مقاله‌ی پژوهشی

پیش‌بینی ناگویی خلقی در نوجوانان بر اساس تروماهای اوایل زندگی و نگرش به والدین

*سیده فاطمه سجادی
باشگاه پژوهشگران جوان و نخبگان، واحد شیراز، دانشگاه آزاد اسلامی، شیراز، ایران

مهناز مهرابی‌زاده هنرمند
استاد گروه روان‌شناسی عمومی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

نسرین ارشدی
استادیار گروه روان‌شناسی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

یدالله زرگر
استادیار گروه روان‌شناسی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران

سیده فروغ سجادی
دانشجوی کارشناسی ارشد تغذیه، دانشگاه تهران، تهران، ایران

خلاصه

مقدمه: پژوهش‌ها دریافته‌اند که بین ناگویی خلقی و طیف گسترده‌ای از بیماری‌ها از جمله اختلالات خلقی، اختلالات خوردن، سوءمصرف مواد، بیماری‌های قلبی‌عروقی، بیماری دیابت، آرتریت روماتوئید، بیماری التهابی روده، سرطان، بیماری‌های تنفسی و دردهای مزمن، همبستگی مثبت وجود دارد. هدف از انجام پژوهش حاضر پیش‌بینی ناگویی خلقی بر اساس تروماهای اوایل زندگی و نگرش نسبت به پدر و مادر است.

روش‌کار: در این پژوهش همبستگی متعارف در سال ۹۲-۱۳۹۱، نمونه‌ای به حجم ۳۰۰ نفر (۱۵۰ دختر و ۱۵۰ پسر) از دانش‌آموزان دبیرستان‌های شیراز، به روش تصادفی چندمرحله‌ای انتخاب شد. ابزار مورد استفاده جهت جمع‌آوری داده‌ها شامل مقیاس تروماهای اوایل زندگی، مقیاس نگرش نسبت به پدر و مادر، مقیاس ناگویی خلقی تورنتو بود. جهت تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار SPSS نسخه‌ی ۱۸ و روش همبستگی متعارف استفاده شد.

یافته‌ها: نتایج این پژوهش بیانگر این است که الگویی از نمرات بالا در دشواری در شناسایی هیجانات و دشواری توصیف هیجانات با الگویی از نمرات بالا در تروماهای دوران کودکی، نگرش نسبت به پدر و نگرش نسبت به مادر همبسته هستند ($P<۰/۰۰۱$). بنابراین، ترکیب دشواری در شناسایی هیجانات و دشواری در توصیف هیجانات پایین، احتمال وجود تروماهای دوران کودکی، نگرش نسبت به پدر و نگرش نسبت به مادر را پایین می‌برد.

نتیجه‌گیری: بنا بر نتایج، تروماهای اوایل زندگی، نگرش نسبت به پدر و نگرش نسبت به مادر، قادر به پیش‌بینی دشواری در توصیف و شناسایی هیجانات بوده و واریانس قابل توجهی از شاخص بقا را تبیین می‌کنند.

واژه‌های کلیدی: تروما، دوران کودکی، ناگویی خلقی، نگرش، والدین

*مولف مسئول:
باشگاه پژوهشگران جوان و نخبگان (واحد شیراز)، شیراز، ایران
f-sajadi@mscstu.scu.ac.ir

تاریخ وصول: ۹۳/۱/۱۷
تاریخ تایید: ۹۳/۹/۱۸

پی‌نوشت:
این مقاله با تایید و حمایت دانشکده‌ی روان‌شناسی دانشگاه شهید چمران اهواز انجام شده است. نویسندگان ضمن بیان عدم وجود تعارض منافع، از همکاری دانش‌آموزان و اداره‌ی آموزش و پرورش شهرستان شیراز سپاسگزاری می‌نمایند.

مقدمه

ناگویی خلقی یا آلکسی تایمیا[1] توسط سیفنوز[2] برای توصیف افرادی به کار برده شد که فقدان ظرفیت عاطفی آن‌ها، منجر به شکست در تشخیص و توصیف هیجانات و به کلام آوردن آن‌ها می‌شد (۱). در زبان یونانی "a" به معنای نبودن، "lexis" به معنای لغات و "thymos" به معنای هیجان می‌باشد، بنابراین اصطلاح آلکسی‌تایمیا (ناگویی خلقی) به معنی فقدان لغت برای هیجانات است. در توصیف ناگویی خلقی چهار ویژگی عنوان شده است که عبارتند از: دشواری در شناسایی احساسات[3]، دشواری در توصیف احساسات[4]، دشواری در تمایز بین هیجانات و تحریکات بدنی ناشی از برانگیختگی هیجانی و سبک تفکر برون‌مدار[5]. این سازه در انواع بیماران و با گستره‌ی وسیعی از آسیب‌شناسی روان‌پزشکی و بالینی و حتی در جمعیت‌های غیر بالینی مشاهده شده است (۲). در زمینه‌ی سبب‌شناسی ناگویی خلقی نظرات متفاوتی عنوان شده است. برخی از پژوهشگران عقیده دارند که این سازه، صفتی است (۳). در مقابل عده‌ای آن را پدیده‌ای وابسته به حالت می‌دانند (۴). هم‌چنین از دیگر علل ایجادکننده‌ی آن به رویارویی فرد با وقایع تنش‌زا و تروماتیک اشاره شده است (۱) و پژوهش‌های زیادی نیز به تفاوت در شدت و شیوع ناگویی خلقی بین دو جنس اشاره کرده‌اند.

بسیاری از عوامل محیطی هم‌چون بیماری، جدایی، مرگ، حضور یا عدم حضور والدین، جنگ، فقر یا ثروت زیاد، همه بر روند رشد کودک و توانایی مراقبان برای ایفای نقش والدینی موثر است. شاید به همین اندازه، شیوه‌ای که والدین وقایع نامساعد زندگی را مدیریت می‌کنند و هم‌چنین توانایی آن‌ها برای حفاظت از فرزندان خود در مقابل آسیب نیز مهم باشد (۵). کوهن[6] و همکاران، گزارش کردند که حدود ۶۸ درصد نوجوانان در محیط مراقبت اولیه‌ی خود در معرض وقایع تهدیدکننده قرار می‌گیرند و بیش از نیمی از این افراد، چندین تروما را تجربه می‌کنند (۶). تروماهای اوایل زندگی بر رشد فیزیولوژیکی، رشد روانی و اجتماعی، پردازش اطلاعات (۷)، توانایی کودکان برای تنظیم برانگیختگی فیزیولوژیکی و از دست دادن خودتنظیمی (۸) تاثیر می‌گذارد که این می‌تواند منجر به بروز پیامدهای نامطلوب روان‌پزشکی و رفتاری و مانع از داشتن عملکردهای موفقیت‌آمیز تحصیلی گردد (۷) و یا این که منجر به رفتارهای خودجرحی، اختلال سلوک و سوءمصرف مواد مخدر می‌شود (۸). هم‌چنین در نتیجه‌ی تروما، فرد هم مشکلات درونی و هم مشکلات بیرونی را تجربه خواهد کرد و اغلب این مشکلات بیرونی هستند که در محیط مدرسه، مشکل‌ساز می‌شوند. در واقع، اخلال در خودتنظیمی و پردازش توجه به دلیل تجربه‌ی تروما و رفتارهای سازمان‌نیافته‌ی مربوط به تروما اغلب توسط معلمین به عنوان رفتارهای مخرب کلاسی تعبیر می‌شوند و تلاش این افراد برای کاهش نگرانی‌های‌شان اغلب از طریق مصرف یا سوءمصرف مواد مخدر آشکار می‌شود که نوجوانان را در معرض خطر ترومایی دیگر قرار می‌دهد (۹). با این حال، پاسخ افراد به تروما، متفاوت خواهد بود و آن دسته از افرادی که سطوح بالایی از فشارهای روانی را تجربه می‌کنند در معرض خطر بیشتری برای ترک مدرسه هستند (۷).

پیشینه‌ی پژوهشی روان‌شناسی رشد بر نقش بنیادین محیط خانواده در کسب صلاحیت‌های اجتماعی، رشد هیجانی و شناختی و تاثیرات دیرپای ویژگی‌های سلامت تاکید دارد. متغیرهای شرایط خانوادگی شامل شاخص‌های اقتصادی-اجتماعی، ساختار خانواده، حمایت والدینی (اعتماد، عشق، توجه، درک) و اصول خانواده (سخت‌گیری، تنبیه) می‌شود (۱۰). هم‌چنین در سال‌های اخیر، همگام با افزایش نارضایتی از ساختار خانواده، پژوهشگران پی به ضعف نظریات موجود در به تصویر کشیدن پیچیدگی رابطه‌ی والد-فرزند برده‌اند. در نتیجه، پژوهشگران با استفاده از استعاره‌ی خانواده به عنوان یک سیستم متشکل از چندین سیستم فرعی دارای مناسبات مشترک، سعی در بررسی روابط والد-فرزندی دارند (۱۱). روان‌شناسان زیادی هم‌چون بالبی[7] (۱۲) صرف نظر از مکتبی که به آن معتقد هستند، تعاملات والد-فرزند را اساس تکامل عاطفی دانسته و شیوه‌ی فرزندپروری را در قالب مجموعه رفتارهایی که منعکس‌کننده‌ی تعاملات والد-فرزند در موقعیت‌های مختلف هستند، تعریف می‌کنند. شا[8] (۱۳) شیوه‌های تربیتی پرورش فرزندان و رفتارهای تعاملی که توسط والدین پایه‌ریزی شده و به کار بسته می‌شود راشیوه‌های فرزندپروری می‌گوید. شیوه‌های فرزندپروری بر دو هدف تاکید دارد و دو ویژگی رفتاری والدینی، پذیرش در مقابل طرد و اقتدار در مقابل سهل‌گیری، باعث شده است تا پژوهشگران شیوه‌های فرزندپروری و تاثیر آن روی رشد کودک را مورد مطالعه قرار داده و الگوهای مختلفی ارایه دهند (۱۴). روابط والد-فرزندی به میزان قابل توجهی تحت تاثیر شیوه‌ی فرزندپروری است که والدین در تعامل‌های خود با فرزندشان اعمال می‌کنند. پرواضح است که میان شیوه‌های فرزندپروری و توانایی کودک برای سازگاری و غلبه بر چالش‌های تحصیلی، هیجانی و اجتماعی و توانایی فرد برای سازگاری موفقیت‌آمیز با فرهنگ و مطالبات دانشگاه (۱۳) و رفتارهای عاطفی یا منفی در کودکان، رابطه‌ی معنی‌دار وجود دارد (۱۵) و از سوی دیگر شیوه‌های فرزندپروری نامناسب با طیف

[1] Alexithymia
[2] Sifneos
[3] Difficulty Identifying Feelings
[4] Difficulty Describing Feelings
[5] External Oriented Thinking Style
[6] Cohen
[7] Bolby
[8] Shaw

متنوعی از اختلالات روان‌پزشکی همبسته است (۱۶) و این به دلیل اهمیت نقش والدین است.

با توجه به پیشینه‌ی پژوهشی موجود و نبود پژوهش داخلی در زمینه‌ی بررسی رابطه‌ی تروماهای اوایل زندگی و نگرش نسبت به پدر و مادر با ناگویی خلقی در نمونه‌ی غیر بالینی زیر ۱۸ سال، و ضرورت بررسی رابطه‌ی متغیرهای مذکور، پژوهش حاضر بر آن است تا کیفیت این رابطه را در نمونه‌های غیر بالینی مورد پژوهش قرار دهد. دستیابی به اهداف پژوهش از بعد نظری منجر به افزایش دانش در مورد ناگویی خلقی خواهد شد و از بعد عملی می‌تواند در شناسایی الگوهای اختصاصی آن کاربرد داشته باشد و شواهدی تجربی در اختیار بالینگران قرار دهد تا از آن‌ها در شناسایی عوامل موثر در شکل‌گیری و رشد ناگویی خلقی در رده‌ی سنی زیر ۱۸ سال بهره گیرند. بنابراین با توجه به مطالب آورده شده، هدف از انجام پژوهش حاضر، بررسی نقش تروماهای اوایل زندگی و نگرش نسبت به پدر و مادر به عنوان پیش‌بین‌های ناگویی خلقی در دانش‌آموزان دبیرستانی می‌باشد.

روش کار

جامعه‌ی آماری این مطالعه‌ی همبستگی–توصیفی، دانش‌آموزان نواحی چهارگانه‌ی شهر شیراز در پایه‌های تحصیلی اول تا سوم دبیرستان، در سال تحصیلی۹۲-۱۳۹۱ بودند. تعداد ۳۰۰ دانش‌آموز (۱۵۰ دختر، ۱۵۰ پسر) به روش نمونه‌گیری چند مرحله‌ای- تصادفی انتخاب شدند.

روش آماری تحلیل همبستگی متعارف است که شبیه رگرسیون چندگانه می‌باشد. به این معنی که در این روش ترکیبی از متغیرهای پیش‌بینی‌کننده به منظور پیش‌ینی متغیرهای ملاک به کار برده می‌شود. تفاوت این دو روش در تعداد متغیرهای ملاک است. در رگرسیون چندگانه فقط یک متغیر ملاک وجود دارد، در صورتی که تحلیل همبستگی متعارف بیش از یک متغیر ملاک دارد (۱۷).

ابزار پژوهش

الف- مقیاس ناگویی خلقی تورنتو[1]: این یک مقیاس خودگزارشی ۲۰ ماده‌ای است. شرکت‌کنندگان ماده‌های آن را بر اساس مقیاس پنج نقطه‌ای لیکرت (کاملا مخالف تا کاملا موافق) نمره‌گذاری می‌کنند. این مقیاس سه بعد دشواری در شناسایی هیجانات (۷ ماده)، ۲) اشکال در توصیف هیجانات (۵ ماده) و ۳) تمرکز بر تجارب بیرونی (۸ ماده) را می‌سنجد (۱۸). مقیاس ناگویی خلقی تورنتو ویژگی‌های روان‌سنجی خوبی دارد. همسانی درونی هر کدام از خرده‌مقیاس‌های بالا بر حسب آلفای کرونباخ به ترتیب برابر است با ۰/۸۳، ۰/۷۷ و ۰/۷۳ و آلفای کرونباخ برای کل مقیاس برابر است ۰/۸۲ (۱۹). آلفای کرونباخ این مقیاس در نمونه‌ی ایرانی برای کل مقیاس ۰/۸۵ و برای خرده‌مقیاس‌ها به ترتیب فوق ۰/۸۲، ۰/۷۵ و ۰/۷۲ به دست آمد (۲۰). در پژوهش حاضر ضریب پایایی ناگویی خلقی بر حسب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس و سه خرده‌مقیاس بالا به ترتیب برابر است با ۰/۹۵، ۰/۵۴، ۰/۷۵، و ۰/۴۰ است.

ب- مقیاس تروماهای اوایل زندگی: این مقیاس ۲۳ ماده دارد و تروماهای قبل از ۱۸ سالگی را مورد ارزیابی قرار می‌دهد. در این مقیاس، آزمودنی پاسخ خود را در قالب دو گزینه‌ی بلی و خیر مشخص می‌کند. پاسخ بلی، نمره‌ی ۱ و پاسخ خیر، نمره‌ی صفر را برای فرد به همراه دارد. نمره‌ی کل مقیاس در طیفی شامل ۰ تا ۲۳ قرار می‌گیرد. این مقیاس ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوبی را در نمونه‌های بزرگ نشان داده است. مهرابی زاده و همکاران (۲۱) آلفای کرونباخ این مقیاس را در نمونه‌ی ۱۲۰ نفری، بیشتر از ۰/۸۹ و در نمونه‌ی ۱۸۰ نفری، پایایی را برحسب آلفای کرونباخ بین ۰/۹۱ تا ۰/۹۳ گزارش کردند.

مهرابی‌زاده و همکاران، گزارش دادند که همبستگی این مقیاس با مقیاس دگرگونی‌های زندگی هولمز و راهه، ۰/۸۵ می‌باشد (۲۱). در پژوهش حاضر پایایی این مقیاس به روش آلفای کرونباخ ۰/۷۱ و به روش تنصیف ۰/۶۴ به دست آمد، و برای تعیین روایی مقیاس، از همبسته کردن آن با یک سئوال ۱۰ درجه‌ای از صفر (هرگز) تا ۱۰ (همیشه) استفاده شد. ضریب همبستگی به دست آمده ۰/۵۰ در سطح P=۰/۰۰۱ معنی‌دار است.

ج- مقیاس نگرش فرزند نسبت به والدین[2] *(هودسن*[3]*، ۱۹۹۲):* این مقیاس یک مقیاس خودگزارشی ۵۰ ماده‌ای است (۲۵ ماده برای ارزیابی شدت مشکلات فرزند با مادر و ۲۵ ماده برای ارزیابی شدت مشکلات فرزند با پدر) که شدت مشکلات روابط والد–فرزند را از دیدگاه فرزند، اندازه‌گیری می‌کند. پاسخ‌ها به هر ماده روی مقیاس ۷ نقطه‌ای لیکرت (۱= به ندرت یا هرگز تا ۷= بیشتر مواقع) ارایه می‌شود. ماده‌ها به صورت منفی و مثبت دسته‌بندی شده‌اند تا سوگیری پاسخ‌دهی را کاهش دهند. پس از اجرا ماده‌های مثبت، نمره‌گذاری معکوس می‌شوند و در نهایت ماده‌ها را برای فرزند–مادر و فرزند–پدر به طور جداگانه جمع می‌زنیم. نمره‌ی بالا بیانگر نگرش منفی نسبت به والدین و وجود مشکلات شدید در رابطه‌ی آن‌ها است. نمره‌ی ۳۰، نمره‌ی برش بالینی است. نمرات زیر این نقطه، نشانه‌ی فقدان مشکل مهم بالینی در زمینه‌ی رابطه با پدر و مادر است (۲۲). ضریب آلفای کرونباخ این مقیاس بین ۰/۹۳ و ۰/۹۷ است (۲۲). در پژوهش حاضر، پایایی دو مقیاس نگرش نسبت به مادر و نگرش نسبت به پدر به روش آلفای کرونباخ به ترتیب ۰/۸۵ و ۰/۸۶ به دست آمد.

داده‌ها به روش همبستگی متعارف و با استفاده از SPSS نسخه‌ی ۱۸ مورد تحلیل قرار گرفتند.

[1]Toronto Alexithymia Scale

[2]Child's Attitude toward Parents

[3]Hudson

نتایج

دامنه‌ی سنی کل نمونه‌ی مورد بررسی ۱۴ تا ۱۸ سال با میانگین سنی ۱۵/۷۲ و انحراف استاندارد ۰/۹۹ بود. ۴۵ درصد آزمودنی‌ها در مقطع اول دبیرستان، ۴۱ درصد از آن‌ها در مقطع دوم و ۱۴درصد در مقطع سوم دبیرستان مشغول به تحصیل بودند. میانگین معدل کل آزمودنی‌ها ۱۷/۱۴ و انحراف استاندارد آن ۱/۹۲ بود. جدول ۱ آمار توصیفی گزارش شده برای متغیرهای اصلی پژوهش را نشان می‌دهد.

جدول ۱- میانگین و انحراف معیار نمرات دانش‌آموزان در متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین	انحراف معیار	کمترین نمره	بیشترین نمره
دشواری در شناسایی هیجانات	۲۰/۹۰	۶/۱۷	۷/۰۰	۳۴/۰۰
دشواری در توصیف هیجانات	۱۵/۳۲	۴/۱۰	۵/۰۰	۲۵/۰۰
تمرکز بر تجارب بیرونی	۲۲/۹۲	۳/۷۹	۸/۰۰	۳۴/۰۰
ترومای‌های اوایل زندگی	۵/۵۵	۳/۴۲	۰۰/۰۰	۱۷/۰۰
نگرش نسبت به پدر	۸۴/۲۳	۱۲/۴۲	۵۷/۰۰	۱۳۷/۰۰
نگرش نسبت به مادر	۸۴/۲۹	۱۱/۹۱	۵۱/۰۰	۱۲۲/۰۰

همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود، میانگین (انحراف معیار) نمرات دانش‌آموزان در متغیرهای دشواری در شناسایی هیجانات، دشواری در توصیف هیجانات و تمرکز بر تجارب بیرونی به ترتیب برابر با ۲۰/۹۰ (۶/۱۷)، ۱۵/۳۲ (۴/۱۰)، ۲۲/۹۲ (۳/۷۹)، و شاخص‌های آماری مذکور در خصوص متغیرهای دیگر، ترومای‌های اوایل زندگی ۵/۵۴ (۳/۴۰)، نگرش نسبت به پدر ۸۴/۲۳ (۱۲/۴۲)، و نگرش نسبت به مادر ۸۴/۲۹ (۱۱/۹۱) می‌باشد. جدول ۲ ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، رابطه‌ی مثبت معنی‌داری بین ترومای‌های دوران کودکی با دشواری شناسایی هیجانات (۰/۲۰) و دشواری توصیف هیجانات (۰/۱۵) یافت شد.

همچنین روابط معنی‌داری بین دشواری در شناسایی هیجانات و دشواری در توصیف هیجانات با نگرش نسبت به مادر (به ترتیب ۰/۱۸ و ۰/۱۵) و با نگرش نسبت به پدر (به ترتیب ۰/۳۰ و ۰/۱۶) است.

در پژوهش حاضر جهت بررسی رابطه‌ی متغیرهای پژوهش از روش تحلیل همبستگی متعارف استفاده شد. ترومای‌های دوران کودکی، نگرش نسبت به پدر و نگرش نسبت به مادر به عنوان پیش‌بین، دشواری در شناسایی هیجانات، دشواری در توصیف هیجانات و تمرکز بر تجارب بیرونی به عنوان ملاک در نظر گرفته شد تا رابطه‌ی چندمتغیری مشترک میان این دو دسته متغیر بررسی شود. جدول ۳ نتایج آزمون‌های معنی‌داری برای مدل کامل تحلیل همبستگی متعارف را نشان می‌دهد.

جدول ۲- ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش

	دشواری در شناسایی هیجانات	دشواری در توصیف هیجانات	تمرکز بر تجارب بیرونی	ترومای‌های اوایل زندگی	نگرش نسبت به پدر	نگرش نسبت به مادر
دشواری شناسایی هیجانات	۱					
دشواری توصیف هیجانات	۰/۵۶**	۱				
تمرکز بر تجارب بیرونی	-۰/۰۵	۰/۱۲*	۱			
ترومای‌های اوایل زندگی	۰/۲۰**	۰/۱۵**	-۰/۰۶	۱		
نگرش نسبت به پدر	۰/۳۰**	۰/۱۶**	۰/۰۵	۰/۴۲**	۱	
نگرش نسبت به مادر	۰/۱۸**	۰/۱۵**	-۰/۰۵	۰/۳۵**	۰/۴۵**	۱

** همبستگی در سطح ۰/۰۰۱ معنی‌دار است. * همبستگی در سطح ۰/۰۵ معنی‌دار است.

جدول ۳- آزمون‌های معنی‌داری برای مدل کامل تحلیل همبستگی متعارف

نام آزمون	ارزش	Fنسبت	فرضیه df	خطا df	سطح معنی‌داری
اثر پیلایی	۰/۱۲۱	۴/۱۴	۹	۸۸۸	<۰/۰۰۱
ویلکز لامبدا	۰/۸۸۰	۴/۲۶	۹	۷۱۵	<۰/۰۰۱
اثر هتلینگ	۰/۱۳۳	۴/۳۴	۹	۸۷۸	<۰/۰۰۱

همان‌گونه که در جدول ۳ مشاهده می‌شود معنی‌داری مقدار لامبدای ویلکز ($P<$۰/۰۰۱) نشان می‌دهد که بین دو دسته متغیر (ترومای‌های دوران کودکی، نگرش نسبت به پدر و نگرش نسبت به مادر با دشواری در شناسایی هیجانات، دشواری در توصیف هیجانات و تمرکز بر تجارب بیرونی) رابطه‌ی معنی‌داری وجود دارد. بنابراین مدل به دست آمده در این پژوهش، ۱۲ درصد از واریانس بین ترومای‌های دوران کودکی، نگرش نسبت به پدر و نگرش نسبت به مادر با ناگویی خلقی (دشواری در شناسایی هیجانات، دشواری در توصیف هیجانات و تمرکز بر تجارب بیرونی) را تبیین می‌کند.

تعداد توابع یا ابعادی که در تحلیل متعارف به دست می‌آید برابر با تعداد متغیرها در کوچک‌ترین دسته (پیش‌بین یا ملاک) است. به این دلیل که در پژوهش حاضر متغیرهای ملاک شامل دشواری در شناسایی هیجانات، دشواری در توصیف هیجانات و تمرکز بر تجارب بیرونی می‌شود، بنابراین سه تابع به دست آمد. اطلاعات مربوط به این سه تابع در جدول ۴ آورده شده است. در تحلیل متعارف راه آسانی برای آزمودن معنی‌داری توابع به صورت جداگانه وجود ندارد. یک روش برای بررسی معنی‌داری توابع، توجه به مقدار واریانس است که هر تابع تبیین می‌نماید. در جدول ۴ مشاهده می‌شود که مجذور همبستگی‌های متعارف

توابع به ترتیب برابر با ۰/۱۰۴، ۰/۰۱۶ و ۰/۰۰۰ است. با توجه به اظهارات شری[1] و همکاران (۲۳) توابعی که کمتر از ۱۰ درصد واریانس را تبیین نمایند، کنار گذاشته می‌شوند و تفسیر نمی‌شوند، بنابراین، فقط تابع اول که ۱۰ درصد از واریانس مشترک را تبیین می‌نماید، تفسیر می‌شود و دو تابع دیگر مورد تفسیر قرار نمی‌گیرند.

جدول ۴- ویژگی‌های توابع حاصل از تحلیل متعارف

شماره تابع	مقدار ویژه	درصد	درصد تراکمی	همبستگی متعارف	مجذور همبستگی
۱	۰/۱۱۶	۸۷/۳	۸۷/۳	۰/۳۲۳	۰/۱۰۴
۲	۰/۰۱۶	۱۲/۵	۹۹/۸	۰/۱۲۸	۰/۰۱۶
۳	۰/۰۰۰	۰/۱۱	۱۰۰	۰/۰۱۲	۰/۰۰۰

علاوه بر روش فوق، محقق می‌تواند به کمک تحلیل کاهش بعد معنی‌داری آماری توابع را آزمون نماید. در جدول ۵ نتایج تحلیل کاهش بعد توابع دو گانه این پژوهش آورده شده است.

جدول ۵- نتایج تحلیل کاهش بعد برای توابع متعارف

شماره ریشه	لامبدای ویلکز	نسبت F	فرضیه df	خطا df	سطح معنی‌داری
۱ تا ۳	۰/۸۸۰	۴/۲۶۰	۹	۷۱۵	< ۰/۰۰۱
۲ تا ۳	۰/۹۸۳	۱/۲۳۸	۴	۵۹۰	۰/۲۹۳
۳ تا ۳	۰/۹۹۹	۰/۰۴۵	۱	۲۹۶	۰/۸۳۱

در ردیف اول جدول ۵، نتایج آزمون معنی‌داری اثر تجمعی توابع ۱ تا ۳ آورده شده است. این آزمون نشان می‌دهد که آیا ترکیب هر سه تابع معنی‌دار است یا خیر. همان طور که پیش از این نیز گفته شد، اثر تجمعی توابع ۱ تا ۳ (یا مدل کامل) از نظر آماری معنی‌دار است ($P<$۰/۰۰۱). اما اثر تجمعی توابع دیگر معنی‌دار نیست. به عبارت دیگر، فقط تابع اول میزان معنی‌داری از واریانس مشترک میان دو دسته متغیرها را تبیین می‌کند و رابطه‌ی بین دو دسته متغیر توسط یک تابع تبیین می‌شود.

نتایج بیانگر این است که بین دو دسته متغیر، رابطه‌ی معنی‌داری وجود دارد و فقط تابع اول به دست آمده، مقدار معنی‌داری از واریانس بین دو دسته متغیر را تبیین می‌نماید اما نقش هر کدام از متغیرهای پیش‌بین و ملاک در توابع چقدر است؟ برای پاسخ به این سئوال به ضرایب استاندارد و ساختاری متغیرها رجوع می‌شود. جدول ۶ ضرایب استاندارد، ضرایب ساختاری و مجذور ضریب ساختاری تبیین شده) را برای مجموعه متغیرهای پیش‌بین و ملاک در تابع متعارف اول نشان می‌دهد.

بنا بر نظر آلپرت و پترسون[2] (۲۴) فقط متغیرهای دارای ضرایب ساختاری حداقل ۰/۳۰ مورد توجه و تفسیر قرار می‌گیرند. به این ترتیب مندرجات جدول ۶ نشان می‌دهد که در تابع اول به ترتیب اهمیت نگرش نسبت به پدر (ضریب ساختاری، ۰/۹۶۸)، تروماهای دوران کودکی (ضریب ساختاری، ۰/۵۹۰)، نگرش نسبت به مادر (ضریب ساختاری، ۰/۵۸۲) سهم بیشتری در ترکیب خطی متغیرهای پیش‌بین دارند. از سوی دیگر، در این تابع متغیرهای ملاک به ترتیب اهمیت دشواری در شناسایی هیجانات (ضریب ساختاری، ۰/۹۸۶)، دشواری در توصیف هیجانات (ضریب ساختاری، ۰/۵۷۵) و تمرکز بر تجارب بیرونی (ضریب ساختاری، ۰/۱۰۷) هر سه در ترکیب خطی متغیرهای ملاک سهم دارند.

جدول ۶- ضرایب استاندارد، ساختاری و مجذور ضرایب ساختاری متغیرها در تابع

متغیر	ضریب استاندارد	ضریب ساختاری	مجذور ضریب ساختاری
دشواری در شناسایی هیجانات	۰/۹۹۸	۰/۹۸۶	۰/۹۷۲
دشواری در توصیف هیجانات	-۰/۰۰۵	۰/۵۷۵	۰/۳۳۰
تمرکز بر تجارب بیرونی	۰/۱۶۴	۰/۱۰۷	۰/۰۱۱
مجذور همبستگی‌های متعارف		۰/۱۰	
تروماهای دوران کودکی	۰/۱۷۴	۰/۵۹۰	۰/۳۴۸
نگرش نسبت به پدر	۰/۸۱۷	۰/۹۶۸	۰/۹۳۷
نگرش نسبت به مادر	۰/۱۸۰	۰/۵۸۲	۰/۳۳۸

به بیان دیگر، در تابع اول ناگویی خلقی (دشواری در شناسایی هیجانات، دشواری در توصیف هیجانات) توسط تروماهای اوایل زندگی، نگرش نسبت به پدر و مادر پیش‌بینی می‌شوند. هم‌چنین، ضریب تعیین متعارف ۱۰ درصد می‌باشد که مقدار واریانس مشترک بین دو مجموعه‌ی متعارف متغیرهای پیش‌بین و ملاک را تعیین می‌کند. به علاوه، طبق ضرایب استاندارد مندرج در جدول ۶ به ازای افزایش یک انحراف معیار به دشواری در شناسایی هیجانات و تمرکز بر تجارب بیرونی، نمره‌ی تابع متعارف اول به ترتیب به اندازه‌ی ۰/۹۹۸ و ۰/۱۶۴ افزایش می‌یابد. به ازای افزایش یک انحراف معیار به دشواری در توصیف هیجانات، نمره‌ی تابع متعارف اول به اندازه‌ی ۰/۰۰۵ - کاهش می‌یابد. به ازای افزایش یک انحراف معیار در تروماهای اوایل زندگی، نگرش نسبت به پدر و نگرش نسبت به مادر نمره‌ی تابع متعارف اول به ترتیب به اندازه‌ی ۰/۱۷۴، ۰/۸۱۷، و ۰/۱۸۰ افزایش می‌یابد.

بحث

پژوهش حاضر با هدف بررسی رابطه‌ی تروماهای اوایل زندگی و نگرش نسبت به پدر و مادر به عنوان پیش‌بین‌های ناگویی خلقی در دانش‌آموزان دبیرستان‌های شیراز انجام شده است. یافته‌های این پژوهش نشان می‌دهد که الگویی از نمره‌های بالا در تروماهای دوران کودکی و نگرش نسبت به پدر و مادر با الگویی از نمرات بالا در دشواری شناسایی هیجانات و تمرکز بر تجارب بیرونی و الگویی از نمرات پایین در دشواری در توصیف هیجانات همبسته هستند.

[1] Sherry
[2] Alpert and Peterson

هم‌سو با نتایج مطالعات بریر[1] و ریچاردز[2] (۲۵)، کیم[3] و سیچتی[4] (۲۶)، پاویو و مک کولچ[5] (۲۷) یافته‌های پژوهش حاضر نیز بیانگر این است که بین تروماهای دوران کودکی و شکل‌گیری هیجانات ناکارآمد، دشواری در تنظیم هیجان و ناگویی خلقی، رابطه وجود دارد. هم‌چنین بر اساس پژوهش‌های گاتمن[6] و کاتز[7] (۲۸)، روبینسون[8] و همکاران (۲۹)، کاتز و گاتمن (۳۰)، نگرش نسبت به پدر و مادر با تنظیم هیجان و ناگویی خلقی، رابطه‌ی مثبت دارد که هم‌سو با یافته‌های پژوهش حاضر است.

در ناگویی خلقی ذهن برای ساخت نمادهای ذهنی هیجانی ظرفیت معیوبی دارد، از این رو، پژوهشگران مسئله‌ی مهم در ناگویی خلقی را نقص در پردازش و تنظیم هیجان معرفی کرده‌اند (۲). هم‌چنین رویارویی‌های مکرر با تروماهای دوران کودکی، از جمله طردشدگی، خیانت، آزارهای جسمی و جنسی، یا شاهد بودن خشونت خانگی می‌تواند نتایج منفی به دنبال داشته باشد که در دوران کودکی، نوجوانی و بزرگسالی انعکاس می‌یابد (۳۱). در نهایت، ناتوانی عاطفی افراد برای تنظیم هیجان و تحمل اضطراب به دلیل رویارویی با وقایع تروماتیک است و با توجه به این که توانایی فرد در شناسایی و توصیف هیجانات، برای پردازش و یکپارچه‌سازی تجربیات هیجانی است. یک تبیین محتمل برای بدتنظیمی هیجانی مربوط به تجربیات تروماتیک این است که تروما مانع از شناسایی و برچسب‌گذاری حالات هیجانی می‌شود که این دو از مولفه‌های اصلی ناگویی خلقی هستند (۳۲).

سه مولفه‌ی ناگویی خلقی که در پژوهش حاضر به عنوان متغیرهای ملاک در نظر گرفته شدند شامل دشواری در شناسایی هیجانات، دشواری در توصیف هیجانات و تمرکز بر تجارب بیرونی می‌شود که عنصر هسته‌ای این مولفه‌های هیجان است. با وجود تعاریف زیادی که درباره‌ی تنظیم هیجان آورده شده است، پژوهشگران بر این عقیده هستند که والدین نقش مهمی در شکل‌گیری و رشد توانایی فرد برای تنظیم هیجان دارند. بیشتر نظریه‌ها بر این هستند که از طریق تعامل والد-فرزندی است که کودک می‌آموزد چگونه ابراز هیجانی خود را تنظیم کند. از این رو به نظر می‌رسد که تعلیم والدین موجب رشد مهارت‌های تنظیم هیجان می‌شود. از آن جایی که خانواده، اولین محیطی است که کودک در آن توانایی‌های تنظیم هیجان خود را تمرین می‌کند و تعاملات خانوادگی دربرگیرنده‌ی هیجانات مثبت و منفی هستند و توانایی فرد برای تنظیم هیجان به ویژه در زمانی که با چالشی روبه‌رو می‌شود برای کنترل موفقیت‌آمیز بسیاری از روابط خانوادگی ضروری است (۲۸).

از جمله محدودیت‌های پژوهش حاضر می‌توان به نمونه‌ی پژوهش اشاره کرد زیرا شرکت‌کنندگان دانش‌آموزان سه مقطع دبیرستان و در رده‌ی سنی ۱۴ تا ۱۸ سال بودند و تعمیم پذیری نتایج پژوهش باید با احتیاط صورت پذیرد. در پژوهش حاضر، برای اندازه‌گیری ناگویی خلقی فقط از مقیاس تورنتوی ۲۰ سئوالی استفاده شد و این می‌تواند به عنوان یک محدودیت در نظر گرفته شود زیرا این مقیاس دربرگیرنده‌ی ماده‌های خیال‌پردازی‌ها و رویاهای روزانه[9] نیست و این ماده‌ها در سال ۱۹۹۴، به دلیل همبستگی بالا با مطلوبیت اجتماعی و همبستگی پایین آن با کل مقیاس، حذف شدند (۳۳). و عدم پایایی این خرده‌مقیاس در مطالعات پیشین نیز مشاهده شده است (۳۴). پیشنهاد می‌شود در آینده مطالعات بیشتری با بررسی دقیق‌تر، وضوح بیشتری به یافته‌های پژوهش حاضر بخشند.

نتیجه‌گیری

نتایج این پژوهش شواهد بیشتری در حمایت از ارتباط میان تروماهای اوایل زندگی و نگرش نسبت به پدر و مادر با ناگویی خلقی ارایه داد.

[1] Briere
[2] Richards
[3] Kim
[4] Cicchetti
[5] McCulloch
[6] Gattman
[7] Katz
[8] Robinson
[9] Day Dreaming

References

1. Meijer-degen F, Lansen J. Alexithymia: A challenge to art therapy, the story of Rita. Art Psychother 2006; 33: 167-79.
2. Taylor GJ, Bagby RM, Parker JDA. Disorders of affect regulation: Alexithymia in medical and psychiatric illness. Cambridge University; 1997.
3. De Gucht V. Stability of neuroticism and alexithymia in somatization. Compr Psychiatry 2003; 44(6): 466-71.
4. Haviland MG, Warren WL, Rigss ML. An observer scale to measure alexithymia. Psychosomatics 2000; 41: 385-92.
5. Judd PH, McGlashan TH. A developmental model of borderline personality disorder. Washington*:* American Psychiatric Publishing; 2003: 13.
6. Cohen P, Chen H, Gordon K, Johnson J, Brook J, Kasen S. Socioeconomic background and the developmental course of schizotypal and borderline personality disorder symptoms. Dev Psychopathol 2008; 20: 633-50.
7. Proche MV, Fortuna LR, Lin J, Alegria M. Childhood Trauma and Psychiatric Disorders as Correlates of School Dropout in a National Sample of Young Adults. Child Dev 2012; 82(3): 982-98.

8. van der Kolk BA, Fisler RE. Childhood abuse and neglect and loss of self-regulation. Bull Menninger Clinic 1994; 58: 145-68.
9. Kingston S, Raghavan C. The relationship of sexual abuse, early initiation of substance use, and adolescent trauma to PTSD. J Trauma Stress 2009; 22: 65-8.
10. Sanders AE, Spencer J. Childhood circumstances, psychosocial factors and the social impact of adult oral health. Commun Dent Oral Epidemiol 2005; 33: 370-7.
11. Deal JE, Halverson CF, Wampler KS. Parental agreement on child-rearing orientations: Relations to parental, marital, family, and child characteristics. Child Dev 1989; 60: 1025-34.
12. Bowlby J. Disruption of affectional bonds and its effects on behavior.Canada mental healthsupplement1969;59: 12.
13. Shaw NE. The relationship between perceived parenting style, academic self-efficacy and college adjustment of freshman engineering students. MA. Dissertation. Texas: University of North Texas, 2008.
14. Zarbakhsh M, Hassanzadeh S, Abolghasemi S, Dinani PT. Relationship between perceived parenting styles and critical thinking with cognitive learning styles. J Bas Appl Sci Res 2012; 2(10): 10007-11.
15. Zaree E. [The investigation of the relationship of parenting style and high risk behaviors in adolescents based on Cloninger scale]. Journal of Shahid Sadoughi of Medical Sciences Yazd 2010; 18: 220-4. (Persian).
16. Bandelow B, Krause J, Torrente AC, Wedekind D, Broocks A, Hajak G, et al. Early traumatic life events, parental rearing styles, family history of mental disorders, and birth risk factors in patients with social anxiety disorder. Eur Arch Psychiatr Clin Neurosci 2004; 254: 397-405.
17. Delavar A. [Theory and research in the humanities and social sciences]. Tehran: Roshd; 1997: 274-5. (Persian).
18. Evren C, Cınar O, Evren B. Relationship of alexithymia and dissociation with severity of borderline personality features in male substance-dependent inpatients. Compr Psychiatry 2012; 53: 854-9.
19. Tull MT, Medaglia E, Roemer L. An investigation of the construct validity of the 20-itemToronto alexithymia scale through the use of a verbalization task. J Psychosom Res 2005; 59: 77-84.
20. Besharat MA. Reliability and factorial validity of Farsi version of the 20-item Toronto alexithymia scale with a sample of Iranian students. Psychol Rep 2007; 101: 209-20.
21. Mehrabizade M, Zargar Y, Arshadi N, Ahmadi V, Palahang H. [Designing and testing a model of some precedents and outcomes of narcistic personality disorder in university students]. Journal of modern psychological research 2012; 7: 25. (Persian)
22. Dwairy M. Parenting style and mental health of Palestinian-Arab adolescents in Israel. Transcult Psychiatry 2004; 41: 2.
23. Sherry A, Henson RK. Conducting and interpreting canonical correlation analysis in personality research: a user-friendly primer. J Pers Assess 2005; 84(1): 37-48.
24. Alpert MI, Peterson RA. On the interpretation of canonical analysis. J Market Res 1972; 9: 187-92.
25. Briere J, Rickards S. Self-awareness, affect regulation, and relatedness: Differential sequels of childhood versus adult victimization experiences. J Nerv Ment Dis 2007; 195: 497-503.
26. Kim J, Cicchetti D. Longitudinal pathways linking child maltreatment, emotion regulation, peer relations, and psychopathology. J Child Psychol Psychiatry 2010; 51: 706-16.
27. Paivio SC, McCulloch CR. Alexithymia as a mediator between childhood trauma and self-injurious behaviors. Child Abuse Negl 2004; 28: 339-54.
28. Gattman JM, Katz LF. Children's emotional reactions to stressful parent-child interactions: The link between emotion regulation and vagal tone. Emot Fam 2002; 34: 256-83.
29. Robinson LR, Morris AS, Heller SS, Scheeringa MS, Boris NW, Smyke TS. Relations between emotion regulation, parenting, and psychopathology in young maltreated children in out of home care. J Child Fam Stud 2009; 18: 421-34.
30. Katz LF, Gottman JM. Spillover effects of marital conflict: In search of parenting and co-parenting mechanisms. New Direct Child Dev 1996; 74: 57-76.
31. van der Kolk BA. Developmental trauma disorder: Toward a rational diagnosis for children with complex trauma histories. Psychiatr Ann 2005; 35(5): 401-8.
32. Gaher RM, Hofaman NL, Simons JS, Hunsaker R. Emotion regulation deficits as mediators between trauma exposure and borderline symptoms. Cogn Ther Res 2013; 37: 466-75.
33. Bagby RM, Parker JDA, Taylor GJ. The twenty-item Toronto alexithymia scale-I: Item selection and cross-validation of the factor structure. J Psychosom Res 1994; 8: 23-32.
34. Kiyotaki Y, Yokoyama K. Relationships of eating disturbances to alexithymia, need for social approval, and gender identity among Japanese female undergraduate students. Pers Individ Dif 2006; 41: 609-18.