

ارائه مدل گرایش به مصرف مواد بر اساس ادراک تعارض بین والدین و نقش میانجی مشکلات هیجانی-رفتاری

فاطمه کلاتری^۱، سعید قنبری^۲، مجتبی حبیبی^۳، ابراهیم علیزاده^۴

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۱/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۶/۰۲/۲۰

چکیده

هدف: پژوهش حاضر با هدف بررسی تأثیر نقش میانجی مشکلات هیجانی-رفتاری در رابطه با ادراک تعارض بین والدین و گرایش به مصرف مواد انجام شد. **روش:** روش پژوهش توصیفی-همبستگی و ازنوع مدل یابی معادلات ساختاری بود. جامعه آماری دانش آموزان مقطع متوسطه شهرستان قدس استان تهران بود که با استفاده از روش نمونه گیری خوشای تصادفی چند مرحله‌ای، ۶۰۰ نفر از آنها انتخاب شدند. ارزار پژوهش، سیاهه رفتاری آشناخ، مقیاس ادراک تعارض بین والدین و مقیاس گرایش به مصرف مواد بود.

یافته‌ها: نتایج تحلیل مدل یابی معادلات ساختاری نشان داد که مدل نظری پژوهش که متغیر مشکلات هیجانی-رفتاری به عنوان متغیر میانجی در رابطه با تعارضات بین والدین و گرایش به مصرف مواد وارد مدل شده بود، دارای شاخص‌های برازش مناسبی است. همچنین در این مدل مسیر غیرمستقیم تعارضات بین والدین به گرایش به مصرف مواد با میانجی مشکلات هیجانی-رفتاری معنادار بود. مسیر مستقیم تعارضات بین والدین به سمت گرایش به مصرف مواد معنادار به دست نیامد. می‌توان گفت که میانجی به صورت نسبی معنادار است. **نتیجه گیوی:** این یافته‌ها در امر پیشگیری از گرایش به مصرف مواد در مدارس و نهادهای مرتبط مثمر ثمر است. از طرفی می‌توان در هنگام تنظیم مداخلات درمانی و فرموله‌بندی درمان، تعارضات خانواده و مشکلات هیجانی و رفتاری را به عنوان عوامل خطر لحاظ کرد.

کلیدواژه‌ها: ارائه مدل، ادراک تعارض بین والدین، مشکلات هیجانی-رفتاری، گرایش به مصرف مواد

۱. کارشناسی ارشد مشاوره مدرسه، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

۲. نویسنده مسئول: استادیار گروه روان‌شناسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران، پست الکترونیکی: ghanbari_sbu@yahoo.com

۳. استادیار گروه مطالعات اعتیاد، دانشگاه علوم پزشکی ایران، تهران، ایران

۴. استادیار گروه روان‌شناسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

مقدمه

باورها و نگرش‌های افراد دربارهٔ مواد و پیامدهای منفی و مثبت مصرف آن، در اصطلاح گرایش به مصرف مواد تعریف شده است (بولس و میوتو^۱، ۲۰۰۳). گرایش به مصرف مواد رابطه مستقیم با حوزه‌های نگرشی افراد از قبیل در ک آن‌ها از قانونی بودن و میزان پذیرش اجتماعی مواد، ضررها ناشی از مصرف مواد و یا حالات و پیامدهای خوشایند مصرف مواد دارد (لوگان، والکر، کول و لیوکفلد^۲، ۲۰۰۲). سوءمصرف مواد ووابستگی به آن یک پدیده مزمن و عودکننده است که با آسیب‌های شدید جسمی، مالی، خانوادگی و اجتماعی همراه است، امروزه بین نوجوانان سراسر جهان شیوع روزافزون مصرف مواد به چشم می‌خورد (بشیریان، فتحی و براتی، ۲۰۱۴). مصرف این مواد در دوره نوجوانی پیامدهای عمیقی به دنبال دارد که شامل؛ افزایش احتمال خودکشی^۳، دیگرکشی^۴، حوادث خطرناک در نوجوانی، کاهش عمر، بزهکاری و افزایش خطر بیماری‌های قلبی^۵ و سرطان^۶ در بزرگ‌سالی، عملکرد تحصیلی ضعیف و روابط ضعیف با والدین و همسالان می‌باشد (مکارم و زنجانی، ۱۳۹۲). گزارش سازمان بهداشت جهانی (۲۰۰۸) نشان می‌دهد بیشترین نرخ شیوع مصرف مواد با ۲/۸ درصد در ایران است (گزارش هیئت بین‌المللی کنترل مواد مخدر^۷، ۲۰۱۵). بر اساس آمار سازمان پژوهشی قانونی طی سال‌های ۱۳۸۸ تا ۱۳۹۰ در سراسر کشور مرگ‌های ناشی از سوءمصرف مواد مخدر پس از تصادفات و حوادث رانندگی، دومین عامل مرگ‌های غیرطبیعی افراد است (سازمان پژوهشی قانونی، ۱۳۹۱). عوامل متعددی با گرایش به مصرف مواد و روان‌گردنها در نوجوانان مرتب هستند که سه حیطه گسترده عوامل فردی، خانوادگی و اجتماعی را در بر می‌گیرد (حیدرعبادی و همکاران، ۲۰۱۵؛ والتر، مورگنسترن و هانوینکل^۸، ۲۰۱۲).

یکی از عوامل مهم خانوادگی، تعارضات بین والدین است. تعارض بین والدین عبارت است از ناسازگاری و عدم توافق زوجین با یکدیگر که به صورت نظرات، اهداف و

۲۹۴
294

۱۴۷۶ سال سپتامبر ۵۲ شماره ۵۲ تابستان ۱۳۹۷ Vol. 13, No. 52, Summer 2019
--

1. Boles & Miotto
2. Logan, Walker, Cole & Leukefeld
3. Suicides
4. Heart disease
5. Cancer

6. Report of the International Narcotics Control Board
7. Walther, Morgenstern & Hanewinkel

رفتاری که در جهت مخالف با دیگری است، نمود می‌یابد. این تعارضات و درگیری‌های بین والدین توسط فرزندان ادراک می‌شود و به عنوان یک عامل استرس‌زا در محیط خانواده، کودک یا نوجوان را در سیستم خانواده درگیر می‌کند (گریچ و فینچام، ۱۹۹۰؛ دویل و مارکویچ^۲، ۲۰۰۵). در رویکرد یادگیری اجتماعی به دلیل این که در تعارضات والدین، فرزندان خصوصیت و خشونت را یاد می‌گیرند و سپس به عنوان یک الگو در روابط خود به کار می‌برند، به عنوان عامل خطرساز در نظر گرفته می‌شود (چری^۳، ۲۰۱۳). مواجهه مکرر با تجربه تعارض می‌تواند منجر به بروز مشکلات رفتاری و هیجانی در فرزندان شود (دویل و مارکویچ، ۲۰۰۵).

مشکلات هیجانی و رفتاری به شرایطی اطلاق می‌شود که در آن پاسخ‌های هیجانی-رفتاری فرد با هنجارهای فرهنگی^۴، سنی و قومی او تفاوت داشته باشد (فلتیچر و رینولد^۵، ۲۰۰۳)، به طوری که بر عملکرد تحصیلی، مراقبت از خود، روابط اجتماعی، سازگاری فردی، رفتار در کلاس و سازگاری در محیط وی نیز تأثیر منفی بگذارد (غباری بناب، پرنده، حسین خانزاده فیروزجاه، مولی و نعمتی، ۱۳۸۶). در همین راستا پژوهش طولی در سال ۲۰۱۱ نشان داد که مشکلات رفتاری در طول زمان با عوامل محیطی در ارتباط است.

در این تحقیق نشان داده شد که درگیری و تعارض بین والدین باعث بروز مشکلات رفتاری آن‌ها می‌شود (کلار، مک‌کووی، ایاکونو و برت^۶، ۲۰۱۱). این تحقیق مشابه تحقیقات (مک‌کووی، الکینس، والدن^۷ و ایاکونو، ۲۰۰۵؛ برت، مک‌کووی، کراگر و ایاکونو^۸، ۲۰۰۷) است که نشان می‌دهند مشکلات رفتاری نوجوانان تحت تأثیر تعارض بین والدین و تعارض رفتار والدین با نوجوانان شکل می‌گیرند. در پژوهشی در سال ۲۰۱۱ نشان داده شد که بین رفتارهای درونی شده و برونی شده نوجوانان و تعارضات آشکار و ناآشکار والدین رابطه وجود دارد. نتایج تحقیق دیگری نشان داد کودکانی که در خانواده‌های پر تعارض زندگی می‌کنند در خطر بالایی از مشکلات رفتاری، از جمله

1. Grych & Fincham
2. Doyle & Markiewicz
3. Cherry
4. Cultural norms
5. Fletcher-Janzen & Reynolds

6. Klahr, McGue, Iacono & Burt
7. Elkins, Walden & Iacono
8. Burt, McGUE, M, Krueger & Iacono

پرخاشگری، بزهکاری و سوءمصرف مواد، قرار دارند (کامینگز و دیویس^۱، ۱۹۹۴). در همین راستا نتایج پژوهش‌های سیگفوزیتیر، آسگرزیتیر، سیگاردسون و گادجانسون^۲، ۲۰۱۱؛ ویلر^۳، ۲۰۱۲؛ لایرلی و هیربر^۴، ۲۰۱۳؛ بیگلن^۵ و همکاران، ۲۰۱۵ در رابطه با تعارضات کلی در خانواده نشان می‌دهند که تعارضات خانواده به صورت مستقیم بر مشکلات رفتاری و اجتماعی نوجوان تأثیر می‌گذارد.

از طرفی پژوهش‌ها حاکی از آن است که مشکلات هیجانی-رفتاری یکی از عوامل گرایش افراد به مصرف مواد هستند. تحقیقات نشان می‌دهد که رفتارهای پرخاشگرانه و قانون‌شکنانه در نوجوانی نه تنها در بزرگ‌سالی منجر به رفتارهای ضد اجتماعی می‌شود بلکه یکی از عواملی است که نوجوان را به سمت مصرف مواد سوق می‌دهد (ایپستان، بوتوین، دیاز، ویلامز و گریفن^۶، ۲۰۰۰). از طرفی نتایج تحقیقات نشان می‌دهد که افسردگی و اضطراب یکی از عوامل سوق دهنده نوجوانان به سمت مصرف مواد می‌باشد (آدرم و نیک‌منش، ۱۳۹۱، اکبری و عموم پور، ۱۳۸۹).

پژوهش‌های پیشین حاکی از رابطه بین تعارضات بین والدین با مشکلات هیجانی-رفتاری و رابطه مجرای هر کدام از این مشکلات با گرایش به مصرف مواد می‌باشد، اما پژوهش حاضر به دنبال ارائه مدلی است که پیش‌بینی کننده مناسبی از گرایش به مصرف مواد با میانجی مشکلات هیجانی-رفتاری به صورت یک متغیر مکنون باشد. از آنجایی که گرایش نوجوانان به ناسازگاری‌ها پدیده‌ای قابل پیشگیری است؛ می‌توان با طراحی و اجرای گستره‌های برنامه‌های آموزشی برای نوجوانان و والدین، عوامل محافظت کننده آنان در برابر این پدیده را تقویت نمود. در این زمینه می‌توان توجه به بعد تعارضات بین والدین در افرادی که مستعد گرایش به مصرف مواد هستند و تدوین بسته‌های درمانی که با تاثیر گذاری بر تعارضات زناشویی و اثرات مخرب آن بر نوجوانان از گرایش نوجوانان به مصرف مواد مخدر بکاهند. از طرفی می‌توان در هنگام تنظیم مداخلات درمانی و

1. Cummings & Davies
2. Sigfusdottir, Asgeirsdottir, Sigurdsson & Gudjonsson
3. Wheeler

4. Lyerly & Huber
5. Biglan
6. Epstein, Botvin, Diaz, Williams & Griffin

فرموله بندی درمانی، تعارضات خانواده و مشکلات هیجانی و رفتاری به عنوان عامل خطر در نظر گرفته شود و در مصاحبه‌های بالینی مورد استفاده قرار گیرد. بنابراین، با در نظر گرفتن آسیب‌های فردی و اجتماعی ناسازگاری‌های نوجوانان و توجه به بررسی عوامل مؤثر در امر پیشگیری و حتی تنظیم مداخلات درمانی پژوهش حاضر با هدف تعیین رابطه ادراک تعارض بین والدین و گرایش به مصرف مواد: با نقش میانجی مشکلات هیجانی- رفتاری انجام شد.

روش

جامعه، نمونه، و روش نمونه‌گیری

روش پژوهش حاضر توصیفی- همبستگی از نوع مدل‌بایی معادلات ساختاری بود. جامعه آماری این پژوهش را دانش آموزان دختر و پسر دوره متوسطه (دوره اول و دوره دوم) شهرستان قدس واقع در استان تهران در سال تحصیلی ۹۵-۹۶ تشکیل دادند. حجم نمونه پژوهش ۶۰۰ دانش آموز بود (۳۰۲ دختر و ۲۹۸ پسر) که به روش نمونه‌گیری خوش‌ای

تصادفی چندمرحله‌ای^۱ انتخاب شدند. با این ترتیب که در مرحله اول هشت آموزشگاه (۴

آموزشگاه پسرانه و ۴ آموزشگاه دخترانه) با روش نمونه‌گیری تصادفی برگزیده شدند، سپس در مرحله دوم از هر کلاس موجود در یک آموزشگاه ۱۰ دانش آموز به صورت تصادفی منظم از روی لیست کلاسی انتخاب شدند. انتخاب حجم نمونه پژوهش با در نظر گرفتن چندین نکته انجام شد، اول این که بر پایه‌ی پیشنهاد استیونس، در نظر گرفتن حداقل پانزده مورد برای هر متغیر پیش‌بین (به همراه خرده‌مقیاس‌ها) در تحلیل رگرسیون چندگانه با روش معمولی کمترین محدودرات استاندارد، یک قاعده اصولی است (هومن، ۱۳۹۱).

در این پژوهش دو متغیر پیش‌بین وجود دارد که هر کدام چهار خرده‌مقیاس دارد که با این روش حجم نمونه باید حداقل ۱۲۰ نفر باشد. دوم این که هومن (۱۳۹۱) در کل با توجه به نظرات مختلف در رابطه با انتخاب منطقی حجم نمونه، حداقل پانزده مورد به ازای هر متغیر اندازه گیری شده را منطقی می‌داند در پژوهش حاضر ۱۸ متغیر اندازه گیری شده

1. multistage clustering random sampling

وجود دارد که بنابراین با این روش حجم نمونه پژوهش باید حداقل ۲۷۰ نفر باشد. در این پژوهش سعی شد که از حجم نمونه بالایی استفاده شود. بنابراین حجم نمونه ۶۰۰ نفر انتخاب شد. در پژوهش حاضر ملاک‌های ورود داشتن سن ۱۳-۱۸ سال و تحصیل در یکی از مقاطع متوسطه دوره اول یا دوره دوم متوسط و ملاک‌های خروج طلاق والدین و فوت پدر یا مادر در نظر گرفته شد.

ابزار

۱- مقیاس تعارضات بین والدین^۱: این مقیاس اولین بار توسط گریچ و فینجام (۱۹۹۲) در بین نوجوانان سنین ۱۱-۱۲ سال و در خانواده‌های سالم به منظور سنجش میزان ادراک فرزندان از تعارض والدین طراحی شد. این مقیاس دارای نه عامل است که چهار عامل فراوانی تعارض، شدت تعارض، حل و فصل تعارض که شامل ۲۵ ماده است، تعارضات محرب زناشویی را مورد ارزیابی قرار می‌دهند. در پژوهش بیخام و فیس^۲ (۱۹۹۷) و مورا، داس سانتون، روچا و ماتوس^۳ (۲۰۱۰) این چهار عامل تحت عنوان ویژگی‌های تعارض زناشویی^۴ اعتباریابی شده‌اند. پاسخ به هر ماده در یک طیف سه نقطه‌ای از نوع لیکرت (۰= نادرست، ۱= تقریباً درست، ۲= درست است) است. گریچ و فینجام (۱۹۹۲) ضریب آلفای مقیاس را ۰/۸۹ و ضریب بازآزمایی دو هفته‌ای را ۰/۷۰ گزارش کرده‌اند. این مقیاس به عنوان روایی ملاک، مناسب ترین پیش‌بینی کننده سازگاری کودک نسبت به مقیاس‌های رضایت و تعارض زناشویی گزارش شده است (گریچ و همکاران، ۱۹۹۲). روایی سازه عامل‌های تعارض بین والدین با روش تحلیل عاملی تأییدی در پژوهش بیخام و فیس (۱۹۹۷) مورد بررسی و تأیید قرار گرفته است. در این تحقیق آلفای کرونباخ کل ۰/۹۵ به دست آمد. در ایران مختارنیا (۱۳۹۴) با تحلیل عاملی تأییدی تغییرنایذیری عامل‌ها را مورد تأیید قرار داده است. همچنین روایی واگرای آن با پرسشنامه تعاملات خانواده^۵ رضایت‌بخش گزارش شده و ضرایب آلفای کرونباخ عامل‌ها بین ۰/۶۴ تا ۰/۸۶ گزارش

۲۹۸
298

۱۴۹۷
سال سیزدهم شماره ۵۲ تابستان
Vol. 13, No. 52, Summer 2019

- 1. marital conflict scale
- 2. Bickham & Fiese
- 3. Moura, dos Santos, Rocha & Matos

- 4. martial Conflict Properties
- 5. Family Communication Scale (FCS)

شده است. در پژوهش حاضر آلفای کرونباخ خردۀ مقیاس‌ها بین ۰/۶۸ و ۰/۸۳ به دست آمد.

۲-پرسشنامه خود گزارشی نوجوان: این پرسشنامه توسط آشنباخ ساخته شده و توسط مینایی (۱۳۸۵) و حبیبی (۱۳۸۸) در ایران هنجاریابی شده است. فرم خود گزارشی نوجوان، یک مقیاس خود گزارشی برای سنین ۱۱ الی ۱۸ سال است. این مقیاس شامل دو بخش از قبیل بخش مبتنی بر اختلالات بالینی و بخش شایستگی‌ها و کارکردهای اجرایی است. بخش کارکردهای اجرایی به دو قسمت مشکلات درونی‌سازی و مشکلات برونی‌سازی و سایر مشکلات، تقسیم می‌شود که شامل مشکلات گوش‌گیری/افسردگی، اضطراب/افسردگی، شکایات جسمانی، مشکلات اجتماعی، مشکلات تفکر، مشکلات توجه، رفتار قانون‌شکنانه و رفتار پرخاشگرانه است. در پژوهش حاضر پنج مقیاس زیر مورد استفاده قرار گرفت. مشکلات گوش‌گیری/افسردگی که با سؤال‌های ۱۴، ۱۸، ۳۰، ۲۹، ۴۵، ۳۵، ۵۴، ۵۲، ۷۶، ۷۷، ۹۱، ۱۰۰، ۱۰۲، ۱۰۳؛ اضطراب با سؤال‌های ۱۱، ۲۶، ۲۸، ۳۷، ۳۰، ۲۴، ۵۰، ۱۱۲؛ شکایات جسمانی با سؤال‌های ۴، ۸، ۱۰، ۴۱، ۷۸، ۹۳، ۹۴؛ رفتار قانون‌شکنانه با سؤال‌های ۳، ۲۲، ۲۳، ۸۶، ۹۵ و رفتار پرخاشگرانه که با سؤال‌های ۱۶، ۲۱، ۲۸، ۴۳، ۴۷، ۵۷، ۶۷، ۸۱، ۸۲، ۸۰، ۹۰، ۹۷، ۹۲ و ۱۰۱ ارزیابی می‌شوند. مینایی (۱۳۸۵) فرم‌های نظام آشنباخ را به فارسی ترجمه و برای جمعیت ایرانی هنجار کرد. نتایج بررسی روایی سازه این مقیاس با استفاده از تحلیل عاملی در ایران حاکی از حمایت یافته‌ها از ساختار هشت عاملی این مقیاس دارد. روایی همگرای این مقیاس با پرسشنامه مشکلات رفتاری راتر و پرسشنامه شخصیت آیزنگ^۱ در حد مطلوب بود؛ و اعتبار آزمون مشکلات رفتاری نوجوانان با رویکرد مبتنی بر سنجش تجربی آشنباخ با استفاده از آلفای کرونباخ برای پسран ۰/۸۹ و برای دختران ۰/۹۴ و با استفاده از دو نیمه کردن برای پسran ۰/۸۴ و برای دختران ۰/۸۷ به دست آمد. ضریب آلفای کرونباخ برای خردۀ مقیاس‌های اضطراب/افسردگی، گوش‌گیری/افسردگی، مشکلات جسمانی، مشکلات اجتماعی، مشکلات

تفکر، مشکلات توجه، رفتار قانون‌شکنی، رفتار پرخاشگرانه، بروزی‌سازی، درونی‌سازی و مشکلات کلی به ترتیب برابر $0/83$ ، $0/85$ ، $0/78$ ، $0/79$ ، $0/64$ ، $0/78$ ، $0/87$ ، $0/89$ ، $0/81$ ، $0/79$ و ضریب اعتبار دونیمه کردن برای همان خرده‌مقیاس‌ها به ترتیب $0/77$ ، $0/81$ ، $0/83$ ، $0/86$ ، $0/87$ ، $0/67$ ، $0/69$ ، $0/83$ ، $0/86$ ، $0/76$ و $0/83$ گزارش شده است (حبیبی عسگرآباد، بشارت و فدایی، ۱۳۸۸). در پژوهش حاضر ضریب آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس‌های اضطراب/افسردگی، گوشه‌گیری/افسردگی، مشکلات جسمانی، رفتار قانون‌شکنی، رفتار پرخاشگرانه، بروزی‌سازی، درونی‌سازی و مشکلات کلی به ترتیب $0/82$ ، $0/60$ ، $0/63$ ، $0/69$ ، $0/71$ ، $0/79$ ، $0/80$ و $0/89$ به دست آمد.

۳- مقیاس گرایش به مصرف مواد مخدر: این مقیاس توسط زاده‌محمدی و احمدآبادی (۱۳۸۷) با بررسی ابزارهای معتبر در حوزه خطرپذیری همچون پرسش‌نامه خطرپذیری نوجوانان^۱ (گالونه، مور، موس و بوید، ۲۰۰۰) و پرسش‌نامه سیستم کنترل رفتار پرخطر نوجوانان^۲ (برنر^۳ و همکاران، ۲۰۰۴) و با در نظر گرفتن شرایط فرهنگی و محدودیت‌های اجتماعی جامعه ایران ساخته شده است. این مقیاس شامل ۳۸ گویه برای سنجش آسیب‌پذیری نوجوانان در مقابل ۷ دسته رفتارهای پرخطر از قبیل گرایش به رانندگی پرخطر، خشونت، سیگار کشیدن، مصرف مواد مخدر، مصرف الکل، رابطه و رفتار جنسی و گرایش به جنس مخالف است که پاسخ‌گویان موافقت یا مخالفت خود را با این گویه‌ها در یک مقیاس^۵ گزینه‌ای از کاملاً موافق (=۱) تا کاملاً مخالف (=۵) بیان می‌کنند. نمره بالا در هر یک از عامل‌ها نشان‌دهنده خطرپذیری بالای نوجوان در آن عامل است. اعتبار این پرسش‌نامه و خرده‌مقیاس‌های آن در سطح مناسب و مطلوب ارزیابی شده است. ضریب آلفا برای کل مقیاس $0/938$ ، سیگار کشیدن $0/931$ ، مصرف مواد مخدر $0/906$ ، مصرف الکل $0/907$ ، رابطه و رفتار جنسی $0/856$ و گرایش به جنس مخالف $0/809$ گزارش شده است (زاده‌محمدی و احمدآبادی، ۱۳۸۷). در پژوهش حاضر عامل گرایش به مصرف مواد این پرسش‌نامه مورد استفاده قرار گرفت که آلفای آن $0/80$ به دست آمد.

یافته‌ها

میزان ۲۵/۱٪ از پدران گروه نمونه شغل کارگری، ۱۶/۷٪ کارمند دولتی، ۵۰/۶٪ آزاد، ۲/۵٪ بازاری و ۵/۱٪ بیکار بودند. آماره‌های توصیفی سن گروه نمونه به تفکیک جنسیت در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱: آماره‌های توصیفی سن به تفکیک جنسیت

جنسیت	تعداد	میانگین	انحراف استاندارد	کمترین	بیشترین
پسر	۲۸۷	۱۵/۴۶	۱/۱۶	۱۳	۱۸
دختر	۳۱۳	۱۵/۵۰	۱/۲۴	۱۳	۱۸
کل	۶۰۰	۱۵/۴۸	۱/۲۰	۱۳	۱۸

برای آزمون مدل نظری، پس از بررسی مفروضه‌های مدل یابی معادلات ساختاری آزمون مدل اجرا شد. مدل یابی معادلات ساختاری، مانند هر روش آماری، دارای شماری از مفروضه‌هاست که باید صادق بوده یا دست کم به گونه‌ای تقریب برقرار باشد تا نسبت به نتایج آن اطمینان شود (هومن، ۱۳۹۱). بنابراین در پژوهش حاضر، تمامی مفروضه‌ها مورد بررسی قرار گرفت که با توجه به رد شدن فرضیه نرمال بودن در تعدادی از متغیرها از روش برآورده مقاوم در برابر نقض نرمال بودن استفاده شد. قبل از درخواست محاسبه

برازش مدل، روش برآورده مقاوم در ماتریس کواریانس مجانی انتخاب شد. همچنین نتایج نرم افزار لیزرل و برآزش یافتن مدل‌های ساختاری نشان داد که پیش‌فرضهای «مدلی بیش از حد مشخص شده» و «عدم هم خطی چندگانه» بین متغیرها رعایت شده است. علاوه بر این شاخص‌های عامل تورم واریانس با مقدار $VIF > 5$ و آماره تحمل بالای ۰/۱ برای متغیرهای پیش‌بین به دست آمد که نشان‌دهنده عدم هم خطی چندگانه بین متغیرهای پیش‌بین بود (کرانی و سرلس، ۲۰۰۲). همچنین پیش‌فرض مربوط به خطی بودن رابطه بین متغیرها بر اساس ماتریس کواریانس و همبستگی از طریق نمودار پراکنده‌گی^۳ بررسی و تائید شد. مفروضه‌ی فاصله‌ای بودن مقیاس اندازه‌گیری با توجه به ماهیت داده‌ها مورد تأیید قرار گرفت.

1. Robust Maximum Likelihood
2. Craney & Surles

3. Scatter Plot

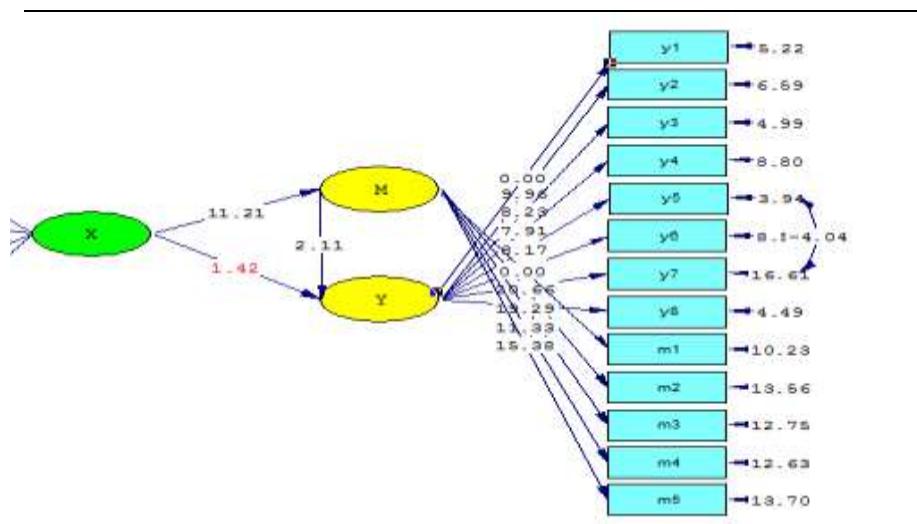
ماتریس همبستگی متغیرهای مورد مطالعه در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲: ماتریس همبستگی متغیرهای مورد مطالعه در نمونه انتخابی

متغیرها	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷	۸	۹	۱۰
۱. فراوانی تعارض	۱	-	-	-	-	-	-	-	-	-
زنashویی										
۲. شدت تعارض	۰/۶۳	-	-	-	-	-	-	-	-	-
زنashویی										
۳. حل و فصل تعارض	۰/۶۳	۰/۶۳	-	-	-	-	-	-	-	-
زنashویی										
۴. ثبات تعارض	۰/۵۲	۰/۵۲	۰/۵۲	-	-	-	-	-	-	-
۵. اضطراب	۰/۳۳	۰/۲۹	۰/۲۹	۰/۲۴	۰/۲۴	-	-	-	-	-
۶. افسردگی	۰/۳۳	۰/۲۹	۰/۲۹	۰/۳۱	۰/۳۰	-	-	-	-	-
۷. شکایت جسمانی	۰/۳۰	۰/۲۷	۰/۳۱	۰/۱۹	۰/۱۹	۰/۲۷	-	-	-	-
۸. رفتار قانون‌شکنانه	۰/۲۲	۰/۲۱	۰/۲۱	۰/۱۳	۰/۱۲	۰/۱۶	-	-	-	-
۹. رفتار پرخاشگرانه	۰/۲۷	۰/۲۸	۰/۲۵	۰/۱۷	۰/۱۱	۰/۲۱	۰/۱۴	-	-	-
۱۰. گرایش به مصرف مواد	۰/۱۱	۰/۱۲	۰/۱۰۳	۰/۱۱	۰/۱۲	۰/۱۴	۰/۲۹	۰/۲۴	-	-
میانگین	۳/۲۲	۲/۲۹	۳/۷۷	۳/۴۳	۳/۹۳	۱/۶۲	۳/۸۰	۷/۳۸	۱/۳۵	-
انحراف استاندارد	۴/۹۹	۱/۰۲	۲/۴۸	۲/۲۳	۲/۰۴	۱/۵۱	۱/۵۰	۱/۰۲	۲/۰۴	۲/۹۲

۳۰۲
302

برای برآورده مدل از روش حداکثر درست نمایی به شیوه مقاوم استفاده شد و سپس مدل از طریق نرم‌افزار لیزرل اجرا شد. مدل حاصل از اجرای تحلیل، با پارامترهای ضرایب مسیر در مدل ساختاری که همان ضرایب بتا در معادله رگرسیون هستند، در شکل ۱ گزارش شده است. همچنین ضرایب بار عاملی استاندارد شده همبستگی بین متغیرهای مکنون با نشانگرها (متغیرهای اندازه‌گیری شده) ارائه شده است.



شکل ۱: مقادیر آزمون معناداری همراه با واریانس خطای محاسبه شده برای مسیر ساختاری مدل
ادراک تعارض بین والدین؛ M =مشکلات هیجانی-رفتاری؛ Y =گرایش به مصرف مواد

نتایج حاصل از برآذش مدل نشان داد: مقدار مجذور کای دو $138/45$ معنادار به دست آمد. با توجه به اینکه مجذور کای دو نسبت به حجم نمونه بسیار حساس است و در نمونه های با حجم بالای 100 نفر معنادار به دست می آید، بنابراین شاخص مناسبي برای تفسیر مدل نیست و باید با در نظر گرفتن درجه آزادی تفسیر شود. در ضمن شاخص مجذور کای دو ساتورا-بنتلر زمانی که فرضیه های توزیع خدشه دار است به عنوان شاخص تصحیح آماره مجذور کای دو به کار می رود. در این پژوهش نسبت شاخص ساتورا-بنتلر به درجه آزادی کمتر از 3 به دست آمد ($S-B\chi^2/df=2/71$)^۱ که حاکی از برآذش مناسب مدل است. مقدار شاخص ریشه دوم میانگین مجذورات خطای تقریب کمتر از $0/05$ به دست آمد که نشان دهنده برآذش مطلوب و مناسب مدل است. همچنین مقدار ریشه دوم میانگین مجذورات باقیمانده استاندارد شده هر چقدر به صفر نزدیک باشد به همان مقدار مدل برآذش بهتری دارد. شاخص نیکویی برآذش $0/90$ گزارش شد؛ طبق قاعده اگر شاخص نیکویی برآذش بزرگتر یا مساوی $0/90$ باشد مدل از نظر علمی قابل قبول

محسوب می‌شود. مقدار شاخص نیکوبی برازش تعدیل یافته ایجازی نیز $0/94$ به دست آمده که قابل قبول بودن مدل را نشان می‌دهد و هر چه بیشتر از $0/50$ باشد نشان از برازش بهتر مدل است. همچنین مقدار شاخص برازش تطبیقی به دست آمده، بالاتر از $0/98$ است که نشان دهنده برازش قابل قبول بین مدل و داده‌هاست. بنابراین شاخص‌های برازش مدل به طور کلی نشان دادند که داده‌های گردآوری شده به اندازه قابل قبولی از مدل شناختی-باقتی حمایت می‌کنند. پس از قابل قبول بودن مدل، نتایج به دست آمده از مسیرهای مدل مورد بررسی قرار گرفت که نتایج به شرح جدول ۳ می‌باشد.

جدول ۳: شاخص‌های اثرات مستقیم و غیرمستقیم و کلی هریک از مسیرها بر اساس مدل نظری

مسیر	متغیر مستقل	متغیر میانجی	متغیر وابسته	نوع اثر	β	استاندارد آماره t	خطای
				گرایش به مصرف مواد	اثر مستقیم	$0/08$	$1/42$
				-	-	-	-
تعارض بین مشکلات هیجانی-رفتاری	گرایش به مصرف مواد	غيرمستقیم	اثر	$0/25$	$0/06$	$0/96$	والدین
مشکلات هیجانی-رفتاری	گرایش به مصرف مواد	اثر کلی	$0/42$	$0/05$	$0/14$	-	مشکلات هیجانی-رفتاری
مشکلات هیجانی-رفتاری	گرایش به مصرف مواد	اثر مستقیم	$0/47$	$0/05$	$0/21$	-	مشکلات هیجانی-رفتاری
							مشکلات هیجانی-رفتاری

۳۰۴
304

۱۴۹۷ء شماره ۵۲ تابستان ۱۳. No. 52. Summer 2019
سال سیزدهم Vol.

همانگونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود اثر مستقیم تعارض بین والدین بر مشکلات هیجانی-رفتاری نوجوان معنادار نیست ($P > 0/05$). با توجه به معنادار شدن اثر غیرمستقیم و اثر کلی و با در نظر گرفتن عدم معناداری اثر مستقیم متغیر بروزنزا با متغیر درونزایی اصلی مدل، نقش مشکلات هیجانی-رفتاری به عنوان متغیر میانجی نسبی یا ناقص^۱ تأیید شد. همچنین بتای استاندارد شده مسیر تعارضات بین والدینی به مشکلات هیجانی-رفتاری معنادار به دست آمد در نتیجه تعارضات بین والدینی اثر مستقیمی بر مشکلات هیجانی-

1. partially mediator

رفتاری نوجوانان دارد. در نهایت نتایج حاصل از بتای استاندارد شده مسیر مشکلات هیجانی-رفتاری نیز با مقدار بتای استاندارد شده ۰/۱۷ و خطای استاندارد ۰/۰۹ با در نظر گرفتن مقدار آزمون معناداری ۲/۱۱ بر روی گرايش به مصرف مواد اثر مستقیم دارد.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف تعیین رابطه ادراک تعارض بین والدین و گرايش به مصرف مواد: با نقش میانجی مشکلات هیجانی-رفتاری انجام شد. نتایج پژوهش حاضر نشان داد که ادراک تعارض بین والدین به صورت غیر مستقیم با میانجی مشکلات هیجانی-رفتاری بر گرايش به مصرف مواد تأثیرگذار است. در راستای تبیین نتایج به بررسی هر یک از مسیرهای به دست آمده می‌پردازیم. نتایج به دست آمده نشان داد که تعارضات بین والدین بر مشکلات هیجانی-رفتاری رابطه مستقیم دارد. این یافته‌ها همسو با یافته‌های کلار، و همکاران (۲۰۱۱)؛ مک‌کووی، الکینس، والدن و ایاکونو (۲۰۰۵)؛ برت، مک‌کووی، کراگر و ایاکونو (۲۰۰۷) است که نشان می‌دهند مشکلات رفتاری نوجوانان تحت تأثیر تعارض بین والدین قرار دارد.

۳۰۵

305

۱۴۹۷، شماره ۲، تابستان ۱۳۹۶، Vol. 13, No. 52, Summer 2019

در تبیین علت دستیابی به یافته‌های فوق، سه نکته قابل ذکر است: اولاً بر اساس نظریه یادگیری اجتماعی بندورا، بخش اعظم یادگیری‌های افراد از طریق مشاهده به دست می‌آید (بندورا، ۲۰۰۶)؛ بنابراین می‌توان گفت که نوجوان با مشاهده ناسازگاری‌های والدین، پاسخ‌های رفتاری و عاطفی آنان را می‌آموزد و از طریق پاسخ‌های عاطفی و رفتاری ناسازگارانه آن‌ها را بروز می‌دهد (هالنبرگ و کافمن، ۱۹۹۵؛ زینس و الیاس، ۲۰۰۷). از طرفی با توجه به نظریه سیستم‌های خانواده، تعارض بین والدین یک عامل خطر برای فرزندان است به این دلیل که مبارزات قدرت در خانواده باعث تشدید طرد و در هم تنیدگی در روابط والد-فرزنده می‌شود که رفتارهای علامتی^۳ در فرزندان را به دنبال دارد (ووگل و بل، ۱۹۹۶). به عنوان مثال والدین تعارضات خودشان را با تمرکز کردن روی رفتار علامتی کودک منحرف می‌کنند و مشکلات فرزندان را برجسته می‌کنند. آن‌ها

1. Hallenbeck & Kauffman
2. Zins & Elias

3. symptomatic behaviors
4. Vogel & Bell

در ظاهر روابط زناشویی خود را با بزرگنمایی مشکلات فرزند حفظ می‌کنند. کودک هم به نوبه خود برای حفظ روابط پدر و مادر رفتارهای مشکل‌زای خود را ادامه می‌دهد (روزبام، روزن، یوجی و اوچیدا^۱، ۲۰۰۲). همچنین زمانی که در خانواده تعارض شدید وجود دارد الگوهای شناختی نادرست دیگری نظیر عقاید خشک و انعطاف‌ناپذیر دیده می‌شود که جلوی تصمیم‌گیری‌های دموکراتیک را می‌گیرد. تفسیر منفی از وقایع مشاهده می‌شود که به نوبه خود باعث بروز عواطف خشونت‌آمیز می‌شود (اسدی، جاویدی و قاسمی، ۱۳۹۴).

از طرفی نتایج پژوهش حاضر نشان داد مشکلات هیجانی- رفتاری می‌تواند گرایش به مصرف مواد را به دنبال داشته باشد. این یافته همسو با یافته‌های ایپستان، بوتوین، دیاز، ویلامز و گریفن^۲ (۲۰۰۰)، لوچمن^۳ و همکاران (۲۰۱۵)، نلجمان، بور و ویلیامز^۴ (۲۰۰۹)، آدرم و نیک منش (۱۳۹۱)، اکبری و عمopoر (۱۳۸۹) است. در تبیین این نتایج می‌توان بیان کرد که افراد دارای مراتب بالای پرخاشگری و رفتار قانون‌شکن‌های معمولاً توانایی کمتری برای مهار تکانه‌های خود دارند. این ناتوانی ممکن است زمینه‌ساز گرایش این افراد به سمت مواد مخدر باشد. از طرفی زمینه پرخاشگرانه فرد باعث می‌شود که دوستان و همسالانش او را طرد کرده و همین موضوع زمینه مساعدی برای گرایش به مصرف مواد مخدر را فراهم می‌آورد. بک و همکاران (۲۰۰۰) معتقدند افراد افسرده درباره خود، دنیا، تجارب و آینده‌شان افکار منفی دارند، دیگران را طرد کنند و غیرحمایت‌گر می‌بینند؛ خود را فردی دچار نقص و ضعف در جنبه‌های مهم می‌دانند که این امر خطر مصرف مواد را در آن‌ها افزایش می‌دهد. گلبرگ و همکاران معتقدند افسردگی به عنوان شاخصی از رفتارهای درون‌سازی شده می‌تواند با کناره‌گیری از تعامل‌های اجتماعی خطر سوء‌صرف مواد را افزایش دهد.

از طرفی مدل به دست آمده نشان می‌دهد که اثر مستقیم ادراک تعارض بین والدین بر گرایش به مصرف مواد معنادار نبوده بلکه تعارض بین والدین به صورت غیر مستقیم و با

۳۰۶
306

سال سیزدهم شماره ۵۲ تابستان ۱۳۹۷
Vol. 13, No. 52, Summer 2019

1. Rothbaum, Rosen, Ujiiie & Uchida
2. Epstein, Botvin, Diaz, Williams & Griffin

3. Lochman
4. Najman, Bor & Williams

میانجی مشکلات هیجانی-رفتاری بر گرایش به مصرف مواد تأثیرگذار است. بر اساس نظریه ناکامی و پرخاشگری، چنانچه فرد به دلیل مشکلات خانوادگی یا اجتماعی با مانع روبه رو شود، این موضوع ممکن است باعث رفتارهای پرخاشگرانه یا قانون‌شکنانه در فرد شود. از آنجایی که از نظر فرهنگی و تربیتی، در جامعه ما این گونه رفتارها عملی ناپسند تلقی می‌شود، این گونه افراد برای غلبه بر هیجانات و نیل به آرامش درونی، خود را نیازمند داروی مسكن می‌دانند و آن را در مواد مخدر می‌یابند. در نتیجه وقتی نوجوانان با درگیری‌های مکرر والدین مواجه می‌شوند، اغلب احساس درماندگی می‌کنند که به رفتارهای علامتی، بروز نشانه‌های اضطراب منجر می‌شود (کوکس و پلی¹، ۱۹۹۷). همان‌طور که در بالا گفته شد این رفتارهای علامتی زمینه گرایش نوجوان به سمت مصرف مواد را فراهم می‌کند.

به طور کلی نتایج پژوهش حاضر نشان داد که چگونه عامل تعارضات بین والدین به عنوان یکی از مهم‌ترین عوامل خانوادگی در کنار متغیر مشکلات هیجانی-رفتاری می‌تواند گرایش به مصرف مواد را در نوجوانان پیش‌بینی کند. بنابراین مدل پژوهش با در نظر گرفتن روابط بین متغیرها تدوین شد و نتایج نشان دادند داده‌های به دست آمده از پژوهش، از این مدل حمایت می‌کنند. همچنین پژوهش حاضر نشان داد چگونه متغیر مشکلات هیجانی-رفتاری در نقش متغیر میانجی در رابطه با تعارضات بین والدین و گرایش به مصرف مواد تأثیر دارد. با این که مدل حاضر بیشترین ضریب تعیین را در پیش‌بینی گرایش به مصرف مواد داشت ولی متغیرهای پیش‌بین تنها عوامل فردی و خانوادگی را در پیش‌بینی گرایش به مصرف مواد مخدر در نظر گرفته بود. بنابراین خلاصه‌پژوهشی در این رابطه وجود دارد. در نتیجه به سایر پژوهشگران پیشنهاد می‌شود عوامل زیست-محیطی و روان‌شناسی را نیز در کنار عوامل فردی و خانوادگی مورد بررسی قرار دهنند و مقادیر شاخص‌های برازش را در دونوع مدل مورد مقایسه قرار دهند. از این یافته‌ها می‌توان در امر پیشگیری و شناسایی افراد مستعد به مصرف مواد کمک گرفت. عدم

بررسی تغییرنابذیری در دو جنس و عدم کنترل نقش جنسیتی فرزندان می‌تواند نتایج این پژوهش را تحت تأثیر قرار دهد؛ بنابراین این مورد می‌تواند یکی از محدودیت‌های پژوهش حاضر باشد.

منابع

اسدی، الهه؛ جاویدی، حجت‌الله؛ و قاسمی، نوشاد (۱۳۹۴). رابطه‌ی تعارض والد - نوجوان، تاب آوری با مشکلات روان‌شناختی نوجوانان مقطع دوم و سوم راهنمایی در مناطق چهارگانه‌ی آموزش و پژوهش شهر شیراز. *مطالعات روان‌شناختی*، ۱۱(۱)، ۷۵-۹۶.

محمدی، امین، پورقاز، عبدالوهاب، و سادات‌رقیب، مائده (۱۳۹۲). ساخت و اعتباریابی مقیاس علل گرایش به سوء‌صرف مواد مخدر در جوانان (مطالعه موردی استان خراسان رضوی). *فصلنامه اعتیاد پژوهی*، ۷(۲۶)، ۹۴-۷۳.

مکارم، سپیده و زنجانی، زهراء (۱۳۹۲). رابطه دینداری فرد، خانواده و اعتقاد به پیامدهای مصرف مواد با میزان مصرف مواد مخدر. *فصلنامه اعتیاد پژوهی*، ۷(۲۸)، ۸۸-۷۵.

غاری بناب، باقر؛ پرنده، اکرم؛ حسین‌خان زاده فیروزجاه، عباس‌علی؛ موللی، گیتا؛ و نعمتی، شهرورز (۱۳۸۸). میزان شروع مشکلات رفتاری دانش‌آموزان مقطع ابتدایی شهر تهران. پژوهش در حیطه کودکان استثنایی، ۳(۹)، ۲۲۳-۲۲۸.

سازمان پزشکی قانونی (۱۳۹۱). بازیابی شده از: <http://lmo.ir/index.aspx?siteid=1&pageid=2316&newsview=11814>
آدرم، مهدیه؛ و نیکمنش، زهراء (۱۳۹۱). گرایش به مصرف مواد بر اساس ویژگی‌های شخصیتی. *مجله تحقیقات علوم پزشکی زاهدان*، ۱۴(۲)، ۱۰۴-۱۰۱.

اکبری، بهمن، و عمopoر، مسعود (۱۳۸۹). رابطه افسردگی با نگرش به سوء‌صرف مواد مخدر در دانش آموزان دوره متوسطه شهرستان رشت. *محله روانشناسی تربیتی*، ۲۱(۲)، ۲۰-۷.
مخترانیا، ایرج (۱۳۹۴). رابطه ویژگی‌های شخصیتی و نگرش به اعتیاد با گرایش به رفتارهای پرخطر در بین نوجوانان: با نقش میانجی گری تعارضات خانواده. *پایان‌نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی*.

مینایی، اصغر (۱۳۸۵). هنگاریابی نظام سنجش مبتنی بر تجربه آشناخ. *تهران: انتشارات سازمان آموزش و پژوهش*. پژوهش در حیطه کودکان استثنایی، ۶(۱)، ۵۵۸-۵۲۹.

زاده محمدی، علی و احمد‌آبادی، زهراء (۱۳۸۸). بررسی رفتارهای پرخطر در میان نوجوانان راهکارهایی برای پیشگیری از جرم در محیط خانواده. *محله خانواده پژوهی*، ۵(۴)، ۴۸۵-۴۶۷.
هومن؛ حیدرعلی (۱۳۹۱). مدل یابی معادلات ساختاری با کاربرد نرم‌افزار لیزیل. *تهران: انتشارات سمت*.

۳۰۸
308

References

- Achenbach, T. M., & Rescorla, L. (1991). Manual for the ASEBA School-Age forms and profiles. *Research Center for Children, Youth & Families*, 87, 115-128.
- Beck, K. (2000). *Extreme programming explained: embrace change*. Addison-Wesley professional.
- Bickham, N. L., & Fiese, B. H. (1997). Extension of the Children's Perceptions of Interparental Conflict Scale for use with late adolescents. *Journal of Family Psychology*, 11(2), 246-252.
- Biglan, A., Gau, J. M., Jones, L. B., Hinds, E., Rusby, J. C., Cody, C., & Sprague, J. (2015). The role of experiential avoidance in the relationship between family conflict and depression among early adolescents. *Journal of Contextual Behavioral Science*, 4(1), 30-36.
- Boles, S. M., & Miotto, K. (2003). Substance abuse and violence: A review of the literature. *Aggression and Violent Behavior*, 8(2), 155-174.
- Brener, N. D., Kann, L., Kinchen, S. A., Grunbaum, J. A., Whalen, L., Eaton, D., ... & Ross, J. G. (2004). Methodology of the youth risk behavior surveillance system. *MMWR. Recommendations and reports: Morbidity and mortality weekly report. Recommendations and reports/Centers for Disease Control*, 53(RR-12), 1-13.
- Burt, S. A., McGue, M., Krueger, R. F., & Iacono, W. G. (2007). Environmental contributions to adolescent delinquency: A fresh look at the shared environment. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 35(5), 787-800.
- Cox, M. J., & Paley, B. (1997). Families as systems. *Annual Review of Psychology*, 48(1), 243-267.
- Cummings, E. M., & Davies, P. (1994). *Children and marital conflict: The impact of family dispute and resolution*: Guilford Press.
- Doyle, A. B., & Markiewicz, D. (2005). Parenting, marital conflict and adjustment from early-to mid-adolescence: Mediated by adolescent attachment style? *Journal of Youth and Adolescence*, 34(2), 97-110.
- Epstein, J. A., Botvin, G. J., Diaz, T., Williams, C., & Griffin, K. (2000). Aggression, victimization and problem behavior among inner-city minority adolescents. *Journal of Child & Adolescent Substance Abuse*, 9(3), 51-66.
- Fletcher-Janzen, E., & Reynolds, C. R. (Eds.). (2003). *Childhood disorders diagnostic desk reference*. John Wiley & Sons.
- Grych, J. H., & Fincham, F. D. (1990). Marital conflict and children's adjustment: a cognitive-contextual framework. *Psychological Bulletin*, 108(2), 267-171.
- Gullone, E., Moore, S., Moss, S., & Boyd, C. (2000). The Adolescent Risk-Taking Questionnaire Development and Psychometric Evaluation. *Journal of Adolescent Research*, 15(2), 231-250.
- Hallenbeck, B. A., & Kauffman, J. M. (1995). How does observational learning affect the behavior of students with emotional or behavioral disorders? A review of research. *The Journal of Special Education*, 29(1), 45-71.
- Hayatbakhsh, M. R., Najman, J. M., Bor, W., O'Callaghan, M. J., & Williams, G. M. (2009). Multiple risk factor model predicting cannabis use and use disorders: a longitudinal study. *The American journal of Drug and Alcohol Abuse*, 35(6), 399-407.

- Klahr, A. M., McGue, M., Iacono, W. G., & Burt, S. A. (2011). The association between parent-child conflict and adolescent conduct problems over time: Results from a longitudinal adoption study. *Journal of Abnormal Psychology*, 120(1), 46-56.
- Lochman, J. E., Dishion, T. J., Powell, N. P., Boxmeyer, C. L., Qu, L., & Sallee, M. (2015). Evidence-based preventive intervention for preadolescent aggressive children: One-year outcomes following randomization to group versus individual delivery. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 83(4), 728-731.
- Logan, T. K., Walker, R., Cole, J., & Leukefeld, C. (2002). Victimization and substance abuse among women: contributing factors, interventions, and implications. *Review of General Psychology*, 6(4), 325-330.
- Lyerly, J. E., & Huber, L. R. B. (2013). The role of family conflict on risky sexual behavior in adolescents aged 15 to 21. *Annals of Epidemiology*, 23(4), 233-235.
- McGue, M., Elkins, I., Walden, B., & Iacono, W. G. (2005). Perceptions of the parent-adolescent relationship: a longitudinal investigation. *Developmental Psychology*, 41(6), 971-975.
- Report of the International Narcotics Control Board 2014. (2015). International Narcotics Control Board. United Nations, New York.
- Rothbaum, F., Rosen, K., Ujiie, T., & Uchida, N. (2002). Family systems theory, attachment theory, and culture. *Family Process*, 41(3), 328-350.
- Sigfusdottir, I. D., Asgeirsdottir, B. B., Sigurdsson, J. F., & Gudjonsson, G. H. (2011). Physical activity buffers the effects of family conflict on depressed mood: A study on adolescent girls and boys. *Journal of Adolescence*, 34(5), 895-902.
- Vogel, E. F., & Bell, N. W. (1960). The emotionally disturbed child as a family scapegoat. *Psychoanalytic Review*, 47(2), 21-25.
- Walther, Birte, Morgenstern, Matthis, & Hanewinkel, Reiner. (2012). Co-occurrence of addictive behaviours: personality factors related to substance use, gambling and computer gaming. *European Addiction Research*, 18(4), 167-174.
- Wheeler, J. (2012). *The Effects of Couple Satisfaction on Family Conflict and on Adolescents' Future Antisocial Behavior*. Ph. D. thesis Presented to the Department of Counseling Psychology and Human Services, University of Oregon.
- Zins, J. E., & Elias, M. J. (2007). Social and emotional learning: Promoting the development of all students. *Journal of Educational and Psychological Consultation*, 17(2-3), 233-255.

۳۱۰
310

سال سیزدهم شماره ۵۲ تابستان ۱۳۹۸
Vol. 13, No. 52, Summer 2019