

شیوع ناگویی خلقی و رابطه آن با متغیرهای جمعیت شناختی در میان دانشجویان

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۲/۱۰/۸؛ تاریخ پذیرش: ۱۳۹۳/۴/۵

چکیده

محمود منصوری^۱، علیرضا مرادی^۲،
جعفر حسینی^۳ و آذر غفاری^۴

^۱کارشناس ارشد روان‌شناسی بالینی،
کارشناس بهداشت روان، دانشگاه علوم
پزشکی البرز، کرج، ایران
^۲استاد روان‌شناسی بالینی، دانشکده
روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه
خوارزمی تهران (پردیس کرج)، کرج، ایران
^۳استادیار روان‌شناسی بالینی، دانشکده
روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه
خوارزمی تهران (پردیس کرج)، کرج، ایران
^۴کارشناس روان‌شناسی بالینی، دانشکده
روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه
خوارزمی تهران (پردیس کرج)، کرج، ایران

زمینه و هدف: توانمندی هیجانی، روبرو شدن افراد با چالش‌های زندگی را آسان‌تر کرده و سطح سلامت روان آن‌ها را بهبود می‌بخشد. پژوهش حاضر باهدف تعیین شیوع ناگویی خلقی و ارتباط آن با متغیرهای جمعیت شناختی انجام گرفت. **مواد و روش‌ها:** نمونه مورد پژوهش شامل ۵۷۱ دانشجوی (۲۰۲ پسر و ۳۶۹ دختر) ۱۸ تا ۲۵ سال مقطع کارشناسی دانشگاه خوارزمی تهران (پردیس کرج) بود که به روش نمونه‌گیری طبقه‌ای انتخاب و مقیاس ناگویی خلقی تورنتو (TAS-20) و پرسشنامه دست برتری ادینبورگ را تکمیل کردند. یافته‌های پژوهش به کمک شاخص‌های توصیفی، آزمون t نمونه‌های مستقل و آزمون همبستگی پیرسون مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

یافته‌ها: شیوع ناگویی خلقی ۱۵/۱ درصد (پسرها ۱۷/۳ درصد، دخترها ۱۳/۸ درصد) بود. نتایج نشان داد که ناگویی خلقی با جنس مذکر، زبان و دست برتری رابطه دارد. در سه عامل مقیاس ناگویی خلقی تورنتو، پسران نمرات بالاتری در عامل تفکر معطوف به بیرون (externally oriented thinking) نسبت به دختران داشتند، اما تفاوت جنسیتی در عامل‌های مشکل در تشخیص احساس‌ها (difficulty in identifying feelings) و مشکل در توصیف احساس‌ها (difficulty in describing feelings) وجود نداشت.

نتیجه‌گیری: بر اساس این نتایج جنسیت مذکر، دوزبانگی و راست‌دستی تعیین‌کننده‌های مهمی جهت ابتلا به ناگویی خلقی در میان دانشجویان است.

کلمات کلیدی: ناگویی خلقی، شیوع‌شناسی، متغیرهای جمعیت‌شناختی

* نویسنده مسئول: کارشناسی ارشد
روان‌شناسی بالینی، کارشناس واحد
سلامت روانی، اجتماعی و اعتیاد شبکه
بهداشت و درمان طالقان، دانشگاه علوم
پزشکی البرز، البرز، ایران
۰۹۱۵-۳۳۳۰۸۵۰
E-mail: mansouri.psychology@gmail.com

مقدمه

توانمندی هیجانی، روبرو شدن افراد با چالش‌های زندگی را آسان‌تر کرده و سطح سلامت روانی آن‌ها را بهبود می‌بخشد. افرادی که دارای توانمندی هیجانی بالا هستند احساس‌های خود را تشخیص می‌دهند، مفاهیم ضمنی آن را درک می‌کنند و به گونه مؤثرتری حالات هیجانی خود را برای دیگران توصیف می‌کنند. این افراد در مقایسه با افرادی که توانایی درک و بیان حالت‌های هیجانی را ندارند، در کنار آمدن با تجربه‌های منفی از موفقیت بیشتری برخوردارند و سازگاری مناسب‌تری را در ارتباط با محیط و دیگران نشان می‌دهند.^۱ سیفونوس (۱۹۷۳) در کار بر روی افراد مبتلا به اختلالات روان‌تنی، دریافت که بسیاری از این بیماران مشکل بزرگی در برقراری ارتباط هنگام مصاحبه بالینی دارند. همچنین،

مشاهده کرد این افراد مشکلاتی در یافتن کلمات مناسب جهت توصیف احساس‌های خود دارند. او واژه الکسی‌تایمیا را (Alexithymia) که از ریشه یونانی a یعنی فقدان، laxis یعنی واژه و thymos یعنی خلق یا هیجان مشتق شده است و به معنی «فقدان کلمه برای هیجان» است، برای توصیف این افراد به کار برد.^{۲،۳} ناگویی خلقی به اختلال خاص در پردازش هیجانی به‌ویژه دشواری در بیان شفاهی و درک هیجان اشاره دارد و شامل ۵ ویژگی برجسته است: ۱- دشواری در تشخیص هیجان، ۲- دشواری در توصیف کلامی احساس‌های خود برای دیگران، ۳- کاهش یا ناتوانی در تجربه هیجانی، ۴- عدم تمایل به تصویرسازی هیجان‌ات دیگران یا سبک‌شناختی متمایل به خارج (اولویت در تمرکز بر رویدادهای بیرونی نسبت به تجربه‌های

درونی)، و ۵- ظرفیت پایین در خیال‌پردازی یا تفکر نمادین.^۳

در ابتدا فرض بر این بود که خصیصه‌های ناگویی خلقی تنها مختص افراد مبتلا به بیماری‌های روان‌تنی مزمن است، اما شواهد فزاینده موجود نشان می‌دهد که ناگویی خلقی با چندین وضعیت طبی و نشانگان آسیب‌شناسی روانی گوناگون مانند افسردگی، اضطراب و اسکیزوفرنی رابطه دارد.^{۴-۵} از این رو، می‌توان گفت که ناگویی خلقی به عنوان یک سازه شخصیتی چندوجهی با اختلال‌های طبی و روان‌پزشکی متعددی رابطه دارد و احتمالاً به گونه‌ای نرمال در جمعیت عمومی توزیع شده است و روی یک پیوستار از بهنجار تا آسیب‌شناختی قرار می‌گیرد.^۶ پژوهش‌های انجام‌شده در جمعیت‌های عادی^{۷-۹} میزان شیوع ناگویی خلقی را در مردان ۹/۴ تا ۱۷ و در زنان ۵/۲ تا ۱۰ درصد تخمین زده‌اند. همچنین میزان شیوع کلی ناگویی خلقی را بین ۹/۹ تا ۱۳ درصد گزارش کرده‌اند.^{۸،۹} ماتیلا^۷ اظهار می‌کند که میزان شیوع ناگویی خلقی در جمعیتی که در سن کار قرار دارند در مردان ۹ تا ۱۷ درصد و در زنان ۵ تا ۱۰ درصد است. درصد شیوع در افراد مسن ۷۲ سال به بالا ۳۴ درصد^{۱۰} و در نوجوانان ۷/۳ درصد^{۱۱} گزارش شده است.

بررسی متغیرهای مرتبط با ناگویی خلقی بیانگر این است که ناگویی خلقی با جنسیت مذکر،^{۱۳،۱۴،۱۵،۱۶،۱۷،۱۸،۱۹} افزایش سن،^{۲۰،۲۱،۲۲} سطح تحصیلات پایین،^{۱۴،۱۵،۱۶،۱۷،۱۸،۱۹} پایگاه اجتماعی-اقتصادی ضعیف^{۲۰،۲۱،۲۲} و مجرد بودن^{۱۶،۱۷،۱۸} رابطه دارد. همچنین، نتایج پژوهش‌های انجام‌شده بیانگر رابطه بین ناگویی خلقی و دست‌برتری است. برای مثال، رودن‌هاوزر و همکاران^{۱۷} گزارش کردند که شیوع ناگویی خلقی در افراد چپ‌دست بیشتر است. از سوی دیگر، کنترل و همگن‌سازی دست برتری گروه‌های مورد بررسی در مطالعات دیگر نشانگر اهمیت توجه به دست برتری در مطالعات مربوط به ناگویی خلقی است.

در نهایت، برخی پژوهش‌ها تفاوت‌های جنسیتی را در ابعاد ناگویی خلقی مورد مطالعه قرار داده‌اند. سه پژوهش انجام‌شده تفاوت جنسیتی در بعد دشواری در تشخیص احساس (DIF) مشاهده نکردند. با این وجود، دریافتند که مردان نمرات بالاتری در ابعاد دشواری در توصیف احساس (DDF) و تفکر معطوف به بیرون (EOT) نسبت به زنان کسب می‌کنند.^{۱۹،۲۰} در دو پژوهش دیگر زنان نمرات بالاتری در DIF و مردان نمرات بالاتری در EOT

دریافت نمودند، درحالی‌که تفاوتی بین زنان و مردان در DDF وجود نداشت.^{۲۱،۲۲} ککنن و همکاران^۸ دریافتند که زنان نمرات بالاتری در بعد DIF دریافت نمودند، اما در دو بعد DDF و EOT تفاوت معنی‌داری مشاهده نکردند. در نهایت، برسیگ و همکاران^{۲۲} گزارش کردند که مردان نمره بالاتری در بعد EOT کسب کردند، اما تفاوتی بین آن‌ها در ابعاد دیگر مشاهده نکردند. در مجموع، نتایج درباره تفاوت جنسیتی در شیوع‌شناسی و سطوح ناگویی خلقی کاملاً متغیر بوده است.^{۲۳}

حتی با وجود این که روش‌های یکسانی برای اندازه‌گیری ناگویی خلقی مورد استفاده قرار گرفته است، هنوز درباره ناگویی خلقی و عوامل تأثیرگذار جمعیت شناختی عقاید و یافته‌های متفاوتی وجود دارد. این تفاوت ممکن است به علت تفاوت در نمونه‌های مورد مطالعه باشد. همچنین از آنجا که در جوامع و فرهنگ‌های مختلف از ابتدای تولد نحوه برخورد خانواده‌ها و اجتماع با هیجان‌ات ابراز شده متفاوت است، تفاوت‌های فرهنگی نیز می‌تواند مورد توجه قرار گیرد.^۸ پژوهش‌های^{۲۴،۲۵} انجام شده نیز بیانگر این است که ناگویی خلقی با فرهنگ در ارتباط است.

تعیین این که ناگویی خلقی، با سن، جنس و متغیرهای جمعیت شناختی رابطه دارد یا نه، بنا به چند دلیل مهم است: اول این که هر نوع رابطه منجر به اطلاعات مهمی درباره ساختار ناگویی خلقی می‌شود. دوم این که هر نوع رابطه‌ای در مقایسه نتایج نمونه‌ها مفید واقع می‌شود و می‌تواند به روشن شدن نتایج مختلف و متناقض کمک کند. سوم این که فهم هر نوع رابطه ناگویی خلقی با متغیرهای جمعیت شناختی به تفسیر معانی نمره‌های آن کمک می‌کند.^{۱۱} از سوی دیگر، با توجه به شیوع نسبتاً بالای ناگویی خلقی، تأثیر آن بر کارکردهای مراقبتی، تحصیلی، شغلی، مالی، بین فردی و اجتماعی افراد، نقش ناگویی خلقی در سبب‌شناسی و تداوم آسیب‌های روانی و مشکلات دانشجویان، اهمیت کارکردهای سالم هیجانی در زندگی روزمره و روابط بین فردی، لزوم توجه بیشتر به شیوع ناگویی خلقی و پیش‌آگهی‌های مثبت و منفی آن در فرهنگ ایرانی و خرده‌فرهنگ‌های آن، توانمندسازی هیجانی دانشجویان و تلاش برای کاهش و جلوگیری از بروز ناگویی خلقی، عدم توجه به برخی متغیرهای جمعیت شناختی مثل دوزبانگی و بررسی‌های اندک انجام شده درباره شیوع ناگویی خلقی و متغیرهای جمعیت شناختی مرتبط

در توصیف احساس‌ها (DDF)، و تفکر معطوف به بیرون (EOT) است، که به ترتیب شامل ۷، ۵ و ۸ سؤال هستند.^{۲۶} سؤال‌ها برحسب یک مقیاس لیکرت ۵ درجه‌ای و در دامنه‌ای از ۱ (کاملاً موافقم) تا ۵ (کاملاً مخالفم) نمره‌گذاری می‌شوند. نمره بالاتر در این مقیاس نشان‌دهنده شدت بیشتر ناگویی خلقی است.^۱ نمره ۵۱ و پایین‌تر در مقیاس ناگویی خلقی تورنتو نشانه عدم ناگویی خلقی و نمره ۶۱ و بالاتر نشانه الکسیتایمیک بودن فرد است.^{۲۷ و ۲۸} در ایران، اعتبار آزمون به روش همسانی درونی (آلفای کرونباخ) برای خرده مقیاس‌های DIF، DDF و EOT به ترتیب ۰/۷۴، ۰/۶۱ و ۰/۵۰ گزارش شده است.^{۲۸} در پژوهش حاضر ضریب آلفای کرونباخ برای کل آزمون برابر با ۰/۷۷ و برای خرده مقیاس‌های DIF ۰/۷۹، DDF ۰/۷۰ و برای EOT ۰/۴۱ بود.

۳- پرسشنامه دست‌برتری ادینبورگ: در این پژوهش از پرسشنامه دست‌برتری ادینبورگ که اولدفیلد آن را در سال ۱۹۷۱ ساخته و شامل ۱۰ گویه است، استفاده شد. در این پرسشنامه بهره جانبی شدن محاسبه می‌شود که عددی بین ۱۰۰+ تا ۱۰۰- است. عدد ۱۰۰+ نشانه راست‌دستی کامل و عدد ۱۰۰- نشانه چپ‌دستی کامل است. روایی و اعتبار این پرسشنامه در کشورهای مختلف مورد بررسی قرار گرفته و در پژوهش علی‌پور و آگاه هریس^{۲۹} اعتبار آزمون به روش همسانی درونی (آلفای کرونباخ) ۰/۹۷ گزارش شده است. همچنین همبستگی بین دو نیمه آزمون ۰/۹۴ گزارش شده است.

یافته‌ها

میانگین و انحراف استاندارد سن شرکت‌کنندگان $21/00 \pm 2/02$ بود. بعلاوه، میانگین سن پسران و دختران به ترتیب $21/00 \pm 1/93$ و $20/50 \pm 2/06$ بود. میزان شیوع ناگویی خلقی ($TAS-20 \text{ score} > 61$) در کل نمونه پژوهش ۱۵/۱ درصد بود. میزان شیوع در پسران ۱۷/۳ درصد و در دختران برابر با ۱۳/۸ درصد بود. افراد غیر الکسی-تایمیک ($TAS-20 \text{ score} < 51$) به صورت کلی ۶۲/۳ درصد بودند. این میزان در پسران ۵۸/۴ درصد و در دختران ۶۴/۵ درصد بود. جدول ۱ به بررسی شاخص‌های توصیفی گروه نمونه در میان دختران و پسران و کل گروه پرداخته شده است.

با آن در جمعیت بهنجار به‌ویژه جمعیت دانشجویی، پژوهش حاضر باهدف بررسی شیوع ناگویی خلقی و رابطه آن با متغیرهای جمعیت شناختی در میان دانشجویان مقطع کارشناسی انجام گردید.

مواد و روش‌ها

پژوهش حاضر از نوع توصیفی-پیمایشی است. جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه دانشجویان ۱۸ تا ۲۵ سال مقطع کارشناسی دانشگاه خوارزمی تهران (پردیس کرج) در سال تحصیلی ۹۱-۱۳۹۰ بود. نمونه مورد بررسی شامل ۵۷۱ دانشجوی دختر و پسر (۲۰۲ پسر، ۳۶۹ دختر) بود که به شیوه نمونه‌گیری طبقه‌ای انتخاب شدند. نخست با پیگیری‌های لازم تعداد دانشجویان مقطع کارشناسی دانشکده‌های ریاضیات و کامپیوتر، علوم پایه، تربیت‌بدنی، فنی و مهندسی، ادبیات و علوم انسانی و شیمی از مرکز مشاوره دانشگاه گرفته شد و سپس دانشجویان به نسبت جمعیتی و به‌صورت تصادفی از بین دانشکده‌ها انتخاب شدند. پژوهشگر پس از هماهنگی با ریاست دانشکده‌ها برای انجام پژوهش، ابتدا خود را به افراد مورد بررسی معرفی و بعد از توضیح در مورد هدف پژوهش و نحوه تکمیل پرسشنامه‌ها، تأکید نمود که اطلاعات آن‌ها محرمانه باقی خواهد ماند تا افراد با رضایت تمام پرسشنامه‌ها را تکمیل کنند. معیار ورود افراد به نمونه مورد بررسی دانشجوی مقطع کارشناسی بودن، دامنه سنی ۱۸ تا ۲۵ سال، عدم سابقه ابتلا به بیماری‌های روان‌شناختی بود. داده‌های پژوهش با استفاده از نرم‌افزار آماری SPSS20 و با استفاده از شاخص‌های آمار توصیفی، آزمون t نمونه‌های مستقل و آزمون همبستگی پیرسون تحلیل شد.

ابزار پژوهش شامل

۱- پرسشنامه جمعیت شناختی: این پرسشنامه محقق ساخته برای دریافت اطلاعاتی همچون، سن، جنس، وضعیت تأهل و غیره مورد استفاده قرار گرفت.

۲- مقیاس ناگویی خلقی تورنتو (TAS-20): این مقیاس توسط بگی و همکاران (۱۹۹۴) ساخته شده است. پرسشنامه ناگویی خلقی تورنتو یک پرسشنامه خودسنجی ۲۰ سؤالی است که دارای سه خرده‌مقیاس دشواری در تشخیص احساس‌ها (DIF)، دشواری

جدول ۱: میانگین و انحراف استاندارد گروه نمونه بر اساس ویژگی‌های جمعیت شناختی

متغیر	گروه	پسر (N= ۲۰۲)		دختر (N= ۳۶۹)		کل (N= ۵۷۱)	
		میانگین	انحراف استاندارد	میانگین	انحراف استاندارد	میانگین	انحراف استاندارد
وضعیت تأهل	مجرد	۴۹/۷۹	(۱۰/۷۲)	۴۷/۶۲	(۱۰/۹۹)	۴۸/۴۱	(۱۰/۹۳)
	متأهل	۴۶/۷۱	(۱۰/۵۱)	۴۷/۳۰	(۹/۲۷)	۴۷/۲۰	(۹/۳۶)
زبان	یک زبانه	۴۸/۹۴	(۱۰/۵۶)	۴۶/۸۸	(۱۰/۸۵)	۴۷/۶۰	(۱۰/۷۹)
	دو زبانه	۵۱/۶۸	(۱۰/۹۰)	۴۹/۷۶	(۱۰/۴۹)	۵۰/۴۶	(۱۰/۶۵)
دست برتری	راست	۴۹/۹۵	(۱۰/۶۹)	۴۷/۹۶	(۱۰/۸۲)	۴۸/۶۴	(۱۰/۸۰)
	چپ	۴۷/۸۷	(۱۰/۶۹)	۴۲/۹۶	(۹/۵۴)	۴۵/۱۸	(۱۰/۲۷)
TAS-20	DDF	۱۳/۰	(۴/۰)	۱۲/۵	(۴/۴)	۱۲/۷	(۴/۳)
	DIF	۱۶/۹	(۵/۷)	۱۶/۴	(۶/۱)	۱۶/۶	(۶/۰)
	EOT	۱۹/۸	(۴/۳)	۱۸/۷۹	(۳/۹)	۱۹/۱	(۴/۱)

مورد مقایسه قرار گرفت (جدول ۳).

همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود تفاوت معناداری بین نمره‌های دختران ($M=46/83$, $SD=10/02$) و پسران ($M=49/54$), $t=2/95$, $df=569$, $P=0/01$. بعلاوه، نتایج نشان می‌دهد بین نمره‌های دختران ($M=18/73$, $SD=3/80$) و پسران ($M=19/77$), $t=4/31$, $df=569$, $P=0/007$ تفاوت معناداری وجود دارد. اما تفاوت معناداری در خرده مقیاس‌های DIF و DDF بین دو گروه وجود ندارد. در نهایت، نتایج آزمون همبستگی پیرسون نشان داد که رابطه‌ای بین صفات ناگویی خلقی و سن وجود ندارد ($P>0/05$, $t=0/00$).

در جدول ۲ به مقایسه میانگین نمرات ناگویی خلقی در متغیرهای وضعیت تأهل، دست‌برتری و زبان پرداخته شده است.

نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد تفاوت معناداری بین میانگین نمره‌ناگویی خلقی افراد چپ‌دست ($M=45/45$, $SD=10/03$) و راست‌دست ($M=48/59$, $SD=10/83$) وجود دارد ($t=0/55$, $df=557$, $P=0/04$). همچنین، بین دو گروه یک‌زبانه ($M=47/60$, $SD=10/78$) و دوزبانه ($M=50/46$, $SD=10/65$) تفاوت معناداری در شاخص ناگویی خلقی ($t=-2/71$, $df=556$, $P=0/007$) وجود دارد. نتایج نشان می‌دهد بین میانگین نمرات ناگویی خلقی در دو گروه مجرد و متأهل تفاوت معناداری وجود ندارد. در ادامه نمره دختران و پسران در مقیاس ناگویی خلقی و خرده مقیاس‌های آن

جدول ۲: مقایسه میانگین نمرات الکسی تایمپای گروه‌ها در آزمون TAS-20

متغیر	گروه	فراوانی	میانگین	انحراف استاندارد	درجه آزادی	t	سطح معناداری
وضعیت تأهل	مجرد	۴۹۶	۴۸/۴۱	۱۰/۹۳	۵۵۳	۰/۶۸۰	۰/۴۹
	متأهل	۵۹	۴۷/۲۰	۹/۳۶			
دست برتری	راست دست	۵۰۵	۴۸/۶۴	۱۰/۸۱	۵۵۷	۰/۷۲۵	۰/۰۲۹
	چپ دست	۵۱	۴۵/۱۸	۱۰/۲۷			
زبان	یک زبانه	۴۲۰	۴۷/۶۰	۱۰/۷۸	۵۵۶	-۲/۷۱۳	۰/۰۰۷
	دوزبانه	۱۳۸	۵۰/۴۶	۱۰/۶۵			

جدول ۳: مقایسه میانگین نمرات دخترها و پسران در آزمون الکسی تایمیا تورتو و خرده مقیاس‌های آن

گروه	فراوانی	میانگین	انحراف استاندارد	درجه آزادی	t	سطح معناداری
TAS-20	پسر	۴۹/۵۴	۱۰/۶۷	۵۶۹	۲/۹۵	۰/۰۰۱
	دختر	۳۶۹	۱۰/۰۲	۴۶/۸۳		
DIF	پسر	۱۶/۹۴	۵/۷۰	۵۶۹	۱/۰۳	۰/۳۰۱
	دختر	۳۶۸	۶/۱۲	۱۶/۴۰		
DDF	پسر	۱۳/۰۱	۴/۰۴	۵۶۹	۱/۳۴	۰/۱۷۹
	دختر	۳۶۹	۴/۴۴	۱۲/۵۰		
EOT	پسر	۱۹/۷۷	۴/۳۱	۵۶۹	۲/۸۳	۰/۰۰۵
	دختر	۳۶۸	۳/۸۰	۱۸/۷۳		

جدول ۴: آزمون همبستگی پیرسون برای متغیرهای الکسی تایمیا و جنسیت

متغیرها	فراوانی	مقدار همبستگی	سطح معنی داری
الکسی تایمیا و جنسیت	۵۷۱	-۰/۰۴۵	۰/۲۹

بحث

پژوهش حاضر باهدف بررسی شیوع ناگویی خلقی و رابطه آن با متغیرهای جمعیت شناختی در میان دانشجویان انجام گردید. نتایج نشان داد که شیوع ناگویی خلقی در جامعه دانشجویان مقطع کارشناسی دانشگاه خوارزمی برابر با ۱۵/۱ درصد است. در پژوهش حاضر میزان شیوع ناگویی خلقی تا حدی بیشتر از پژوهش‌های قبلی^{۸،۹} است. تفاوت مشاهده شده می‌تواند ناشی از نمونه‌های مورد بررسی و تفاوت‌های فرهنگی بین آن‌ها باشد. برای مثال، لی و همکاران^{۲۵} به این نتیجه رسیدند که والدین در فرهنگ‌های غربی بیشتر از فرهنگ‌های آسیایی هیجان‌های مثبت را به فعل در می‌آورند و عواطف جسمانی را به نمایش می‌گذارند و پسران کمتر از دختران در معرض عواطف جسمانی والدین قرار می‌گیرند. تیلور و همکاران^{۳۰} نیز معتقدند که احساس‌ها و هیجان‌های فردی می‌تواند تحت تأثیر فرهنگ قرار گیرد. در فرهنگ‌های جوامع غربی افراد تشویق می‌شوند تا درباره احساس‌های خود حرف بزنند و آن را بدون خجالت و یا ترس به فعل درآورند، در مقابل فرهنگ‌های شرقی از هر صحبتی در این باره اجتناب و هرگونه رفتارهای احساسی مورد تنبیه و یا تمسخر قرار می‌گیرند.

در این پژوهش میزان شیوع ناگویی خلقی در جمعیت مذکر تا اندازه‌ای مشابه نتایج پژوهش سالمین^۹ بود. اما میزان شیوع آن در جمعیت مؤنث نسبت به سایر پژوهش‌ها^{۷-۹} متفاوت بود. شیوع ناگویی خلقی در پسران بیشتر از دختران بود که این نتیجه مشابه پژوهش‌های گذشته^{۷،۹،۱۲،۱۳} بود. در تبیین این نتایج می‌توان گفت که در اکثر جوامع از مردان انتظار می‌رود رفتارهای احساسی کمتری را بروز داده و در غیر این صورت از گروه دوستان و حتی خانواده طرد می‌شوند و مورد تمسخر واقع می‌شوند. بر اساس یافته‌های پژوهش حاضر پسران به خوبی دختران می‌توانند احساس‌های خود را توصیف و تشخیص دهند، اما پسران در عامل تفکر معطوف به بیرون یا تفکر معطوف به جزئیات خارجی نمرات بالاتری را کسب کردند، که با یافته‌های برسیگ و همکاران^{۲۲} همخوانی داشت. این نتایج نشان می‌دهد که مردان توانایی کمتری در توجه و تفکر درباره احساس‌های درونی خود دارند و به جای توجه به احساس‌های خود بیشتر به جزئیات بیرونی و عینی موقعت می‌پردازند. در توجیه این نتیجه می‌توان این‌گونه استنباط کرد که پسران به دلیل این‌که از ابتدا کمتر برای ابراز هیجان‌های خود و بیان احساس‌های درونی ترغیب شده‌اند و عمدتاً از آن‌ها خواسته شده است کم‌ترین هیجان را در

روابط اجتماعی‌شان ابراز کنند، در سنین بالاتر نیز به مرور زمان توانایی خود را برای توجه و تفکر درباره احساس‌های درونی خود از دست داده‌اند. توجه کمتر مردان به احساس‌های درونی خود نسبت به زنان این گفته را که مردان کمتر خواستار بیان احساس‌های درونی خود در جمع هستند، تأیید می‌کند. در مقابل، زنان در جمع بیشتر احساس‌های درونی خود را بروز می‌دهند و مورد تأیید و حمایت دیگران قرار می‌گیرند.

نتایج پژوهش حاضر نشان داد که بین ناگویی خلقی و دست‌برتری رابطه معنادار وجود دارد و افراد راست دست نمرات بالاتری در ناگویی خلقی کسب می‌کنند. به عبارت دیگر، نتایج نشان داد افراد چپ‌دست نمره کمتری در متغیر ناگویی خلقی کسب کرده‌اند، که با نتایج پژوهش کالینین و همکاران^{۳۱} و رودن‌هاوزر و همکاران^{۱۷} متفاوت است. در تبیین این نتیجه، تحلیل تأثیرات ضایعات مغز نشان می‌دهد که نیمکره راست در ادراک هیجان‌ها در چهره و خلق بر نیمکره چپ برتری دارد^{۳۲} و از آنجایی که در افراد چپ‌دست نیمکره راست غالب است این افراد توانایی بیشتری در ادراک و تشخیص هیجان‌ها دارند. تفاوت مشاهده شده در نتایج پژوهش حاضر با پژوهش‌های گذشته ممکن است به این دلیل باشد که پژوهش کالینین بر روی افراد دارای اختلالات روانی (صرع) انجام شده اما پژوهش حاضر بر روی افراد سالم صورت گرفته است.

نتایج همچنین نشان داد که افراد متأهل نمرات کمتری در TAS-20 نسبت به افراد مجرد به دست آورده‌اند، تفاوتی که برخلاف پژوهش‌های گذشته^{۱۵ و ۱۶} معنادار نیست. که این خود می‌تواند به خاطر کوچک بودن نمونه متأهل مورد پژوهش باشد. از طرف دیگر، سن رابطه معناداری با ناگویی خلقی نداشت، که این نیز می‌تواند تحت تأثیر دامنه کوتاه سنی (۷ سال) گروه نمونه پژوهش حاضر باشد. در صورتی که پژوهش‌های گذشته برای گروه نمونه خود از چندین گروه سنی استفاده کرده‌اند. همچنین نتایج پژوهش‌های گذشته تفاوت بالایی را در دارا بودن خصوصیات ناگویی خلقی بین گروه‌های مسن و نوجوان نشان داده‌اند که خود نشان‌دهنده افزایش احتمال ناگویی خلقی افراد در طول زمان و با

افزایش سن است.

در نهایت، نتایج پژوهش حاضر نشان داد که بین ناگویی خلقی و زبان رابطه وجود دارد و افراد دوزبانه نمرات بالاتری در ناگویی خلقی کسب می‌کنند. هرچند در بررسی ادبیات پژوهش مطالعه‌ای در این زمینه مشاهده نشد، با این وجود در تبیین نتایج فوق می‌توان گفت زبان مادری هر فرد تا حدودی نشان از پذیرش فرهنگ و رفتارهای آن محدوده زبانی است. این می‌تواند به دلیل تفاوت خانواده‌ها در تشویق افراد به ابراز هیجان‌های مثبت و عواطف بدنی در گروه‌های زبانی و فرهنگی مختلف باشد. همچنین، ورود دانشجویان دوزبانه به محیطی که زبان اول آن زبانی غیر از زبان مادری است و این که فرد باید خود را با این زبان هماهنگ سازد، می‌تواند برای ابراز هیجان‌ها فرد مشکل ساز باشد و آن را به تعویق بیندازد و یا اینکه حتی فرد آن را سرکوب کند.

در مجموع، نتایج پژوهش حاضر نشان داد که شیوع ناگویی - خلقی در جامعه دانشجویی ۱۵/۱ درصد است. همچنین، بین ناگویی خلقی و متغیرهای جمعیت شناختی جنسیت، دست‌برتری و دوزبانگی رابطه وجود دارد. عدم استفاده از گروه‌های برابر در هر یک از متغیرها و استفاده از تنها یک سطح تحصیلی از محدودیت‌های پژوهش حاضر به شمار می‌روند. از این رو، پیشنهاد می‌شود در بررسی‌های آینده از گروه‌های برابر و در سطوح مختلف کارشناسی، کارشناسی ارشد و دکترا استفاده شود. همچنین پیشنهاد می‌شود این پژوهش در استان‌های کشور که دارای زبان و گویش‌های متفاوتی هستند تکرار و نتایج این پژوهش‌ها با یکدیگر مقایسه شود.

سپاسگزاری

بدون همکاری مسئول مرکز مشاوره و مسئولین دانشگاه خوارزمی و همین‌طور پاسخگویی دقیق و همکاری صمیمانه دانشجویان دانشگاه خوارزمی تهران، پردیس کرج انجام این پژوهش میسر نبود، لذا نهایت تشکر و قدردانی خود را از ایشان اعلام می‌داریم.

References

- Shahgholian M, Moradi A, Kafi SM. Relation of alexithymia with emotional expression styles and general health in students. *Iran J Psychiat Clin Psychol* 2007; 13(3): 238-248. [In Persian]
- Coolidge FL, Estay AJ, Segal DL, Marle PD. Are alexithymia and schizoid personality disorder synonymous diagnoses?. *Compr Psychiat* 2013; 54(2): 141-48.
- Chen J, Xu T, Jing J, Chan RC. Alexithymia and emotional regulation: A cluster analytical approach. *BMC Psychiat*. 2011; 11:33.
- Grabe HJ, Spitzer C, Freiberger HJ. Alexithymia and personality in relation to dimensions of psychopathology. *Am J Psychiatry* 2004;161(7):1299–301.
- Taylor GJ. Recent developments in alexithymia theory and research. *Can J Psychiat. Rev.* 2000;45(2):134– 42.
- Parker JD, Keefer KV, Taylor, GJ Bagby, RM. Latent structure of the alexithymia construct: A taxometric investigation. *Psychol. Assess.* 2008;20:385-96.
- Mattila AK, Salminen JK, Nummi T, Joukamaa M. Age is strongly associated with alexithymia in the general population. *J Psychosom Res.* 2006;61(5):629–35.
- Kokkonen P, Karvonen JT, Veijola J, et al. Prevalence and sociodemographic correlates of alexithymia in a population sample of young adults. *Compr Psychiatry.* 2001;42(6):471-476.
- Salminen JK, Saarijarvi S, Äärelä E, et al . Prevalence of alexithymia and its association with sociodemographic variables in the general population of Finland. *J Psychosom Res.* 1999;46(1):75–82.
- Joukamaa M, Saarijarvi S, Muuriaisniemi M, Salokangas R. Alexithymia in a normal elderly population. *Compr Psychiatry.* 1996;37(2):144–147.
- Honkalampi K, Tolmunen T, Hintikka J, et al . The prevalence of alexithymia and its relationship with Youth Self-Report problem scales among Finnish adolescents. *Compr Psychiatry.* 2009;50(3):263–8.
- Lane RD, Sechrest L, Riedel R. Sociodemographic Correlates of Alexithymia. *Compr Psychiatry.* 1998;39(6):377-385.
- Honkalampi K, Koivumaa-Honkanen H, Hintikka J, et al . Do Stressful Life-Events or Sociodemographic Variables Associate With Depression and Alexithymia Among a General Population? A 3-Year Follow-Up Study. *Compr Psychiatry.* 2004;45(4):254-260.
- Gunzelmann T, Kupfer J, Brahler E. Alexithymia in the Elderly General Population. *Compr Psychiatry.* 2002;43(1):74-80.
- Kauhanen J, Kaplan GA, Juikunen J, et al . Social Factors in Alexithymia. *Compr Psychiatry.* 1993;34(5):330-335.
- Humphreys TP, Wood LM, Parker JD.A. Alexithymia and satisfaction in intimate relationships. peers and Individual Differences. 2009; 46:43-47.
- Rodenhauser P, Khamis HJ, Faryna A. Alexithymia and handedness: a pilot study. *Psychother Psychosom.* 1986; 45(4): 169-73.
- Parker JD, Taylor GJ, Bagby RM. The 20-Item Toronto Alexithymia Scale. III. Reliability and factorial validity in a community population. *J Psychosom Res* 2003; 55(3): 269-75.
- Franz M, Popp K, Schaefer R, Sitte W, Schneider C, Hardt J, et al. Alexithymia in the German general population. *Soc Psychiatry Psychiatr Epidemiol* 2008; 43(1): 54-62.
- Sakkinen P, Kaltiala-Heino R, Ranta K, Haataja R, Joukamaa M. Psychometric properties of the 20-item toronto alexithymia scale and prevalence of alexithymia in a finnish adolescent population. *Psychosomatics* 2007; 48(2): 154-61.
- Moriguchi Y, Maeda M, Igarashi T, Ishikawa T, Shoji M, Kubo C, Komaki G. Age and gender effect on alexithymia in large, Japanese community and clinical samples: a cross-validation study of the Toronto Alexithymia Scale (TAS-20). *Biopsychosoc Med* 2007;1:7.
- Brosig B, Kupfer JP, Wölfelschneider M, Brähler E. Prävalenz und soziodemographische Prädiktoren der Alexithymie in Deutschland – Ergebnisse einer Repräsentativerhebung. *Z Klin Psychol Psychiat Psychoth.* 2004; 52 (3): 237-51.
- Mattila AK, Saarni SI, Salminen JK, Huhtala H, Sintonen H, Joukamaa M. Alexithymia and health-related quality of life in a general population. *Psychosomatics* 2009; 50(1): 59-68.
- Dion KL. Ethnolinguistic correlates of alexithymia: Toward a cultural perspective. *J Psychosom Res.* 1996;41(6):531-9.
- Le HN, Berenbaum H, Raghavan C. Culture and alexithymia: Mean levels, correlates and the role of parental socialization of emotions. *Emotion* 2002; 2(4): 341-360.
- 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; 38: 23-32.
- Afshari A. The study of personality traits, attachment styles, stressful life events and gender as predictors of alexithymia in undergraduate students [MSc Thesis]. Ahvaz, Iran: Shahid Chamran University of Ahvaz; 2009. [In Persian].

28. Ghorbani N, Bing MN, Watson PJ, et al . Self-reported emotional intelligence: Construct similarity and functional dissimilarity of higher order processing in Iran and United-States. *Int J Psychol*. 2002; 37(5): 297-308.
29. Ali-pour A, Agah herris M. Investigating of validity and reliability *Edinburgh_Handedness* Inventory in Iranians. *Psychol Sci*. 2007; 22:117-33. [In Persian]
30. Taylor GJ, Bagby RM, Parker JDA. The 20-Item Toronto Alexithymia Scale IV. Reliability and factorial validity in different languages and cultures. *J Psychosom Res*. 2003;55:277-283.
31. Kalinin VV, Zemlyanaya AA, Krylov OE, Zheleznova EV. Handedness, alexithymia, and focus laterality as risk factors for psychiatric comorbidity in patients with epilepsy. *Epilepsy Behav*. 2010;17(3):389-94.
32. Pinel J. *Biopsychology*. 6th ed. Translated by Firoozbakht M. Tehran: Virayesh, 2008:535-72 [In Persian].