

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

فاطمه کلاتری<sup>۱</sup>، سعید قنبری<sup>۲</sup>، مجتبی حبیبی<sup>۳</sup>، ابراهیم عزیزاده<sup>۴</sup>

تاریخ دریافت: ۱۳۹۶/۰۱/۲۵ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۸/۰۲/۲۰

### 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 از نوع مدل یابی معادلات ساختاری بود. جامعه آماری دانش آموزان مقطع متوسطه شهرستان قدس استان تهران بود که با استفاده از روش نمونه گیری خوشه ای تصادفی چندمرحله ای، ۶۰۰ نفر از آن ها انتخاب شدند. ابزار پژوهش، سیاهه رفتاری آشنباخ، مقیاس ادراک تعارض بین والدین و مقیاس گرایش به مصرف مواد بود. **یافته ها:** 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 شاخص های 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. می توان گفت که میانجی به صورت نسبی معنادار است. **نتیجه گیری:** این یافته ها در امر پیشگیری از گرایش به مصرف مواد در مدارس و نهادهای مرتبط مثمر ثمر است. از طرفی می توان در هنگام تنظیم مداخلات درمانی و فرموله بندی درمان، تعارضات خانواده و مشکلات هیجانی و رفتاری را به عنوان عوامل خطر لحاظ کرد.

**کلیدواژه ها:** 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 روان شناسی، 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 روان شناسی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

## مقدمه

باورها و نگرش‌های افراد درباره‌ی مواد و پیامدهای منفی و مثبت مصرف آن، در اصطلاح گرایش به مصرف مواد تعریف شده است (بولس و میوتو، ۲۰۰۳). گرایش به مصرف مواد رابطه مستقیم با حوزه‌های نگرشی افراد از قبیل درک آن‌ها از قانونی بودن و میزان پذیرش اجتماعی مواد، ضررهای ناشی از مصرف مواد و یا حالات و پیامدهای خوشایند مصرف مواد دارد (لوگان، والکر، کول و لیوکفلد، ۲۰۰۲). سوءمصرف مواد و وابستگی 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<sup>۱</sup>، دیگرکشی، حوادث خطرناک در نوجوانی، کاهش عمر، بزهکاری و افزایش خطر بیماری‌های قلبی<sup>۲</sup> و سرطان<sup>۳</sup> در بزرگ سالی، 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<sup>۴</sup>، ۲۰۱۵). بر اساس آمار سازمان پزشکی 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 پزشکی قانونی، ۱۳۹۱). عوامل متعددی با گرایش به مصرف مواد و روان‌گردان‌ها در نوجوانان مرتبط هستند که سه حیطه گسترده عوامل فردی، خانوادگی و اجتماعی را در بر می‌گیرد (حیدرعبادی و همکاران، ۲۰۱۵؛ والتر، مورگنسترن و هانوینکل<sup>۵</sup>، 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

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 بین‌والدین توسط فرزندان ادراک می‌شود و به‌عنوان یک عامل استرس‌زا در محیط خانواده، کودک یا نوجوان را در سیستم خانواده درگیر می‌کند (گریچ و فینچام، ۱۹۹۰؛ دوایل و مارکویچ، ۲۰۰۵). در رویکرد یادگیری اجتماعی به دلیل این که در تعارضات والدین، فرزندان خصومت و خشونت را یاد می‌گیرند و سپس به‌عنوان یک الگو در روابط خود به کار می‌برند، به‌عنوان عامل خطر ساز در نظر گرفته می‌شود (چری، 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<sup>۴</sup>، سنی و قومی او تفاوت داشته باشند (فلتچر و رینولد، ۲۰۰۳)، به‌طوری 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، موللی 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، ۲۰۱۱). این تحقیق مشابه تحقیقات (مک‌کووی، ال‌کینس، والدن<sup>۷</sup> و ایاکونو، ۲۰۰۵؛ برت، مک‌کووی، کراگر و ایاکونو<sup>۸</sup>، 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 نا آشکار 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 سوء مصرف مواد، قرار دارند (کامینگز و دیویس<sup>۱</sup>، ۱۹۹۴). در همین راستا نتایج پژوهش‌های سیگنوزیتیر، آسگرزیتیر، سیگاردسون و گادجانسون<sup>۲</sup>، ۲۰۱۱؛ ویلر<sup>۳</sup>، ۲۰۱۲؛ لایرلی و هیبر<sup>۴</sup>، ۲۰۱۳؛ بیگلن<sup>۵</sup> 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 بزرگ سالی منجر به رفتارهای ضد اجتماعی می‌شود بلکه یکی از عواملی است که نوجوان را به سمت مصرف مواد سوق می‌دهد (اپستن، بوتوین، دیاز، ویلامز و گریفن<sup>۶</sup>، ۲۰۰۰). از طرفی نتایج تحقیقات نشان می‌دهد که افسردگی و اضطراب یکی از عوامل سوق دهنده نوجوانان به سمت مصرف مواد می‌باشد (آدرم و نیک منش، ۱۳۹۱، اکبری و عمو پور، ۱۳۸۹).

پژوهش‌های پیشین حاکی از رابطه بین تعارضات بین والدین با مشکلات هیجانی-رفتاری و رابطه مجزای 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 گسترده 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 مصاحبه های بالینی مورد استفاده قرار گیرد. بنابراین؛ با در نظر گرفتن آسیب های فردی و اجتماعی ناسازگاری های 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 نمونه گیری

روش پژوهش حاضر توصیفی- همبستگی از نوع مدل یابی 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 ۹۶-۹۵ تشکیل دادند. حجم نمونه پژوهش ۶۰۰ دانش آموز بود (۳۰۲ دختر و ۲۹۸ پسر) که به روش نمونه گیری خوشه ای تصادفی چندمرحله ای<sup>۱</sup> انتخاب شدند. به این ترتیب که در مرحله اول هشت آموزشگاه (۴ آموزشگاه پسرانه و ۴ آموزشگاه دخترانه) با روش نمونه گیری 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 پایه ی پیشنهاد استیونس، در نظر گرفتن حداقل پانزده مورد برای هر متغیر پیش بین (به همراه خرده مقیاس ها) در تحلیل رگرسیون چندگانه با روش معمولی کم ترین مجذورات استاندارد، یک قاعده اصولی است (هومن، ۱۳۹۱). در این پژوهش دو متغیر پیش بین وجود دارد که هر کدام چهار خرده مقیاس دارند 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 می داند در پژوهش حاضر ۱۸ متغیر اندازه گیری شده

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 ۱۸-۱۳ 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<sup>۱</sup>: این مقیاس اولین بار توسط گریچ و فینجام (۱۹۹۲) در بین نوجوانان سنین ۱۲-۱۱ 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 مخرب زناشویی را مورد ارزیابی قرار می‌دهند. در پژوهش بیخام و فیس<sup>۲</sup> (۱۹۹۷) و مورا، داس سانتون، روچا و ماتوس<sup>۳</sup> (۲۰۱۰) این چهار عامل تحت عنوان ویژگی‌های تعارض زناشویی<sup>۴</sup> 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 به‌عنوان روایی ملاک، مناسب‌ترین پیش‌بینی‌کننده 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 تغییرناپذیری عامل‌ها را مورد تأیید قرار داده است. همچنین روایی واگرایی آن با پرسش‌نامه تعاملات خانواده<sup>۵</sup> رضایت‌بخش گزارش شده و ضرایب آلفای کرونباخ عامل‌ها بین ۰/۶۴ تا ۰/۸۶ گزارش

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 خرده‌مقیاس‌ها بین  $0/68$  و  $0/83$  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 خودگزارشی نوجوان، یک مقیاس خودگزارشی 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 گوشه‌گیری/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 گوشه‌گیری/افسردگی که با سؤال‌های ۵، ۱۴، ۱۸، ۲۴، ۳۵، ۵۲، ۵۴، ۷۶، ۷۷، ۹۱، ۱۰۰، ۱۰۲، ۱۰۳؛ اضطراب با سؤال‌های ۱۱، ۲۹، ۳۰، ۴۵، ۵۰، ۱۱۲؛ شکایات جسمانی با سؤال‌های ۴، ۸، ۱۰، ۴۱، ۷۸، ۹۳، ۱۰۴؛ رفتار قانون‌شکنانه با سؤال‌های ۳، ۲۲، ۲۳، ۸۶، ۹۵ و رفتار پرخاشگرانه که با سؤالات ۱۶، ۲۱، ۲۶، ۲۸، ۳۷، ۳۹، ۴۳، ۵۷، ۶۷، ۷۲، ۸۱، ۸۲، ۹۰، ۹۷ 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 همگرایی این مقیاس با پرسش‌نامه مشکلات رفتاری راتر و پرسش‌نامه شخصیت آیزنگ<sup>۱</sup> در حد مطلوب بود؛ و اعتبار آزمون مشکلات رفتاری نوجوانان با رویکرد مبتنی بر سنجش تجربی آشنباخ با استفاده از آلفای کرونباخ برای پسران  $0/89$  و برای دختران  $0/94$  و با استفاده از دو نیمه کردن برای پسران  $0/84$  و برای دختران  $0/87$  به دست آمد. ضریب آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس‌های اضطراب/افسردگی، گوشه‌گیری/افسردگی، مشکلات جسمانی، مشکلات اجتماعی، مشکلات

تفکر، مشکلات توجه، رفتار قانون‌شکنی، رفتار پرخاشگرانه، برونی‌سازی، درونی‌سازی و مشکلات کلی به ترتیب برابر ۰/۸۳، ۰/۸۵، ۰/۷۸، ۰/۷۹، ۰/۶۶، ۰/۷۸، ۰/۶۴، ۰/۸۷، ۰/۸۹، ۰/۸۱، ۰/۷۹ و ضریب اعتبار دو نیمه کردن برای همان خرده‌مقیاس‌ها به ترتیب ۰/۷۷، ۰/۷۱، ۰/۶۸، ۰/۸۶، ۰/۶۷، ۰/۸۷، ۰/۶۹، ۰/۸۶، ۰/۸۳، ۰/۷۶ و ۰/۸۳ گزارش شده است (حیبی عسگرآباد، بشارت و فدایی، ۱۳۸۸). در پژوهش حاضر ضریب آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس‌های اضطراب/افسردگی، گوشه‌گیری/افسردگی، مشکلات جسمانی، رفتار قانون‌شکنی، رفتار پرخاشگرانه، برونی‌سازی، درونی‌سازی و مشکلات کلی به ترتیب ۰/۸۲، ۰/۶۰، ۰/۶۳، ۰/۶۹، ۰/۷۱، ۰/۷۹، ۰/۸۰ و ۰/۸۹ 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<sup>۱</sup> (گالونه، مور، موس و بوید<sup>۲</sup>، ۲۰۰۰) و پرسش‌نامه سیستم کنترل رفتار پرخطر جوانان<sup>۳</sup> (برنر<sup>۴</sup> 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 (=۵) تا کاملاً مخالف (=۱) بیان می‌کنند. نمره بالا در هر یک از عامل‌ها نشان‌دهنده خطرپذیری بالایی نوجوان در آن عامل است. اعتبار این پرسش‌نامه و خرده‌مقیاس‌های آن در سطح مناسب و مطلوب ارزیابی شده است. ضریب آلفا برای کل مقیاس ۰/۹۳۸، سیگار کشیدن ۰/۹۳۱، مصرف مواد مخدر ۰/۹۰۶، مصرف الکل ۰/۹۰۷، رابطه و رفتار جنسی ۰/۸۵۶ و گرایش به جنس مخالف ۰/۸۰۹ گزارش شده است (زاده‌محمدی و احمدآبادی، ۱۳۸۷). در پژوهش حاضر عامل گرایش به مصرف مواد این پرسش‌نامه مورد استفاده قرار گرفت که آلفای آن ۰/۸۰ به دست آمد.

1. Adolescents Risk-taking Questionnaire  
2. Gullone, Moore, Moss & Boyd

3. Youth Risk Behavior Survey  
4. Brener



## 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

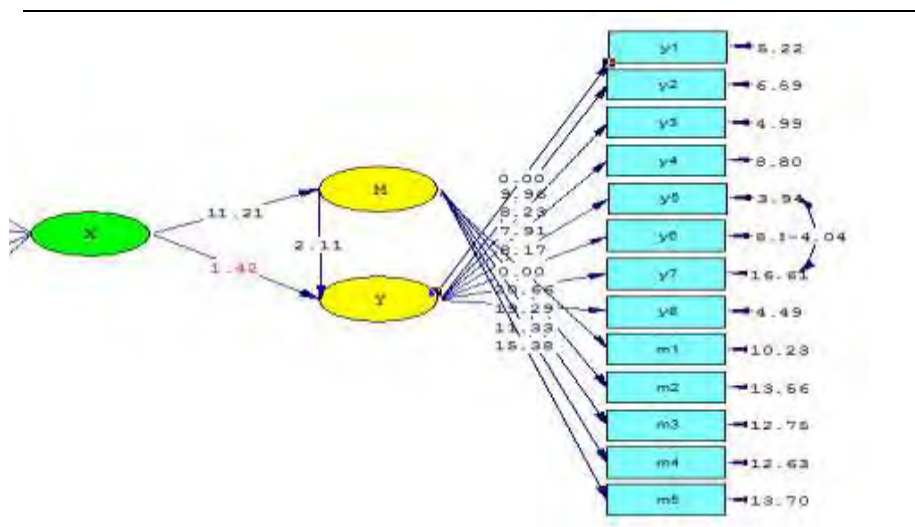
برای آزمون مدل نظری، پس از بررسی مفروضه‌های مدل یابی معادلات ساختاری آزمون مدل اجرا شد. مدل یابی معادلات ساختاری، مانند هر روش آماری، دارای شماری از مفروضه‌هاست که باید صادق بوده یا دست کم به گونه‌ای تقریب برقرار باشد تا نسبت به نتایج آن اطمینان شود (هومن، ۱۳۹۱). بنابراین در پژوهش حاضر، تمامی مفروضه‌ها مورد بررسی قرار گرفت که با توجه به رد شدن فرضیه نرمال بودن در تعدادی از متغیرها از روش برآورد مقاوم<sup>۱</sup> در برابر نقض نرمال بودن استفاده شد. قبل از درخواست محاسبه برازش مدل، روش برآورد مقاوم در ماتریس کواریانس مجانبی انتخاب شد. همچنین نتایج نرم‌افزار لیزرل و برازش یافتن مدل‌های ساختاری نشان داد که پیش فرض‌های «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 پیش فرض مربوط به خطی بودن رابطه بین متغیرها بر اساس ماتریس کواریانس و همبستگی از طریق نمودار پراکنندگی<sup>۳</sup> بررسی و تأیید شد. مفروضه‌ی فاصله‌ای بودن مقیاس اندازه‌گیری با توجه به ماهیت داده‌ها مورد تأیید قرار گرفت.

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 زناشویی	۱									
۲. شدت تعارض زناشویی	۰/۶۳	۱								
۳. حل و فصل تعارض زناشویی	۰/۶۳	۰/۶۳	۱							
۴. ثبات تعارض	۰/۵۲	۰/۵۲	۰/۴۹	۱						
۵. اضطراب	۰/۳۳	۰/۲۹	۰/۲۴	۰/۲۴	۱					
۶. افسردگی	۰/۳۳	۰/۲۹	۰/۲۹	۰/۳۱	۰/۳۰	۱				
۷. شکایت جسمانی	۰/۳۰	۰/۲۷	۰/۲۱	۰/۱۹	۰/۳۱	۰/۲۷	۱			
۸. رفتار قانون شکنانه	۰/۲۲	۰/۲۱	۰/۲۰	۰/۱۳	۰/۱۲	۰/۱۶	۰/۱۶	۱		
۹. رفتار پر خاشگرانه	۰/۲۷	۰/۲۸	۰/۲۵	۰/۱۷	۰/۱۱	۰/۲۱	۰/۱۴	۰/۱۸	۱	
۱۰. گرایش به مصرف مواد	۰/۱۱	۰/۱۱	۰/۱۲	۰/۰۳	۰/۱۱	۰/۱۲	۰/۱۴	۰/۲۹	۰/۲۴	۱
میانگین	۳/۲۲	۲/۲۹	۳/۷۷	۱/۶۲	۳/۴۳	۳/۹۳	۰/۶۳	۱/۳۵	۷/۳۸	۳/۸۰
انحراف استاندارد	۲/۰۴	۲/۲۳	۲/۵۶	۱/۵۱	۳/۲۳	۲/۴۸	۱/۰۲	۱/۵۰	۴/۹۹	۲/۹۲

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



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

نتایج حاصل از برازش مدل نشان داد: مقدار مجذور کای دو ۱۳۸/۴۵ معنادار به دست آمد. با توجه به اینکه مجذور کای دو نسبت به حجم نمونه بسیار حساس است و در نمونه‌های با حجم بالای ۱۰۰ نفر معنادار به دست می‌آید، بنابراین شاخص مناسبی برای تفسیر مدل نیست و باید با در نظر گرفتن درجه آزادی تفسیر شود. در ضمن شاخص مجذور کای دو ساتورا- بنتلر زمانی که فرضیه‌های توزیع خدشه‌دار است به‌عنوان شاخص تصحیح آماره مجذور کای دو به کار می‌رود. در این پژوهش نسبت شاخص ساتورا- بنتلر به درجه آزادی کمتر از ۳ به دست آمد ( $s-B\chi^2/df=2/71$ ) که حاکی از برازش مناسب مدل است. مقدار شاخص ریشه دوم میانگین مجذورات خطای تقریب کمتر از ۰/۰۵ به دست آمد که نشان‌دهنده برازش مطلوب و مناسب مدل است. همچنین مقدار ریشه دوم میانگین مجذورات باقیمانده استاندارد شده هر چقدر به صفر نزدیک باشد به همان مقدار مدل برازش بهتری دارد. شاخص نیکویی برازش ۰/۹۰ گزارش شد؛ طبق قاعده اگر شاخص نیکویی برازش بزرگ‌تر یا مساوی ۰/۹۰ باشد مدل از نظر علمی قابل قبول

محسوب می‌شود. مقدار شاخص نیکویی 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 نشان‌دهنده 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-بافتی 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 هر یک از مسیرها بر اساس مدل نظری

خطای استاندارد آماره t بر آورد	$\beta$	نوع اثر	مسیر		
			متغیر وابسته	متغیر میانجی	متغیر مستقل
۱/۴۲	۰/۰۸	۰/۱۰	گرایش به مصرف مواد	-	
۳/۹۶	۰/۰۶	۰/۲۵	اثر گرایش به مصرف مواد	مشکلات هیجانی-رفتاری	تعارض بین والدین
۹/۱۴	۰/۰۵	۰/۴۲	اثر کلی	مشکلات هیجانی-رفتاری	
۱۱/۲۱	۰/۰۵	۰/۴۷	اثر مستقیم	مشکلات هیجانی-رفتاری	مشکلات هیجانی- رفتاری
۲/۱۱	۰/۰۹	۰/۱۷	اثر مستقیم	گرایش به مصرف مواد	

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 برون‌زا با متغیر درون‌زای اصلی مدل، نقش مشکلات هیجانی-رفتاری به عنوان متغیر میانجی نسبی یا ناقص<sup>۱</sup> 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 گرایش به مصرف مواد اثر مستقیم دارد.

### بحث و نتیجه گیری

پژوهش حاضر با هدف تعیین رابطه ادراک تعارض بین والدین و گرایش 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 گرایش به مصرف مواد تأثیر گذار است. در راستای تبیین نتایج به بررسی هر یک از مسیرهای به دست آمده می پردازیم. نتایج به دست آمده نشان داد که تعارضات بین والدین بر مشکلات هیجانی-رفتاری رابطه مستقیم دارد. این یافته ها همسو با یافته های کلار، و همکاران (۲۰۱۱)؛ مک کووی، الکنیس، والدن و ایاکونو (۲۰۰۵)؛ برت، مک کووی، کراگر و ایاکونو (۲۰۰۷) است که نشان می دهند مشکلات رفتاری نوجوانان تحت تأثیر تعارض بین والدین قرار دارد.

۳۰۵

305

در تبیین علت دستیابی به یافته های فوق، سه نکته قابل ذکر است: اولاً بر اساس نظریه یادگیری اجتماعی بندورا، بخش اعظم یادگیری های افراد از طریق مشاهده به دست می آید (بندورا، ۲۰۰۶)؛ بنابراین می توان گفت که نوجوان با مشاهده ناسازگاری های والدین، پاسخ های رفتاری و عاطفی آنان را می آموزد و از طریق پاسخ های عاطفی و رفتاری ناسازگارانه آنها را بروز می دهد (هالنباک و کافمن<sup>۱</sup>، ۱۹۹۵؛ زینس و الیاس<sup>۲</sup>، ۲۰۰۷). از طرفی با توجه به نظریه سیستم های 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-فرزندی می شود که رفتارهای علامتی<sup>۳</sup> در فرزندان را به دنبال دارد (ووگل و بل<sup>۴</sup>، ۱۹۶۰). به عنوان مثال والدین تعارضات خودشان را با تمرکز کردن روی رفتار علامتی کودک منحرف می کنند و مشکلات فرزندان را برجسته می کنند. آنها

1. Hallenbeck & Kauffman  
2. Zins & Elias

3. symptomatic behaviors  
4. Vogel & Bell

در ظاهر روابط زناشویی خود را با بزرگنمایی مشکلات فرزند حفظ می کنند. کودکان هم به نوبه خود برای حفظ روابط پدر و مادر رفتارهای مشکل زای خود را ادامه می دهند (روزبام، روزن، یوجی و اوچیدا، ۲۰۰۲). همچنین زمانی که در خانواده تعارض شدید وجود دارد الگوهای شناختی نادرست دیگری نظیر عقاید خشک و انعطاف ناپذیر دیده می شود که جلوی تصمیم گیری های دموکراتیک را می گیرد. تفسیر منفی از وقایع مشاهده می شود که به نوبه خود باعث بروز عواطف خشونت آمیز می شود (اسدی، جاویدی و قاسمی، ۱۳۹۴).

از طرفی نتایج پژوهش حاضر نشان داد مشکلات هیجانی - رفتاری می تواند گرایش به مصرف مواد را به دنبال داشته باشد. این یافته همسو با یافته های ایپستن، بوتوین، دیاز، ویلامز و گریفین<sup>۲</sup> (۲۰۰۰)، لوچمن<sup>۳</sup> و همکاران (۲۰۱۵)، نلجمن، بور و ویلیامز<sup>۴</sup> (۲۰۰۹)، آدرم و نیک منش (۱۳۹۱)، اکبری و عموپور (۱۳۸۹) است. در تبیین این نتایج می توان بیان کرد که افراد دارای مراتب بالای پرخاشگری و رفتار قانون شکنانه معمولاً توانایی کمتری برای مهار تکانه های خود دارند. این ناتوانی ممکن است زمینه ساز گرایش این افراد به سمت مواد مخدر باشد. از طرفی زمینه پرخاشگرانه فرد باعث می شود که دوستان و همسالانش او را طرد کرده و همین موضوع زمینه مساعدی برای گرایش به مصرف مواد مخدر را فراهم می آورد. بک و همکاران (۲۰۰۰) معتقدند افراد افسرده درباره خود، دنیا، تجارب و آینده شان افکار منفی دارند، دیگران را طرد کننده و غیر حمایت گر می بینند؛ خود را فردی دچار نقص و ضعف در جنبه های مهم می دانند که این امر خطر مصرف مواد را در آنها افزایش می دهد. گلبرگ و همکاران معتقدند افسردگی به عنوان شاخصی از رفتارهای درون سازی شده می تواند با کناره گیری از تعامل های اجتماعی خطر سوء مصرف مواد را افزایش دهد.

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

1. Rothbaum, Rosen, Ujiie & 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 روبه‌رو 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 مسکن 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 افسردگی نظیر درماندگی، سرزنش خود، ناراحتی، نگرانی و همچنین نشانه‌های اضطراب منجر می‌شود (کوکس و پلی، ۱۹۹۷). همان‌طور که در بالا گفته شد این رفتارهای علامتی زمینه‌گرایش 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 خلأ پژوهشی در این رابطه وجود دارد. در نتیجه به سایر پژوهشگران پیشنهاد می‌شود عوامل زیست-محیطی و روان‌شناختی را نیز در کنار عوامل فردی و خانوادگی مورد بررسی قرار دهند و مقادیر شاخص‌های برازش را در دو نوع مدل مورد مقایسه قرار دهند. از این یافته‌ها می‌توان در امر پیشگیری و شناسایی افراد مستعد به مصرف مواد کمک گرفت. عدم

بررسی تغییرناپذیری در دو جنس و عدم کنترل نقش جنسیتی فرزندان می تواند نتایج این پژوهش را تحت تأثیر قرار دهد؛ بنابراین این مورد می تواند یکی از محدودیت های پژوهش حاضر باشد.

## منابع

اسدی، الهه؛ جاویدی، حجت الهه؛ و قاسمی، نوشاد (۱۳۹۴). رابطه ی تعارض والد- نوجوان، تاب آوری با مشکلات روان شناختی نوجوانان مقطع دوم و سوم راهنمایی در مناطق چهارگانه ی آموزش و پرورش شهر شیراز. *مطالعات روان شناختی*، ۱۱(۱)، ۹۶-۷۵.

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

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

غباری بناب، باقر؛ پرند، اکرم؛ حسین خان زاده فیروزجاه، عباس علی؛ موللی، گیتا؛ و نعمتی، شهرزاد (۱۳۸۸). میزان شروع مشکلات رفتاری دانش آموزان مقطع ابتدایی شهر تهران. *پژوهش در حیطه کودکان استثنایی*، ۹(۳)، ۲۲۸-۲۲۳.

سازمان پزشکی قانونی (۱۳۹۱). *بازیابی شده از:*

<http://lmo.ir/index.aspx?siteid=1&pageid=2316&newsview=11814>

آدرم، مهدیه؛ و نیک منش، زهرا (۱۳۹۱). گرایش به مصرف مواد بر اساس ویژگی های شخصیتی. *مجله تحقیقات علوم پزشکی زاهدان*، ۱۴(۲)، ۱۰۴-۱۰۱.

اکبری، بهمن، و عمورپور، مسعود (۱۳۸۹). رابطه افسردگی با نگرش به سوء مصرف مواد مخدر در دانش آموزان دوره متوسطه شهرستان رشت. *مجله روانشناسی تربیتی*، ۱(۲)، ۲۰-۷.

مختارنیا، ایرج (۱۳۹۴). *رابطه ویژگی های شخصیتی و نگرش به اعتیاد با گرایش به رفتارهای پرخطر در بین نوجوانان: با نقش میانجی گری تعارضات خانواده*. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شهید بهشتی.

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

زاده محمدی، علی و احمدآبادی، زهره (۱۳۸۸). *بررسی رفتارهای پرخطر در میان نوجوانان راهکارهایی برای پیشگیری از جرم در محیط خانواده*. *مجله خانواده پژوهی*، ۴(۵)، ۴۸۵-۴۶۷.

هومن؛ حیدر علی (۱۳۹۱). *مدل یابی معادلات ساختاری با کاربرد نرم افزار لیزرل*. تهران: انتشارات سمت.



## 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., Ujii, 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.