6,527 male and female high school students in District 1 of Hamadan's Department of Education. A sample of 363 individuals was selected using the Krejcie and Morgan table and a simple random sampling method. For data collection, three standardized questionnaires were used: The Schadenfreude Scale (Yeganeh et al.), the Five-Factor Personality Inventory (Costa & McCrae), and the Cyberspace Scale (Kim et al.). Data analysis was performed using SPSS and Smart PLS software with the structural equation modeling approach. The results showed that the research model was psychometrically valid and had a good fit. Findings indicated that emotions had a significant relationship with schadenfreude among students, both directly and through the mediation of cyberspace. Cyberspace played a strong mediating role in this relationship, meaning that increased use of cyberspace led to an increase in schadenfreude. The results also revealed that emotions had a significant relationship with cyberspace. Therefore, it is possible to control or reduce the negative phenomenon of schadenfreude by controlling emotions and managing cyberspace use in adolescents.

Keywords: Schadenfreude, Emotions, Cyberspace.

چکیده

این پژوهش در سال ۱۴۰۳ در شهر همدان با هدف تعیین رابطه بین شادنفروید و ویژگی‌های شخصیتی، با تمرکز بر نقش واسطه‌ای فضای مجازی در دانش‌آموزان انجام شد. روش تحقیق توصیفی و از نوع مدل‌یابی معادلات ساختاری بود. جامعه آماری شامل ۶۵۲۷ نفر از دانش‌آموزان دختر و پسر مقطع متوسطه دوم در ناحیه ۱ آموزش و پرورش شهر همدان بود. نمونه‌ای به حجم ۳۶۳ نفر با استفاده از جدول کرجسی و مورگان و به روش تصادفی ساده انتخاب شدند. برای گردآوری اطلاعات، از سه پرسشنامه استاندارد: شادنفروید یگانه و همکاران، مقیاس پنج عاملی شخصیت کاستا و مک کری، و مقیاس فضای مجازی کیم و همکاران استفاده شد. تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS و Smart PLS و با روش مدل‌یابی معادلات ساختاری انجام شد. نتایج نشان داد مدل پژوهش از نظر روان‌سنجی معتبر و از برازش خوبی برخوردار است. یافته‌ها حاکی از آن بود که احساسات به‌طور مستقیم و همچنین با واسطه‌گری فضای مجازی، ارتباط معناداری با شادنفروید در دانش‌آموزان دارد. فضای مجازی نقش میانجی قوی در این رابطه ایفا می‌کند، به این معنی که افزایش استفاده از فضای مجازی باعث افزایش شادنفروید در افراد می‌شود. نتایج همچنین نشان داد احساسات با فضای مجازی ارتباط معناداری دارد. بنابراین می‌توان با کنترل احساسات و مدیریت استفاده از فضای مجازی در نوجوانان، پدیده منفی شادنفروید را کنترل یا کاهش داد.

واژه‌های کلیدی: شادنفروید، احساسات، فضای مجازی.

دریافت مقاله: ۱۴۰۴/۲/۶ تصویب نهایی: ۱۴۰۴/۷/۶

۱. گروه روان‌شناسی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد سنج، ایران.

۲. گروه روان‌شناسی، دانشکده هنر و علوم انسانی، مؤسسه آموزش عالی کار قزوین، ایران. (نویسنده مسئول)

● مقدمه

انسان‌ها موجوداتی اجتماعی هستند که همکاری و همدلی در میان آنها برای بقا ضروری است (توماسلو، ۲۰۱۴). با این حال، گاهی اوقات مردم به جای ابراز همدردی، از بدبختی‌های دیگران احساس شادی می‌کنند (بدخشان و همکاران، ۱۴۰۱). این پدیده که به عنوان شادنفروید (Schadenfreude) شناخته می‌شود، یک واژه آلمانی به معنای "لذت بردن از بدبختی دیگران" است (وان دیک و همکاران، ۲۰۱۵). این واژه به دلیل نبود معادل دقیق در زبان انگلیسی، به همان صورت قرض گرفته شده و در سال ۱۸۹۵ وارد فرهنگ لغت آکسفورد شد (وان دیک و همکاران، ۲۰۱۵). تاریخچه روان‌شناسی و فلسفه، این احساس را از نظر اخلاقی منفی و مضر برای روابط اجتماعی می‌دانند. ارسطو آن را نوعی پرخاشگری پنهان توصیف کرد، درحالی‌که آرتور شوپنهاور آن را شیطانی (diabolical) و یک حالت عصبی (infallible) خواند (وان دیک و همکاران، ۲۰۱۵). فریتز هایدلر، روان‌شناس اتریشی، شادنفروید را نقض فضیلت شفقت و برای روابط اجتماعی مضر می‌داند (توماسلو، ۲۰۱۴).

شادنفروید با شادی معمولی متفاوت است؛ شادی معمولاً از یک رویداد مطلوب برای خود فرد نشأت می‌گیرد، درحالی‌که شادنفروید از رویدادی نامطلوب برای دیگری پدید می‌آید (توماسلو، ۲۰۱۴؛ اورتونی و همکاران، ۱۹۹۰). با این حال، از دیدگاه نظریه‌های ارزیابی احساسات، این احساس چندان غیرعادی نیست. این نظریه‌ها معتقدند که احساسات نه به دلیل ویژگی‌های عینی یک موقعیت، بلکه به دلیل ارزیابی ذهنی و اهمیت شخصی آن برانگیخته می‌شوند (وان دیک و همکاران، ۲۰۱۵). بنابراین، یک بدشانشی مشابه می‌تواند در افراد مختلف احساسات متفاوتی (مانند غم، همدردی یا شادنفروید) ایجاد کند، زیرا ارزیابی آنها از آن رویداد متفاوت است. با وجود وجهه اجتماعی منفی شادنفروید، محققان سه موقعیت کلیدی را برای بروز آن شناسایی کرده‌اند: ۱. زمانی که فرد از بدبختی دیگری سودی می‌برد، ۲. زمانی که فردی بدبختی دیگری را مستحق می‌داند، و ۳. زمانی که یک فرد مورد حسادت، دچار بدشانشی می‌شود (اسمیت و همکاران، ۲۰۰۹). شادنفروید یک احساس خودآگاه (self-conscious emotion) است که در ارزیابی فرد از خود و جایگاه اجتماعی‌اش ریشه دارد (تریسی، ۲۰۰۷). این احساسات به‌طور معمول به دنبال اهداف اجتماعی مانند حفظ موقعیت اجتماعی یا بهبود روابط هستند (تریسی و روبینز، ۲۰۰۴). با توجه به اینکه شادنفروید براساس ارزیابی‌های اخلاقی فرد از شایستگی دیگران شکل می‌گیرد، می‌توان آن را یک عاطفه اخلاقی نیز در نظر گرفت (فیدر و شرمن، ۲۰۰۲؛ ارزی، ۲۰۱۹).

بررسی شادنفروید از منظر تحولی، نشان می‌دهد که مطالعات در این زمینه محدود هستند. برخلاف همدردی که از سنین پایین در کودکان دیده می‌شود (ایزنبرگ و همکاران، ۲۰۰۶؛ هافمن، ۲۰۰۰؛ باتسون و پاول، ۲۰۰۳)، شادنفروید به ساختارهای شناختی پیچیده‌تری نیاز دارد، مانند توانایی تشخیص درست و غلط و درک معیارهای اخلاقی. تحقیقات نشان می‌دهد که کودکان از حدود ۳۶ ماهگی می‌توانند تخللفات اخلاقی را تشخیص داده و شادنفروید را تجربه کنند (شولز و همکاران، ۲۰۱۳).

مطالعات در این زمینه به ارتباط بین شادنفروید و عوامل مختلفی مانند حسادت، عزت نفس، شایستگی و نفرت از دیگران اشاره کرده‌اند (اسمیت و همکاران، ۱۹۹۶؛ لیچ و همکاران، ۲۰۰۳؛ فیدر و شرمن، ۲۰۰۲؛ هارلی و وینر، ۲۰۰۳). شولز و همکاران (۲۰۱۳)، نشان دادند که ارزش اخلاقی منفی رفتار یک فرد باعث می‌شود که کودکان نسبت به بدبختی او شادی مضر را تجربه کنند (فلاح‌نژاد تفتی و همکاران، ۱۴۰۴). درمقابل، زمانی که رفتار فردی ارزش اخلاقی مثبت داشت، کودکان نسبت به بدبختی او احساس همدردی می‌کردند (اسمیت و همکاران، ۱۹۹۶). این یافته‌ها بر نقش نیت و رفتار اخلاقی در بروز شادنفروید تأکید دارند.

براساس نظریه اخلاق نامتعارف پیازه، کودکان قوانین را براساس پیامدهای بیرونی و مجازات فوری می‌فهمند. شیندلر و همکاران (۲۰۱۵) با استفاده از داستان‌های تصویری، شادنفروید را در کودکان ۳ تا ۸ ساله بررسی کردند. نتایج آنها نشان داد که کودکان تنها زمانی از بدبختی فردی که نیت بدی داشت اما به هدفش نرسیده بود، لذت می‌بردند که آن فرد در نهایت دچار بدشانشی می‌شد. این امر نشان می‌دهد که در این مرحله تحولی، کودکان بیشتر به نتیجه عمل توجه دارند تا به نیت (شیندلر و همکاران، ۲۰۱۵). همچنین، مطالعه دیگری بر کودکان ۷ تا ۱۳ ساله نشان داد که مقایسه اجتماعی نیز در بروز شادنفروید نقش دارد (استینیس و سینگر، ۲۰۱۳). وقتی کودکان در رقابت با رقیب خود برنده می‌شدند، نسبت به شکست او شادنفروید بیشتری نشان می‌دادند. برخی تحقیقات نشان می‌دهند

که احساس شادنفروید با افزایش سن کاهش می‌یابد، که ممکن است به دلیل توانایی بیشتر نوجوانان در تنظیم احساسات خود و درک بهتر هنجارهای اجتماعی باشد (شیندلر و همکاران، ۲۰۱۵؛ ایزنبرگ، ۲۰۰۰).

نفرت از دیگران نیز یک پیش‌بینی‌کننده قوی برای شادنفروید است (هارلی و وینر، ۲۰۰۲). نفرت می‌تواند در پاسخ به اعمال انحرافی اجتماعی و رفتارهای ناعادلانه شکل گیرد و تمایل فرد به دوری از آن شخص یا رویداد را تقویت کند. این احساس به‌طور مستقیم به بروز شادنفروید منجر می‌شود. با توجه به واقعیت‌های امروزه، نمی‌توان نقش فضای مجازی را نادیده گرفت. رسانه‌های اجتماعی به بستری برای بیان آزادانه احساسات تبدیل شده‌اند (الیسون و همکاران، ۲۰۰۷). با این حال، این فضا اغلب صحنه‌های شکست دیگران را به اشتراک می‌گذارد، و این امر می‌تواند بر احساسات کاربران، به‌ویژه نوجوانانی که هنوز تفکر انتزاعی کاملی ندارند، تأثیر گذارد (پوزی و همکاران، ۲۰۱۶). در فضای مجازی، خندیدن به مشکلات دیگران به نوعی سرگرمی تبدیل شده و این باعث عادی‌سازی و حتی ترویج شادنفروید می‌گردد. این امر می‌تواند به سنگدلی و بی‌تفاوتی کاربران در قبال رنج دیگران منجر شود (میناوی و همکاران، ۱۴۰۴).

با توجه به اهمیت شناخت هیجانات در روان‌شناسی و روان‌درمانی و کمبود تحقیقات جامع درباره شادنفروید، این پژوهش با هدف بررسی این هیجان و نقش میانجی‌گری فضای مجازی در رابطه بین ویژگی‌های شخصیتی و شادنفروید در دانش‌آموزان دبیرستان شهر همدان انجام شده است. هدف اصلی تحقیق، تعیین اعتبار و برازش مدل پژوهش و همچنین تبیین چگونگی ارتباط بین متغیرهای مورد مطالعه است. این مطالعه به دنبال پر کردن خلاء موجود در ادبیات علمی و ارائه بینش‌های جدید در مورد یکی از پیچیده‌ترین احساسات انسانی است.

• روش

روش تحقیق این مطالعه از نوع توصیفی با رویکرد مدل‌سازی معادلات ساختاری است. جامعه آماری شامل ۶۵۲۷ دانش‌آموز دختر و پسر مقطع متوسطه دوم شهر همدان در سال تحصیلی ۱۴۰۳-۱۴۰۴ بود. با استفاده از فرمول کوکران، نمونه‌ای به حجم ۳۶۳ نفر با روش تصادفی ساده انتخاب شد.

• ابزارها

برای جمع‌آوری داده‌ها به ترتیب از سه پرسشنامه استاندارد زیر استفاده شده است:

الف) مقیاس سنجش شادنفروید (??): برای سنجش این متغیر از پرسشنامه استاندارد شادنفروید یگانه، بخشی پور رودسری و محمودعلیلو استفاده شد. این پرسشنامه شامل ۵ داستان و هر داستان ۳ سؤال می‌باشد که در سطح سنجش ترتیبی و بر اساس طیف لیکرت طراحی شده است. روایی و پایایی این پرسشنامه توسط طراحان آن در سال ۱۴۰۰ سنجش گردیده و تأیید شده است.

ب) مقیاس سنجش احساسات (??): برای سنجش این متغیر از پرسشنامه استاندارد احساسات گسسته (DEQ) ساخته هارمون جونز، باستین و هارمون جونز استفاده شده است. این پرسشنامه در سطح سنجش ترتیبی و بر پایه طیف لیکرت بوده و مشتمل بر ۳۲ سؤال می‌باشد. روایی این ابزار توسط سازندگان به شیوه تحلیل عاملی و هنجاریابی انجام گردیده و محققین روایی آن را تأیید کرده‌اند. اعتبار آن نیز توسط ضریب آلفای کرونباخ برابر با ۰/۸۷ گزارش شده که نشان از پایایی مناسب و بالای آن دارد.

ج) مقیاس سنجش فضای مجازی (??): برای سنجش این متغیر از پرسشنامه استاندارد فضای مجازی کیم و همکاران استفاده شده است. این پرسشنامه در سطح سنجش ترتیبی و بر طبق طیف لیکرت بوده و مشتمل بر ۲۱ سؤال است. روایی این ابزار در ایران توسط محققین داخلی و خارجی بسیاری بررسی و تأیید گردیده است. اعتبار این پرسشنامه در ایران توسط احمدپور و همکاران (۱۳۹۷)، با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ برابر با ۰/۸۱ گزارش شده است.

تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS و Smart PLS (نسخه ۳/۳) و به روش مدل‌سازی معادلات ساختاری انجام شد.

• یافته‌ها

اطلاعات جمعیت‌شناختی نشان می‌دهد که کمینه سن دانش‌آموزان مورد مطالعه ۱۵ سال، بیشینه سن ۱۹ سال و میانگین سنی ۱۶/۴۸ سال بوده است. از میان پاسخ‌گویان، ۵۰ درصد دختر و ۵۰ درصد پسر بوده‌اند. همچنین، ۳۵ درصد از دانش‌آموزان در پایه دهم، ۳۸ درصد در پایه یازدهم و ۲۷ درصد در پایه دوازدهم تحصیل می‌کرده‌اند. از نظر رشته تحصیلی، ۳۹ درصد در رشته علوم تجربی، ۳۲ درصد در علوم انسانی و ۲۹ درصد در ریاضی فیزیک مشغول به تحصیل بوده‌اند.

نتایج مربوط به متغیرهای اصلی پژوهش نشان می‌دهد که میزان احساسات گسسته در ۳/۷ درصد از آزمودنی‌ها بسیار کم، ۱۹/۶ درصد کم، ۴۶ درصد متوسط، ۱۹ درصد زیاد و ۱۱/۷ درصد بسیار زیاد بوده است. همچنین، سطح شادنفروید در ۱۲/۳ درصد از آزمودنی‌ها ضعیف، ۵۸/۹ درصد متوسط، ۲۳/۹ درصد قوی و ۴/۹ درصد بسیار قوی گزارش شده است. افزون بر این، میزان استفاده از فضای مجازی در ۵/۵ درصد از پاسخ‌گویان کم، ۳۴ درصد متوسط، ۳۱/۳ درصد زیاد و ۲۹/۲ درصد بسیار زیاد بوده است. نتایج حاصل از تحلیل‌های استنباطی پژوهش به شرح زیر است:

به منظور تحلیل عاملی تأییدی اقدامات زیر انجام شد.

الف) نخستین معیار در ارزیابی مدل‌های اندازه‌گیری، معناداری بارهای عاملی بین ماده‌ها و متغیرهای مکنون متناظر آن‌هاست. مقدار ملاک برای مناسب بودن ضرایب بار عاملی، حدود ۰/۷۰ در نظر گرفته می‌شود. نتایج مربوط به معناداری بارهای عاملی در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. بارهای عاملی استاندارد شده بین متغیرهای مکنون و سؤالات مربوطه

سازه	بارهای عاملی
شادنفروید (A1-A15)	A1 = ۰/۷۶، A2 = ۰/۷۳، A3 = ۰/۷۰، A4 = ۰/۶۹، A5 = ۰/۶۶، A6 = ۰/۷۶، A7 = ۰/۸۵، A8 = ۰/۸۰، A9 = ۰/۸۰، A10 = ۰/۸۱، A11 = ۰/۸۰، A12 = ۰/۷۵، A13 = ۰/۷۸، A14 = ۰/۸۰، A15 = ۰/۸۰
احساسات (B1-B32)	B1 = ۰/۷۷، B2 = ۰/۷۴، B3 = ۰/۷۱، B4 = ۰/۶۹، B5 = ۰/۶۴، B6 = ۰/۷۶، B7 = ۰/۷۵، B8 = ۰/۷۳، B9 = ۰/۷۱، B10 = ۰/۷۰، B11 = ۰/۷۴، B12 = ۰/۶۶، B13 = ۰/۶۷، B14 = ۰/۶۳، B15 = ۰/۷۵، B16 = ۰/۷۸، B17 = ۰/۷۱، B18 = ۰/۷۹، B19 = ۰/۷۸، B20 = ۰/۷۱، B21 = ۰/۶۶، B22 = ۰/۷۷، B23 = ۰/۶۹، B24 = ۰/۶۷، B25 = ۰/۶۸، B26 = ۰/۷۰، B27 = ۰/۶۷، B28 = ۰/۷۸، B29 = ۰/۶۴، B30 = ۰/۶۸، B31 = ۰/۶۶، B32 = ۰/۶۸
فضای مجازی (C1-C21)	C1 = ۰/۸۰، C2 = ۰/۷۴، C3 = ۰/۶۷، C4 = ۰/۷۳، C5 = ۰/۷۵، C6 = ۰/۷۱، C7 = ۰/۶۸، C8 = ۰/۷۱، C9 = ۰/۶۵، C10 = ۰/۶۹، C11 = ۰/۶۸، C12 = ۰/۷۱، C13 = ۰/۷۱، C14 = ۰/۷۱، C15 = ۰/۶۵، C16 = ۰/۷۲، C17 = ۰/۶۶، C18 = ۰/۷۲، C19 = ۰/۶۷، C20 = ۰/۶۸، C21 = ۰/۷۱

براساس یافته‌های جدول ۱، تمامی بارهای عاملی استاندارد شده در سه سازه شادنفروید، احساسات و فضای مجازی در محدوده قابل قبول قرار دارند. معیار پذیرفته‌شده برای کفایت بارهای عاملی مقدار ۰/۷۰ و بالاتر است؛ هرچند بارهای بین ۰/۶۰ تا ۰/۷۰ نیز در صورت برخورداری سازه از پایایی ترکیبی مطلوب قابل قبول محسوب می‌شوند. بررسی مقادیر نشان می‌دهد کوچک‌ترین بار عاملی نیز در محدوده قابل قبول پژوهش‌های SEM قرار دارد؛ بنابراین می‌توان گفت همه گویه‌ها با سازه مربوط به خود هم‌بستگی بالا داشته و مدل اندازه‌گیری از کفایت همگرا، انسجام درونی و برازش مناسبی برخوردار است.

ب) معیار دوم مدل‌های اندازه‌گیری: اعتبار (ضریب آلفای کرونباخ و ضریب اعتبار ترکیبی (composite reliability))

از آن‌جا که ضریب آلفای کرونباخ شاخصی نسبتاً سخت‌گیرانه برای سنجش پایایی درونی است، در روش PLS برای بررسی همسانی درونی مدل اندازه‌گیری از معیار مدرن‌تر اعتبار ترکیبی (CR) نیز استفاده می‌شود. بنابراین، به‌منظور ارزیابی دقیق‌تر اعتبار مدل در روش PLS، هر دو شاخص آلفای کرونباخ و اعتبار ترکیبی به کار گرفته شده‌اند. برای محاسبه این ضرایب، در مرحله نخست ۳۰ پرسشنامه جمع‌آوری گردید. نتایج حاصل از این دو شاخص در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. نتایج ضریب آلفای کرونباخ و ضریب اعتبار ترکیبی

سازه‌های پژوهش	ضریب آلفای کرونباخ ($\alpha > 0.7$)	ضریب اعتبار ترکیبی ($CR > 0.7$)
شادنفروید	۰/۹۳	۰/۹۴
احساسات	۰/۷۲	۰/۸۵
فضای مجازی	۰/۷۹	۰/۸۰

نتایج ضریب آلفای کرونباخ و اعتبار ترکیبی متغیرها آورده شده است که با توجه به حدود گفته شده برای هر دو معیار (بالای ۰/۷)، نتیجه می‌شود که مقدار ضرایب آلفای کرونباخ و اعتبار ترکیبی برای تمامی سازه‌های پژوهش مورد قبول هستند.

ج) معیار سوم مدل‌های اندازه‌گیری: روایی همگرا

روایی همگرا با استفاده از شاخص «متوسط واریانس استخراج‌شده» (average variance extracted) ارزیابی شد که بر اساس پیشنهاد فورنل و لاکر (۱۹۸۱)، مقدار قابل قبول آن بیش از ۰/۵۰ گزارش می‌شود. این شاخص نشان می‌دهد که هر سازه چه میزان از واریانس گویه‌های خود را به‌طور مشترک تبیین می‌کند و بدین ترتیب بیانگر میزان همگرایی و انسجام تجربی گویه‌های سازه است.

د) معیار چهارم مدل‌های اندازه‌گیری: روایی واگرا (روش فورنل و لاکر)

جدول ۴ نتایج بررسی روایی واگرا را به روش فورنل-لاکر نشان می‌دهد. مقادیر جذر AVE در قطر اصلی ماتریس (شادنفروید=۰/۸۱، احساسات=۰/۷۶، فضای مجازی=۰/۷۹) همگی بزرگ‌تر از همبستگی بین‌سازه‌ای مربوطه هستند. این الگو نشان می‌دهد که هر سازه واریانس بیشتری را از شاخص‌های خود نسبت به سایر سازه‌ها استخراج می‌کند. بنابراین مدل اندازه‌گیری از روایی واگرایی مطلوب و تمایز مفهومی کافی برخوردار است.

ه) معیار پنجم مدل‌های اندازه‌گیری: کیفیت مدل اندازه‌گیری (Cv Com)

شاخص Cv Com یکی از معیارهای ارزیابی کیفیت کلی مدل اندازه‌گیری در رویکرد PLS-SEM است و بر اساس مقادیر به‌دست‌آمده، مقدار مثبت Cv Com نشان‌دهنده کفایت و کیفیت مطلوب مدل اندازه‌گیری است. همان‌گونه که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، مقادیر Cv Com برای سازه‌های شادنفروید (۰/۳۱) و فضای مجازی (۰/۲۹) مثبت و در محدوده قابل قبول قرار دارند؛ بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که مدل اندازه‌گیری پژوهش از کیفیت کلی مناسب برخوردار است.

جدول ۳. نتایج بررسی روایی همگرا با معیار AVE

عنوان در مدل	AVE > 0.5
شادنفروید	۰/۵۷
احساسات	۰/۵۸
فضای مجازی	۰/۵۳

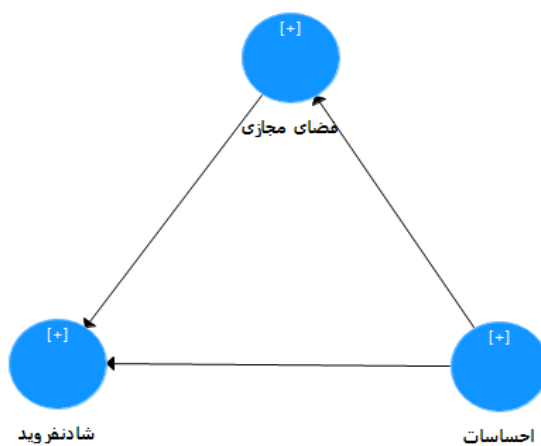
*این معیار برای سازه‌های مرتبه دوم به‌صورت دستی محاسبه می‌گردد.

جدول ۴. نتایج روایی واگرا به روش فورنل و لاکر

متغیرها	شادنفروید	احساسات	فضای مجازی
شادنفروید	۰/۸۱		
احساسات	۰/۶۲	۰/۷۶	
فضای مجازی	۰/۵۴	۰/۷۰	۰/۷۹

جدول ۵. نتایج آزمون کیفیت مدل اندازه‌گیری

عنوان در مدل	Cv Com
شادنفروید	۰/۳۱
فضای مجازی	۰/۲۹



شکل ۱. کیفیت کلی مدل ساختاری

همان‌طور که مشاهده می‌شود، این شاخص برای تمامی متغیرهای موجود در پژوهش مثبت بوده که نشان از کیفیت مطلوب مدل‌های اندازه‌گیری است. بنابراین تمامی معیارهای آلفای کرونباخ، معناداری بارهای عاملی بین سؤالات و متغیرهای مکنون، ضریب اعتبار ترکیبی، AVE، روایی واگرا به روش فورنل و لارکر و کیفیت مدل اندازه‌گیری مناسب بودن مدل اندازه‌گیری را نشان می‌دهد، بدین مفهوم که پرسشنامه مورد استفاده در این پژوهش همان چیزی را می‌سنجد که مد نظر پژوهشگر است.

۲. بررسی مدل ساختاری (Inner Model):

مدل ساختاری، مدلی که در آن روابط بین متغیرهای مکنون مستقل (برون‌زا) و وابسته (درون‌زا) مدنظر است. مدل ساختاری تنها متغیرهای پنهان را به همراه روابط میان آنها بررسی می‌کند. معیارهای آزمون مدل ساختاری شامل موارد ذیل است:

۱- ضرایب مسیر (بتا) و معناداری آن (مقادیر t-value)

۲- شاخص ضریب تعیین (R^2) متغیرهای مکنون درون‌زا

۳- شاخص ارتباط پیش بین Q^2

۴- معیار اندازه اثر (f^2)

الف) معیار اول مدل‌های ساختاری: ضرایب مسیر (بتا)

معیار اول از بررسی برازش مدل ساختاری، ضرایب بتا است. چنانچه مقدار به‌دست آمده بیشتر از حداقل آماره در سطح مورد اطمینان در نظر گرفته شده باشد، آن رابطه یا فرضیه تأیید می‌شود در جدول قبل محاسبه شد.

ب) معیار دوم مدل‌های ساختاری: شاخص ضریب تعیین (R^2) متغیرهای مکنون درون‌زا

دومین معیار بررسی مدل ساختاری، ضریب R^2 مربوط به متغیرهای پنهان درون‌زا (وابسته) در مدل است و نشانگر 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 R^2 در نظر گرفته می‌شوند. هرچه R^2 مربوط به سازه‌های درون‌زای یک مدل بیشتر باشد، نشان از برازش بهتر مدل است. وجود متغیرهای مستقل بیشتر موجب افزایش R^2 می‌شود. بنابراین هرچه تعداد متغیرهای مستقل در تبیین یک متغیر وابسته بیشتر باشد، مقدار R^2 بالا برای برازش مدل نیاز است (هنسلر، رینگر و سینکوویکس، ۲۰۰۹).

جدول ۶. ضرایب تعیین (R^2) سازه‌های درون‌زا در مدل ساختاری

سازه	R^2
شادنفروید	۰/۵۷
فضای مجازی	۰/۴۹

ج) معیار سوم مدل‌های ساختاری: شاخص ارتباط پیش بین Q^2

سومین معیار بررسی مدل ساختاری، Q2 است. مقدار Q2 در مورد تمامی سازه‌های درون‌زا، سه مقدار ۰/۰۲، ۰/۱۵ و ۰/۳۵ را به‌عنوان توانمندی پیش‌بینی کم، متوسط و قوی تعیین می‌کند (استون، ۱۹۷۴). همان‌طور که نتایج جدول ۷ نشان می‌دهد، که توانمندی پیش‌بینی کلی مدل در خصوص این متغیرها در حد مناسبی است.

جدول ۷. مقادیر قابلیت پیش‌بینی مدل (Q2) برای سازه‌های درون‌زا

سازه	Q2
شادنفروید	۰/۳۱
فضای مجازی	۰/۲۹

د) معیار چهارم مدل‌های ساختاری: معیار اندازه اثر (f^2)

چهارمین معیار بررسی مدل ساختاری، اندازه تأثیر f^2 است. به کمک معیار f^2 می‌توان میزان اندازه اثر یک متغیر برون‌زا را بر یک متغیر درون‌زا در مدل معادلات ساختاری اندازه‌گیری کرد. مقادیر ۰/۰۲، ۰/۱۵ و ۰/۳۵ به‌ترتیب نشانگر اندازه تأثیر کوچک، متوسط و بزرگ یک سازه بر سازه دیگر است (کوهن، ۱۹۸۸).

جدول ۸. مقادیر اندازه اثر (f^2) مسیرهای مدل ساختاری

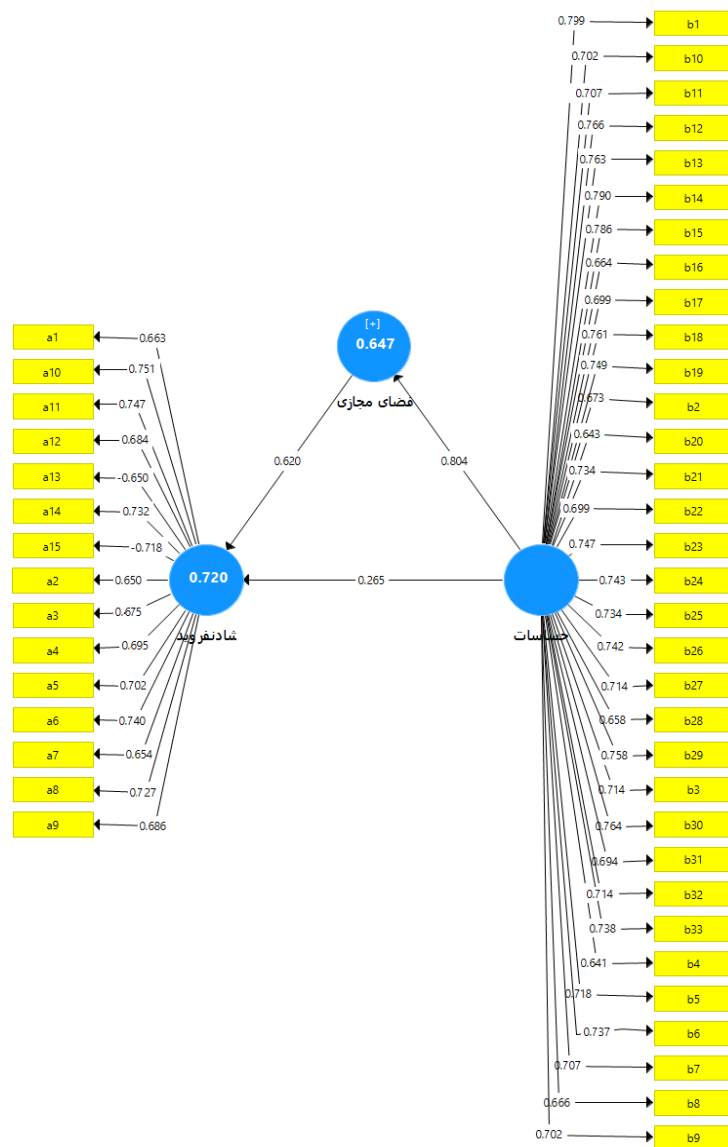
متغیرها	شادنفروید	فضا مجازی
شادنفروید		۰/۹۵
فضای مجازی	۰/۷۸	

اندازه اثر مسیرهای مدل با شاخص f^2 ارزیابی شد. بر اساس معیارهای هیر و همکاران، مقادیر ۰/۰۲، ۰/۱۵ و ۰/۳۵ به‌ترتیب نشان‌دهنده اثر کوچک، متوسط و بزرگ هستند. همان‌گونه که در جدول ۸ مشاهده می‌شود، مقدار f^2 مسیر «شادنفروید ← فضای مجازی» برابر ۰/۹۵ و مقدار f^2 مسیر «فضای مجازی ← شادنفروید» برابر ۰/۷۸ است که هر دو در محدوده اثر بسیار بزرگ قرار می‌گیرند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که هر مسیر سهم قابل‌توجهی در تبیین واریانس سازه مقصد دارد و مدل ساختاری از قدرت تبیین و اثرگذاری قوی برخوردار است.

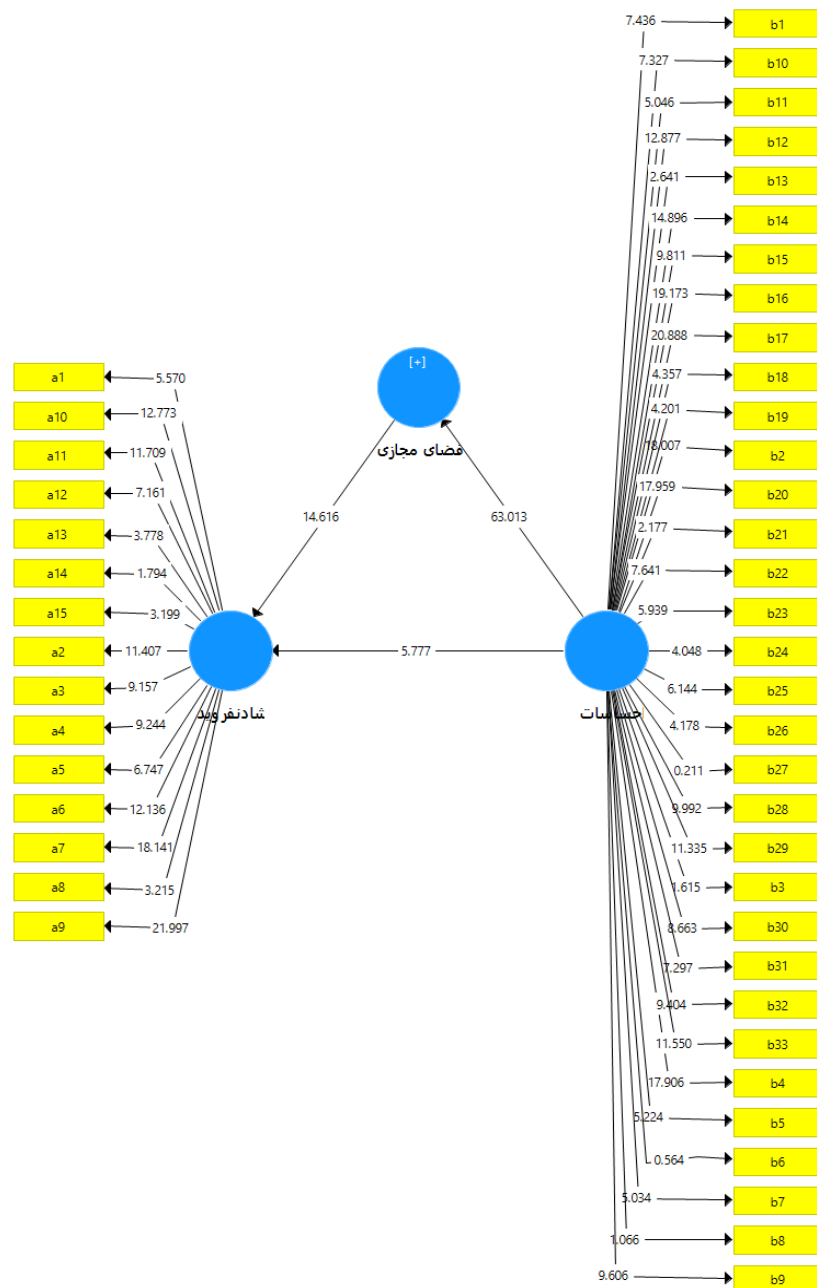
۳. شاخص برازش مدل ساختاری

شاخص نیکویی برازش بخش ساختاری و اندازه‌گیری را به‌طور همزمان بررسی می‌کند. این شاخص با استفاده از میانگین هندسی شاخص R^2 و میانگین شاخص‌های اشتراکی قابل محاسبه است. معیار GOF (Goodness Of Fit) توسط تنهاوس و همکاران (۲۰۰۴) ابداع گردید. وی معتقد است شاخص GOF راه حلی عملی برای بررسی برازش کلی مدل است. برای بررسی برازش مدل کلی تنها معیار GOF وجود دارد. سه مقدار ۰/۰۱، ۰/۲۵ و ۰/۳۶ به‌عنوان مقادیر ضعیف، متوسط و قوی برای GOF معرفی شده است.

۴. تحلیل فرضیه‌های پژوهش



شکل ۲. مدل پژوهش با ضرایب استاندارد شده بار عاملی



شکل ۳. مدل پژوهش با ضرایب T-Values

در این پژوهش، فرض بر آن است که مدل شادنفروید بر اساس احساسات، با نقش میانجی استفاده از فضای مجازی در میان دانش‌آموزان دوره دوم متوسطه شهر همدان، از برازش مناسبی برخوردار است. مهمترین شاخص برازش مدل در تکنیک حداقل مجزورات جزئی شاخص GOF است. این معیار توسط تننهاوس و همکاران (۲۰۰۴) ابداع گردید و طبق رابطه ۲ محاسبه می‌شود.

وتزلس و همکاران (۲۰۰۹) سه مقدار ۰/۰۱، ۰/۲۵ و ۰/۳۶ را به عنوان مقادیر ضعیف، متوسط و قوی برای GOF معرفی نموده‌اند.

این شاخص با استفاده از میانگین هندسی شاخص R^2 و میانگین شاخص‌های افزونگی قابل محاسبه است: $GOF =$

$$\sqrt{Communality \times R^2}$$

جدول ۹. نتایج برازش کلی مدل با معیار GOF

متغیرهای پژوهش	communality	R^2	GOF
شادنفروید	۰/۳۱	۰/۵۷	$GOF = \sqrt{Communality \times R^2} = \sqrt{0.31 \times 0.52} = 0.39$
فضای مجازی	۰/۲۹	۰/۴۹	

همان‌طور که در جدول ۹ مشاهده می‌شود، مقدار میانگین مقادیر اشتراکی (communalities) مقدار ۰/۳۱ و میانگین مقادیر R^2 برابر ۰/۵۲ بدست آمده است و با توجه به فرمول مقدار معیار GOF معادل ۰/۳۹ به دست آمد که با توجه به دسته‌بندی مذکور نشان از

برازش مدل کلی تحقیق است. معیار بالای GOF مدل کلی را با توانمندی تأیید کرده و اجازه ورود به بخش بررسی فرضیات صادر می‌گردد. برای بررسی برازش مدل کلی که هر دو بخش مدل اندازه‌گیری و ساختاری را کنترل می‌کند از معیار GOF استفاده می‌شود. بدین منظور ضرایب $\overline{Communalities}$ و R^2 با یکدیگر جمع و بر تعداد تقسیم می‌شود. پس از آن که میانگین هر دو مورد به دست آمد با استفاده از رابطه زیر، برازش کلی مدل تحت عنوان معیار GOF محاسبه می‌گردد. براساس فرمول محاسبه برازش کلی مدل $GOF=0/39$ به دست آمده است که از مقبولیت مناسبی برخوردار است.

نتایج سنجش فرضیه‌های فرعی به شرح زیر است:

جدول ۱۰. نتایج تحلیل فرضیه‌های فرعی

فرضیه	مسیر غیرمستقیم و مستقیم	ضریب مسیر	عدد معناداری (آماره t)	نتیجه
فرعی اول	غیرمستقیم: احساسات -> فضای مجازی -> شادنفروید	۰/۵۰	۱۴/۰۶	تأیید
فرعی دوم	مستقیم: احساسات -> شادنفروید	۰/۷۶	۴۶/۶۴	تأیید
فرعی سوم	مستقیم: احساسات -> فضای مجازی	۰/۸۰	۵۷/۷۰	تأیید
فرعی چهارم	مستقیم: فضای مجازی -> شادنفروید	۰/۶۲	۱۴/۸۶	تأیید

از مندرجات جدول ۱۰ این نتایج حاصل می‌شود؛ از آنجایی که مقادیر آماره t محاسبه شده در تمامی فرضیه‌ها به ترتیب برابر با ۱۴/۰۶؛ ۴۶/۶۴؛ ۵۷/۷۰ و ۱۴/۸۹ بیشتر از ۱/۹۶ هستند، به ترتیب تأثیر نقش میانجی فضای مجازی با ضریب مسیر ۰/۵۰؛ تأثیر احساسات بر شادنفروید با ضریب مسیر ۰/۷۶؛ تأثیر احساسات بر فضای مجازی با ضریب مسیر ۰/۸۰؛ تأثیر فضای مجازی بر شادنفروید ضریب مسیر ۰/۳۷ و با احتمال ۹۵ درصد معنادار است بنابراین فرضیه‌های فرعی پژوهش تأیید می‌شوند.

• بحث

نتایج پژوهش حاضر نشان داد که احساسات گسسته، استفاده از فضای مجازی و سطح شادنفروید در میان دانش‌آموزان دوره دوم متوسطه شهر همدان در سطح نسبتاً بالا قرار دارند. افزون‌بر این، روابط مستقیم و معنادار میان احساسات و شادنفروید، احساسات و استفاده از فضای مجازی، و نیز فضای مجازی و شادنفروید تأیید گردید. همچنین، نتایج نقش را در ارتباط میان احساسات و شادنفروید نشان داد؛ به این معنا که فضای مجازی می‌تواند اثر احساسات را بر شادنفروید تقویت کند.

یافته‌های این پژوهش با نتایج شمش و هیمن (۲۰۲۲) و کراوت و همکاران (۲۰۰۸) همسو است؛ آن‌ها نیز به نقش تسهیل‌کننده فضای مجازی در ابراز احساسات منفی و رفتارهای ناهنجار اشاره کرده‌اند. همچنین، هم‌راستا با پژوهش زیلمن (۲۰۰۰) و واتانابه (۲۰۱۸)، این مطالعه نشان داد که مصرف زیاد محتوای آنلاین، به‌ویژه محتوای مبتنی بر تمسخر و رقابت، می‌تواند بروز شادنفروید را افزایش دهد.

در عین حال، یافته‌ها تا حدی با نتایج هس و فیشباک (۲۰۱۰) تفاوت دارد؛ آنان تأکید کرده‌اند که همدلی می‌تواند در محیط‌های آنلاین کاهش یابد، اما در این پژوهش مشخص شد که این کاهش همدلی، بیشتر در میان نوجوانانی بروز می‌کند که از نظر هیجانی تحریک‌پذیرترند. این تفاوت احتمالاً ناشی از ویژگی‌های سنی و فرهنگی جامعه مورد مطالعه (دانش‌آموزان ایرانی) است. نتایج نشان می‌دهد که احساسات گسسته، به‌ویژه احساسات منفی مانند حسادت، خصومت و احساس برتری، بستر روان‌شناختی لازم برای بروز شادنفروید را فراهم می‌کنند. این یافته با نظریه احساسات ثانویه (اسمیت و کیم، ۲۰۰۷) مطابقت دارد که بیان می‌کند شادنفروید از ترکیب احساسات اولیه و پردازش‌های شناختی پیچیده پدید می‌آید.

از سوی دیگر، نقش فضای مجازی به‌عنوان میانجی نشان می‌دهد که فناوری‌های ارتباطی جدید می‌توانند تعامل میان هیجان‌ها و رفتار اجتماعی را تقویت کنند. از منظر نظریه میانجی‌گری اجتماعی آنلاین (والکنبورگ و پتر، ۲۰۱۱)، فضای مجازی با فراهم کردن شرایطی برای ناشناسی و خودافشاگری، باعث کاهش موانع ابراز هیجان‌های منفی می‌شود. بنابراین، افرادی که احساسات قوی‌تری دارند، احتمال بیشتری دارد از این فضا برای تخلیه هیجانی استفاده کنند، که در مواردی ممکن است به شادنفروید منجر شود.

• نتیجه گیری

پژوهش حاضر نشان داد که احساسات گسسته، استفاده از فضای مجازی و شادنفروید با یکدیگر رابطه‌ای معنادار و پویا دارند. به‌طور خاص، فضای مجازی نقش میانجی میان احساسات و شادنفروید ایفا می‌کند و می‌تواند تأثیر احساسات را بر بروز این رفتار تشدید نماید. همچنین مشخص شد که شدت احساسات در دختران بالاتر، اما میزان شادنفروید در پسران بیشتر است. به‌طور کلی، نتایج این مطالعه تأکید می‌کند که فهم رفتارهای هیجانی نوجوانان بدون در نظر گرفتن بستر فضای مجازی ممکن نیست. فضای مجازی نه تنها عرصه ابراز احساسات، بلکه محیطی برای شکل‌دهی و تقویت هیجان‌های ثانویه‌ای چون شادنفروید است. پیام اصلی این پژوهش آن است که مدیریت هیجان و سواد رسانه‌ای باید بخش جدایی‌ناپذیر از آموزش‌های تربیتی نسل نوجوان باشد تا از بروز احساسات منفی و رفتارهای مخرب در فضای دیجیتال پیشگیری شود.

نتایج این پژوهش می‌تواند پیامدهای مهمی برای نظام آموزش و پرورش و سیاست‌گذاران حوزه تربیتی داشته باشد. نخست، یافته‌ها اهمیت آموزش سواد رسانه‌ای و تنظیم هیجان را برجسته می‌کند؛ دانش‌آموزان باید بیاموزند چگونه نسبت به محتوای تحریک‌آمیز واکنش سنجیده‌تری نشان دهند. دوم، مدارس می‌توانند با ایجاد برنامه‌هایی در زمینه مدیریت احساسات، تقویت همدلی و رفتار اخلاقی در فضای مجازی، از بروز احساساتی چون شادنفروید بکاهند. سوم، یافته‌ها برای مشاوران و روان‌شناسان تربیتی نیز سودمند است؛ چرا که شناخت رابطه میان احساسات، فضای مجازی و رفتارهای اجتماعی می‌تواند در طراحی مداخلات پیشگیرانه مؤثر باشد.

با وجود دستاوردهای علمی، این پژوهش دارای چند محدودیت است: داده‌ها از نمونه‌ای محدود در شهر همدان جمع‌آوری شد؛ بنابراین تعمیم نتایج به سایر مناطق باید با احتیاط صورت گیرد؛ ابزار گردآوری داده‌ها پرسشنامه‌های خودگزارشی بود که ممکن است تحت تأثیر تمایل پاسخ‌گویی اجتماعی قرار گرفته باشد؛ همچنین، طبیعت مقطعی تحقیق مانع از استنتاج رابطه علی میان متغیرها می‌شود. پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های آتی: با استفاده از روش‌های کیفی و مصاحبه‌ی عمیق، تجربه‌ی زیسته‌ی نوجوانان از احساس شادنفروید در فضای مجازی را بررسی کنند؛ در نمونه‌های بزرگ‌تر و متنوع‌تر فرهنگی انجام شوند تا تأثیر تفاوت‌های اجتماعی روشن‌تر گردد؛ متغیرهایی چون همدلی، خودنظم‌دهی هیجانی و نوع محتوای مصرفی را در مدل‌های آینده وارد کنند تا درک جامع‌تری از پدیده شادنفروید به‌دست آید.

• تعارض منابع

به اذعان و تأیید نویسندگان هیچ تعارض منافی در این مقاله وجود ندارد.

• تشکر و قدردانی

بدین‌وسیله از تمامی کسانی که ما را در انجام این پژوهش یاری دادند، سپاسگزاری می‌نماییم.

• منابع

احمدپور، جمال؛ اصغری، سیده زهرا؛ سلطانیان، علیرضا؛ محمدی، یونس؛ پورالعجل، جلال. (۱۳۹۷). بررسی روایی و اعتبار ویرایش فارسی پرسشنامه استفاده آسیب‌زا از اینترنت، نشریه: اپیدمیولوژی ایران، دوره ۱۴(۱)، ۵۳-۶۲.

Doi: <http://irje.tums.ac.ir/article-1-5964-fa.html>

بدخشان، محسن؛ سرافراز، مهدی رضا؛ ایمانی، مهدی. (۱۴۰۱). اثربخشی مداخله شفقت خود بر تکانشگری دانشجویان دچار شکست عاطفی، مجله روان‌شناسی، ۱۰۴(۲۶)، ۳۷۶-۳۸۵.

Doi: <http://www.iranapsy.ir/fa/Article/36748>

فلاح نژاد تقی، ساجده؛ بهمنی، بهمن؛ جعفری، پروین. (۱۴۰۴). تأثیر بازی‌درمانی دلبستگی‌محور بر کارکرد تاملی والدین و تنظیم هیجانی کودکان دارای مشکلات برونی‌سازی‌شده، مجله روان‌شناسی، ۱۱۳(۲۹)، ۱۲-۲۳.

Doi: <http://www.iranapsy.ir/fa/Article/45448>

میناوی، نوال؛ همایون نیا، آیتا. (۱۴۰۴). ارتباط میان استفاده از فضای مجازی با پرخاشگری، انگیزه پیشرفت و پیشرفت تحصیلی (مطالعه موردی: دانش‌آموزان پسر مقطع متوسطه اول در شهر اهواز)، مجله روان‌شناسی، ۱۱۳(۲۹)، ۱۱۵-۱۲۴.

Doi: <http://www.iranapsy.ir/fa/Article/48988>

یگانه، نرگس؛ بخشی‌پور رودسری، عباس؛ محمود علیلو، مجید. (۱۴۰۰). ارزیابی ساختار درونی مقیاس شدت شادنفروود: یک مطالعه تحلیل عاملی، روان‌شناسی بالینی، ۱۳، ۳(۵۱)، ۴۹-۵۸.

Doi: 10.22075/JCP.2021.21550.1987

- Batson, C. and Powell, A. (2003) Altruism and Prosocial Behavior. In: Millon, T. and Lerner, M., Eds., Handbook of psychology Volumen 5 Personality and Social Psychology. John Wiley & Sons, Inc., Hoboken. <https://doi.org/10.1002/0471264385.wei0519>
- Cohen, J. (1988). Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences (2nd ed.). Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers. <https://doi.org/10.4324/9780203771587>
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2000). The "what" and "why" of goal pursuits: Human needs and the self-determination of behavior. *Psychological Inquiry*, 11(4), 227-268. https://doi.org/10.1207/S15327965PLI1104_01
- Eisenberg, N. (2000). Emotion, Regulation, and Moral Development. *Annual Review of Psychology*, 51, 665-697. DOI: [10.1146/annurev.psych.51.1.665](https://doi.org/10.1146/annurev.psych.51.1.665)
- Eisenberg, N., Fabes, R. A., & Spinrad, T. L. (2006). Handbook of child psychology (Vol. 3). NJ: John Wiley & Sons.
- Ellison, N. B., Steinfield, C., and Lampe, C. (2007). The benefits of Facebook "friends": Social capital and college students' use of online social network sites. *J. Comput. Med. Commun.* 12, 1143-1168. Doi: [10.1111/j.1083-6101.2007.00367.x](https://doi.org/10.1111/j.1083-6101.2007.00367.x).
- Erzi, S. (2019). Examining Helping Behaviors in terms of Schadenfreude, Self-Esteem and Self Threat. *Kastamonu Education Journal*, 27(3), 1015-1021. <https://doi.org/10.24106/KEFDERGI.2369>
- Feather, N. T., & Sherman, R. (2002). Envy, resentment, schadenfreude, and sympathy: Reactions to deserved and undeserved achievement and subsequent failure. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 28(7), 953-961. <https://doi.org/10.1177/014616720202800708>
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18(1), 39-50. <https://doi.org/10.2307/3151312>
- Hareli, S., & Weiner, B. (2002). Social emotions and personality inferences: A scaffold for a new direction in the study of achievement motivation. *Educational Psychologist*, 37(3), 183-193. https://doi.org/10.1207/S15326985EP3703_4
- Harmon-Jones, C., Bastian, B., and Harmon-Jones, E. (2016). The Discrete Emotions Questionnaire: A New Tool for Measuring State Self-Reported Emotions, *PLoS ONE* 11(8): e0159915. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0159915>
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sinkovics, R. R. (2009). The use of partial least squares path modeling in international marketing. In *New challenges to international marketing*. Emerald Group Publishing Limited. DOI: [https://doi.org/10.1108/S1474-7979\(2009\)0000020014](https://doi.org/10.1108/S1474-7979(2009)0000020014)
- Hoffman, M. L. (2000). Empathy and moral development: Implications for caring and justice. Cambridge University Press.
- Hoffman, M. (2000). Development of empathic distress. *Empathy and moral development: Implications for caring and justice*: 63-61.
- Kim, S.W, et al. (2002). Study of internet addiction: Status, causes, and remedies-focusing on the alienation factor, *International Journal of Human Ecology*. Doi: [1410-ECN-0102-2009-590-003208512](https://doi.org/10.1410-ECN-0102-2009-590-003208512)
- Kraut, R., Patterson, M., Lundmark, V., Kiesler, S., Mukhopadhyay, T., & Scherlis, W. (2008). Internet paradox: A social technology that reduces social involvement and psychological well-being? *American Psychologist*, 53(9), 1017-1031. DOI: [10.1037//0003-066x.53.9.1017](https://doi.org/10.1037//0003-066x.53.9.1017)
- Leach, C. W., Spears, R., Branscombe, N. R., & Doosje, B. (2003). Malicious pleasure: Schadenfreude at the suffering of another group. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84(5), 932-943. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.84.5.932>
- Lin, W., Cen, Z., & Chen, Y. (2024). The impact of social media addiction on the negative emotions of adolescent athletes: the mediating role of physical appearance comparisons and sleep, *Public Mental Health*, Volume 12. <https://doi.org/10.3389/fpubh.2024.1452769>
- Ortony, A., Clore, G. L., & Collins, A. (1990). The cognitive structure of emotions. Cambridge university press. <https://doi.org/10.1017/CBO9780511571299>
- Pozzi, F. A., Fersini, E., Messina, E., and Liu, B. (2016). Sentiment Analysis in Social Network. Burlington: Morgan Kaufman. ISBN: 9780128044124
- Schindler, R., Körner, A., Bauer, S., Hadji, S., & Rudolph, U. (2015). Causes and consequences of schadenfreude and sympathy: A developmental analysis. *PLoS ONE*, 10(10), Article e0137669. <https://doi.org/10.1371/journal.pone.0137669>
- Schulz, K., Rudolph, A., Tscharaktschiew, N., & Rudolph, U. (2013). Daniel has fallen into a muddy puddle—Schadenfreude or sympathy? *British Journal of Developmental Psychology*, 31(4), 363-378. <https://doi.org/10.1111/bjdp.12013>
- Shahab, M., & Taklavi, S. (2021). schadenfreude and its relation with emotions and personality traits, *Journal of Preventive Counselling (JPC)*, Vol. 2, No. 1, 71-79. https://jpc.uma.ac.ir/article_1213.html
- Shemesh, D.O., & Heiman, T. (2022). Cyberbullying Victimization in Adolescence: The Relationships with Loneliness and Depressive Mood, *Emotional and Behavioural Difficulties* 17(3). DOI: [10.1080/13632752.2012.704227](https://doi.org/10.1080/13632752.2012.704227)
- Smith, R. H. (2013). The joy of others' misery. Oxford University Press.
- Smith, R. H., & Kim, S. H. (2007). Comprehending envy. *Psychological Bulletin*, 133(1), 46-64. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.133.1.46>

- Smith, R. H., Powell, C. A. J., Combs, D. J. Y., & Schurtz, D. R. (2009). Exploring the when and why of Schadenfreude. *Social and Personality Psychology Compass*, 3(4), 530–546. <https://doi.org/10.1111/j.1751-9004.2009.00181.x>
- Smith, R. H., Turner, T. J., Garonzik, R., Leach, C. W., Urch-Druskat, V., & Weston, C. M. (1996). Envy and Schadenfreude. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 22(2), 158–168. <https://doi.org/10.1177/0146167296222005>
- Steinbeis, N., & Singer, T. (2013). The effects of social comparison on social emotions and behavior during childhood: The ontogeny of envy and Schadenfreude predicts developmental changes in equity-related decisions. *Journal of experimental child psychology*, 115(1), 198–209. <https://doi.org/10.1016/j.jecp.2012.11.009>
- Stone, M. (1974). Cross-Validatory Choice and Assessment of Statistical Predictions. *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, 36(2), 111–147. doi: 10.2307/2984809
- Suler, J. (2004). The Online Disinhibition Effect. *CyberPsychology & Behavior*, 7(3), 321–326. <https://doi.org/10.1089/1094931041291295>
- Sundar, S. S. (2008). The MAIN model: A heuristic approach to understanding technology effects on attitude change, behavior change, and social cognition. *The Cambridge Handbook of Visceral Influences*, 117–140.
- Tenenhaus, M., Amato, S., Esposito Vinzi, V. (2004). A global goodness-of-fit index for PLS structural equation modeling, *Proceedings of the XLII SIS Scientific Meeting, Vol. Contributed Papers*, CLEUP, Padova, pp. 739–742. Doi: <https://www.scrip.org/reference/referencespapers?referenceid=1960154>
- Tomasello, M. (2014). The ultra-social animal. *European Journal of Social Psychology*, 44(3), 187–194. <https://doi.org/10.1002/ejsp.2015>
- Tracy, J. L., Robins, R. W., & Tangney, J. P. (Eds.). (2007). *The self-conscious emotions: Theory and research*. The Guilford Press.
- Tracy, J. L., & Robins, R. W. (2004). Putting the Self into Self-Conscious Emotions: A Theoretical Model. *Psychological Inquiry*, 15(2), 103–125. https://doi.org/10.1207/s15327965pli1502_01
- Valkenburg, P. M., & Peter, J. (2011). Online communication among adolescents: An integrated model of its attraction, uses, and effects. *Journal of Adolescent Health*, 48(2), 121–127. DOI: 10.1016/j.jadohealth.2010.08.020
- an de Ven, N., Hoogland, C. E., Smith, R. H., van Dijk, W. W., & Ouwerkerk, J. W. (2014). When envy leads to Schadenfreude, *Cognition and Emotion*, 29(6):1–19. DOI:10.1080/02699931.2014.961903
- Van Dijk, W. W., Ouwerkerk, J. W., Smith, R. H., & Cikara, M. (2015). The role of selfevaluation and envy in schadenfreude. *European Review of Social Psychology*, 26(1), 247–282. <https://doi.org/10.1080/10463283.2015.1111600>
- Walther, J. B. (1996). Computer-mediated communication: Impersonal, interpersonal, and hyperpersonal interaction. *Communication Research*, 23(1), 3–43. <https://doi.org/10.1177/0093650960230010>
- Watanabe, H. (2018). Sharing schadenfreude and late adolescents' self-esteem: does sharing schadenfreude of a deserved misfortune enhance self-esteem? *International Journal of Adolescence and Youth*, 24(4), 438–446. DOI:10.1080/02673843.2018.1554500
- Wetzels, R., Raaijmakers, J. G. W., Jakab, E., & Wagenmakers, E.J. (2009). How to quantify support for and against the null hypothesis: A flexible WinBUGS implementation of a default Bayesian t–test, *Psychonomic Bulletin & Review*, 16: 752–760. <https://link.springer.com/article/10.3758/PBR.16.4.752>
- Zerres, C., & Mayländer, & T.B. The dark side of social media: Systematization and overview, *The Journal of Social Media in Society*, Vol. 13, No. 2, Page 175–200. Doi: <https://thejsms.org/index.php/JSMS/article/view/1515>
- Zillmann, D. (2000). Mood management through selective exposure to dispositional affect. In L. Donohew, H. E. Sypher, & E. T. Higgins (Eds.), *Communication, social cognition, and affect* (pp. 103–123). Lawrence Erlbaum Associates Publishers. DOI:10.1080/23808985.2000.11678971