ویژگیهای روانسنجی مقیاس فراهیجان دانشجویان

نورمحمد رضایی*
ایمان پارسایی**
عصمت نجاتی***
میترا نیک آمال****
سعداله هاشمی رزینی*****

چکیده

هدف از این پژوهش حاضر بررسی ویژگیهای روانسنجی مقیاس فراهیجان در بین دانشجویان بود. برای دستیابی به هدف پژوهش، مقیاس فراهیجان توسط ۳۸۰ دانشجو (۱۵۰ پسر و ۱۸۰ دختر)که به شیوه نمونه گیری برداری خوشه ای چند مرحله ای انتخاب شده بودند، تکمیل گردید. از ضریب آلفای کرانباخ برای بررسی پایایی و از روش تحلیل عاملی تائیدی و همبستگی مقیاس فراهیجان با هوش عاطفی برای بررسی روایی پرسشنامه استفاده شد. ضریب آلفای کرانباخ در خرده مقیاس فراهیجان مثبت ۰/۸۷ و در خرده مقیاس فراهیجان منفی ۰/۷۰ و برای کل مقیاس ۰/۸۹ است. نتایج تحلیل عاملی تائیدی نشان داد شاخص های مقیاس فراهیجان دانشجویان بر روی عوامل از قبل طراحی شده توسط بک، هافر و اسکوبلر(۲۰۰۹) بار عاملی بالاتر از ۰/۳۰ دارند و ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب (RMSEA) برابر 0/46 است. بنابراین پرسشنامه با دو عامل از برازش عاملی قابل قبولی برخوردار است. همچنین همبستگی خرده مقیاس های فراهیجان با خرده مقیاس های هوش عاطفی حاکی از روایی همگرای مقیاس فراهیجان دانشجویان می باشد. نتیجه کلی این تحقیق نشان دهنده احراز خصوصیات روانسنجی مقیاس فراهیجان دانشجویان برای استفاده در ایران است.

واژه های کلیدی: فراهیجان مثبت، فراهیجان منفی، هوش عاطفی، پایایی، روایی.

* دانشجوی دکتری روانشناسی تربیتی دانشگاه علامه طباطبایی
** کارشناس ارشد روانشناسی تربیتی دانشگاه شیراز
*** مدرس دانشگاه آزاد واحد تهران مرکزی
**** دکتری روانشناسی عمومی

Archive of SID
www.SID.ir

مقدمه

فراهیجان[1]، هیجان در مورد هیجان است. این سازه با فرا شناخت که به شناخت در مورد شناخت اشاره دارد، قابل قیاس است (گاتمن، کاتز و هوون[2]، ۱۹۹۷). افراد در برخورد با یک هیجان خاص برای مثال خشم آن را از دید متفاوتی می نگرند.گروهی از اینکه خشمگین شده اند احساس شرم یا اندوه می کنند، گروهی دیگر از اینکه توانایی ابراز خشم را دارند، احساس خوبی می کنند و برخی دیگر نیز خشم را یک هیجان طبیعی می دانند و به خوب و بد بودنش توجهی ندارند. تجربه هر هیجانی در برگیرنده ی سطحی از فراهیجان است. پس در تجربه هیجانات مختلف فراهیجان قابل مطالعه است. هرگاه یک هیجان خاص را تجربه می کنیم با تجربه ای از احساس در مورد آن هیجان خاص روبرو هستیم(گاتز، گاتمن و ویلسون، ۱۹۹۹).

مفهوم فراهیجان توسط گاتمن (گاتمن، کاتز و هوون، ۱۹۹٦) معرفی گردید. او فراهیجان را به عنوان «سازماندهی مجموعه‌ای از افکار و احساسات درباره‌ی هیجانات» تعریف کرده است (گاتمن و همکاران، ۱۹۹۷). به سخن دیگر واکنش های عاطفی افراد نسبت به عواطفی که تجربه می کنند فراهیجان نامیده می شود (کاتز، ۲۰۰٤). گاتمن این اصطلاح را به منظور توصیف عواطف والدین نسبت به هیجاناتی که فرزندانشان تجربه می کنند، ابداع کرد (میتمنسگربر، بک، هافر و گرهارد[3]، ۲۰۰۹). فراهیجان را می توان به عنوان هیجان بعد از تجربه یک هیجان توصیف کرد (گرین برگ ۲۰۰۲ به نقل از میتمنسگر و همکاران، ۲۰۰۹). به عنوان مثال یک هیجان موقتی مانند اضطراب ممکن است به دنبال یک هیجات اصلی شبیه ترس بیاید. اما زمان های دیگری نیز ممکن است خود هیجان اصلی باعث تجربه فراهیجان شود؛ مانند موقعی که یک هیجان اصلی مانند اضطراب فراهیجان اضطرابی خود را ایجاد می‌کند. بنابراین عواطفی مانند خشم، اضطراب و افسردگی چنانچه خودشان موضوع خودشان باشند می توانند باعث تجربه فراهیجان شوند.

در یک مطالعه‌ی طولی سه ساله گاتمن تاثیر فراهیجان پنجاه و هفت خانواده را بر روی متغیرهای متعددی بررسی کرد. یافته‌های این تحقیق بین باورهای فراهیجانی والدین و سلامت جسمی و روانی کودکان پنج ساله‌ای که مورد مطالعه بودند رابطه نشان داد، به این صورت که آنان بیماری‌های فیزیکی کمتری را تجربه کردند، از لحاظ تعاملات اجتماعی شایستگی بهتری را نشان دادند، دارای توانایی خود نظم دهی بهتری بودند و توانایی تمرکز بیشتر و پیشرفت تحصیلی بهتری از خود نشان دادند (ایولینی‌کو، ۲۰۰٦).

محققان بیان کردند که فراهیجان به عنوان یک متغیر محافظت کننده از کودکان در برابر اثرات زیان‌بار موقعیت‌های غیر قابل تحمل عمل می‌کند و منجر به روابط بهتری بین همسالان می شود (کاتز، ۲۰۰٤). به علاوه، رمسدن و هوبارد[4] (۲۰۰۲) به این نتیجه رسیدند که ابراز هیجانات منفی در مادران در سطح بسیار بالا، با سطح پایینی از پذیرش هیجانی فرزندان و خود نظم دهی هیجانی در کودکان همراه است. گاتمن همچنین به این نتیجه دست یافت که والدینی که دارای باورهای فراهیجانی مثبت هستند، احتمال کمتری دارد که در روابط والدی شان مورد

---

۱ . meta- emotion

۲ . Gottman, Katz & Hooven

۳ . Mitmansgruber; Beck; Höfer; Gerhard

٤ . Remsden and Hubbard

Archive of SID

www.SID.ir

تحقیر قرار گیرند و با احتمال بیشتری در روابط والدی که همراه با حمایت‌گری و تحسین و تشویق است، شرکت می‌کنند(گاتمن و همکاران، ۱۹۹۷).

کرانباخ و میهل[۱] (۱۹۷۰) معتقدند هدف اصلی رواسازی ابزار پژوهش چیزی جزء آزمون فرضیه نیست و مقصود همه روایی ها در حقیقت گردآوری شواهد در جهت آزمون همان فرضیه است. از این رو با استفاده از طرح های پژوهشی متداول در استاندار ساختن آزمون ها، در صدد بررسی ویژگیهای روانسنجی مقیاس فراهیجان در دانشجویان ایرانی هستیم. داده های آماری با استفاده از نرم افزار آماری SPSS 11.5 و LISREL 8.5 (جارسکوگ و سوربوم۲، ۱۹۹۳) مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

روش

جامعه آماری پژوهش حاضر را کلیه دانشجویان دانشگاه علامه طباطبایی در سال تحصیلی ۱۳۹۱ تشکیل می دهند. نمونه پژوهش حاضر، شامل 380 دانشجوی دانشگاه علامه طباطبایی می باشد که به صورت تصادفی از ۲۰ کلاس انتخاب و کلیه دانشجویان هر کلاس به عنوان نمونه انتخاب شدند.

ابزار های پژوهش

الف) مقیاس فراهیجان بک، هافر و اسکوبلر[۳](۲۰۰۹):

این مقیاس توسط بک، هافر و اسکوبلر(۲۰۰۹) تهیه شده است دارای ۲۸ گویه که بر روی هم دو بعد فراهیجان مثبت و فراهیجان منفی را می سنجد. حداقل و حداکثر نمره‌ی حاصل برای یک فرد با توجه به مقیاس لیکرت پنج گزینه‌ای این پرسشنامه برابر ۲۸ و ۱٤۰ می‌باشد. ضریب پایایی گزارش شده توسط سازندگان مقیاس با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ برای بعد فراهیجان مثبت۰/۹۱ و برای بعد فراهیجان منفی۰/۸۵ است. همچنین بک، هافر و اسکوبلر(۲۰۰۹) جهت بررسی روایی مقیاس از روش تحلیل عاملی اکتشافی و تائیدی استفاده نموده اند. نتایج پژوهش آنان نشان داد که این آزمون از دو عامل تشکیل شده است و بار عاملی هر سوال بر روی عامل مربوطه بالاتر از ۰/٤۰ گزارش شده است.

ب) پرسشنامه هوش عاطفی پترایدز و فارنهایم(۲۰۰۱)

برای اندازه گیری هوش عاطفی از پرسشنامه هوش عاطفی پترایدز و فارنهایم(۲۰۰۱ به نقل از یوسفی،۱۳۸۲) استفاده شده است که حاوی ۳۰ گویه است. حداقل و حداکثر نمره حاصل برای یک فرد با توجه به مقیاس لیکرت پنج گزینه ای این پرسشنامه برابر ۳۰ تا ۱۵۰ می باشد. ارغندی، فراست معماری، تقوی و ابوالحسنی(۱۳۸۵) روایی و پایایی پرسشنامه مذکور را پس از برگردان به فارسی مورد مطالعه قرار دادند. در تحقیق آنها روایی پرسشنامه از طریق تحلیل عوامل مورد بررسی قرار گرفته و منجر به استخراج ٤ عامل با عناوین درک عواطف،کنترل عواطف، مهارتهای اجتماعی و خوش بینی شد. ارغندی و همکاران(۱۳۸۵) پایایی کل پرسشنامه را به روش آلفای کرانباخ ۰/۸۵ و صفری(۱۳۸٦) پایایی آن را به روش آلفای کرانباخ ۰/۸۸ گزارش کرده است. در تحقیق پارسایی(۱۳۹۰) ضریب آلفای کرانباخ برای بعد درک عواطف ۰/٦۱،کنترل عواطف ۰/٦۱، مهارتهای اجتماعی ۰/٥٦، خوش بینی

---

۱. Cronbach & Meehl
۲ . Jöreskog, & Sörbom
۳ . Beck, Hfer, Schüler

Archive of SID
www.SID.ir

۰/۷۲، و برای کل مقیاس ۰/۸۱ به دست آمده است.

یافته ها

ویژگیهای آماری توصیفی شامل سن و حجم نمونه انتخابی به تفکیک جنسیت در جداول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱ : ویژگیهای آماری نمونه به تفکیک جنسیت

جنسیت	تعداد	میانگین	انحراف معیار	درصد
مذکر	۱۵۰	۲۰/٦	۵/۲	۰/۳۹
مونث	۱۸۰	۱۹/۹	۳/٤	۰/٦۱
کل	۳۸۰	۲۰/۲۵	¾	۰/۱۰۰

پایایی

همسانی درونی بر همسانی یا یکنواختی ماده‌ها یا اجزای تشکیل دهنده یک آزمون دلالت دارد و بیانگر این است که سؤالات پرسشنامه تا چه اندازه با هم رابطه دارند (سیف، ۱۳۷۸)؛ زیرا در تدوین پرسشنامه ها، این فرض پذیرفته می‌شود که هر سؤال، معرف توانایی یا صفت مورد اندازه گیری است و از این نظر بین آن‌ها تفاوتی وجود ندارد. همسانی درونی در حقیقت یکی از روش‌های تعیین پایایی ابزارهای اندازه گیری محسوب می‌شود.برای برآورد منابع مختلف تغییر پذیری درونی پرسشنامه‌های که برای سؤال‌های آن، پاسخ‌های درست یا غلط وجود ندارد، کرانباخ (۱۹۵۱،۱۹۷۰) فرمولی را پیشنهاد کرده است که میزان هماهنگی کارکرد پاسخگویان را از یک سؤال به سؤال دیگر با توجه به انحراف معیار سؤال‌ها محاسبه می‌کند. ضریب آلفایی کرانباخ برای مقیاس فراهیجان بک، هافر و اسکوبلر(۲۰۰۹) در خرده مقیاس فراهیجان مثبت ۰/۸۷ و در خرده مقیاس فراهیجان منفی ۰/۷۰ و برای کل مقیاس ۰/۸۹ است. نتایج پژوهش حاضر نشان داد ضریب آلفای کرانباخ برای کل مقیاس هوش عاطفی ۰/۸۵، برای بعد درک عواطف ۰/۷۲،کنترل عواطف ۰/٦۵، مهارتهای اجتماعی ۰/٦۲، و خوش بینی ۰/٦۸ می باشد.

روایی عاملی

روایی عاملی[1] شکلی از اعتبار سازه است که از طریق تحلیل عاملی انجام می‌شود و از طریق آن، شناسایی عوامل یا سازه‌های اصلی یک ابزار امکان پذیر می‌گردد (آلن و ین[2]، ۱۹۷۹؛ ترجمه دلاور، ۱۳۷٤). فرض اساسی در بکارگیری این روش، وجود الگویی زیربنایی یا مدلی خاص در تعیین ارتباط بین متغیرها است که این ارتباط در قالب یک عامل در این مدل فرضی ظاهر می‌شود و همبستگی‌های میان متغیرها به سازهای که منعکس کننده آن‌هاست، نسبت داده می‌شود. بنابراین برای قبول اعتبار یک مدل و در نتیجه اعتبار متغیرهای آن سازه، لازم است نشان دهیم که بین این شاخص ها (مثلاً سؤال‌ها) هماهنگی و همسوئی وجود دارد. از میان روش‌های مختلفی که برای مطالعه ساختار داخلی یک مجموعه از متغیرها وجود دارد، تحلیل عاملی تائیدی احتمالاً مفیدترین روش است که به برآورد پارامتر و آزمون فرضیه ها، با توجه به تعداد عامل‌های زیربنائی روابط میان مجموعه متغیرها می‌پردازد (هومن، ۱۳۸۰).

۱. Factorial validity

۲. Allen & yen

Archive of SID

www.SID.ir

برای تعیین برازندگی مدل به روش تحلیل عاملی تاییدی، ماتریس همبستگی شاخص های مقیاس، مورد محاسبه قرار گرفت و در تحلیل داده‌ها برای هر یک از دو عامل مقیاس فراهیجان یک شاخص ثابت (بار عاملی برابر یک) و بقیه متغیرها آزاد تعریف شدند. در گام بعدی برای برآورد پارامتر شاخص‌ها و عوامل مدل و تعیین برازندگی آن، روش بیشینه درست نمایی بکار گرفته شد. بارهای عاملی برآورد شده به وسیله نرم افزار لیزرل با بهره گیری از روش بیشینه درست نمایی، حاکی از آن است که همه شاخص‌ها همبستگی قابل ملاحظه ای با عامل خود دارند و می‌توانند عامل‌های خود را به خوبی اندازه بگیرند. در این خصوص که بار عاملی قابل پذیرش هر شاخص چقدر باید باشد تا در مدل باقی بماند بین صاحبنظران توافق وجود ندارد، به عنوان مثال کلاین (۱۹۹٤) بارهای بالاتر از ۰/۳ را چشمگیر تلقی می‌کند و هین کین (۱۹۹۵) بار عاملی ۰/٤۰ را کمترین وزن پذیرفته شده برای هر شاخص می‌داند؛ اما کتل بارهایی به اندازه ۰/۱۵ را چشمگیر تلقی می‌کند. با توجه به آن‌که بارهای عاملی همان همبستگی‌ها هستند. در بیشتر کتاب‌های آمار، جداولی وجود دارد که معناداری آماری همبستگی‌ها را نشان می‌دهند. در سطح معنی‌داری ۰/۰۱ در نمونه هایی با حجم ۳۰۰ نفر یا بیشتر بارهایی به اندازه ۰/۱۵ معنی‌دار می‌شوند. لازم به توضیح است که بار عاملی شاخص های مقیاس دو عاملی فراهیجان دانشجویان بالاتر از ۰/۳۰ بودند.

شایان توجه است که تحلیل عاملی تائیدی برای تعیین این مطلب که مدلها تا چه حد با داده‌ها برازش دارند یا تا چه حد کوواریانس بین متغیرها را تبیین می‌کنند، چندین آماره نیکویی برازش[1] بدست می‌دهد. این آماره ها، همهٔ پارامترها را همزمان با هم می‌آزماید و برای تعیین این‌که کدام مدل از پیش تعیین شده روابط بین متغیرهای مشاهده شده و مکنون (عامل) را بهتر از همه تبیین می‌کند، ارزشیابی می‌شود (هومن،۱۳۸۷).

جدول۲ : آماره های مربوط به عامل های مقیاس فراهیجان، بارهای عاملی، میانگین و انحراف استاندارد شاخص ها

فراهیجان مثبت	بارهای عاملی	میانگین	انحراف استاندارد
Q27	0.76	3.12	1.23
Q17	0.74	3.42	1.15
Q19	0.71	3.02	1.26
Q14	0.69	2.85	1.13
Q21	0.69	3.28	1.18
Q15	0.67	3.28	1.09
Q3	0.59	2.91	1.18
Q1	0.57	3.74	1.06
Q4	0.53	2.65	1.21
Q12	0.53	3.61	1.07
Q25	0.52	2.93	1.15
Q5	0.49	3.31	1.12
Q8	0.44	3.62	0.99
Q16	0.38	3.55	1.01
Q11	0.34	3.14	1.09

۱. goodness of fit statistics

Archive of SID

www.SID.ir

فراهیجان منفی	بارهای عاملی	میانگین	انحراف استاندارد
Q9	0.62	3.74	1.03
Q7	0.60	3.48	1.03
Q13	0.57	3.52	0.91
Q26	0.52	3.70	1.00
Q23	0.52	3.68	0.94
Q6	0.49	3.91	1.08
Q24	0.46	3.34	1.01
Q28	0.43	3.58	0.96
Q22	0.39	2.98	1.09
Q2	0.36	3.62	0.96
Q10	0.34	2.54	1.09
Q18	0.34	3.66	0.97
Q20	0.30	3.31	1.10

نتایج جدول فوق نشان می‌دهد که در عامل فراهیجان مثبت بزرگ‌ترین بار عاملی ۰/۷۶ مربوط به شاخص" *q27*" و پایین‌ترین بار عاملی *۰/34* مربوط به شاخص" *q11* "می‌باشد. در عامل فراهیجان منفی بزرگ‌ترین بار عاملی ۰/۶۲ مربوط به شاخص"*q9*" و پایین‌ترین بار عاملی ۰/۳۰مربوط به شاخص" *q20*"می‌باشد. علاوه بر این همه بارهای عاملی بزرگتر از ۰/۳۰ هستند.

جدول ۳ : آماره‌های نیکویی برازش مدل دو عاملی مقیاس فراهیجان دانشجویان

ردیف	شاخص‌های برازندگی مدل دو عاملی فراهیجان دانشجویان	مقادیر
۱	شاخص برازش کای دو	689.78
۲	شاخص ریشه میانگین مجذور مانده‌ها (RMR)	0.097
۳	شاخص ریشه میانگین مجذور مانده‌های استاندارد شده (SRMR)	0.083
٤	شاخص خوبی برازندگی (GFI)	0.89
٥	شاخص خوبی برازندگی اصلاح شده (AGFI)	0.85
٦	شاخص نرم شده برازندگی (NFI)	0.86
۷	شاخص نرم نشده برازندگی (NNFI)	0.89
۸	شاخص برازندگی فزاینده (IFI)	0.80
۹	شاخص برازندگی تطبیقی (CFI)	0.89
۱۰	شاخص نرم شده برازندگی مختصر (PNFI)	0.61
۱۱	ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب (RMSEA)	0.046

در ادامه به تشریح این شاخص‌ها و تفسیر نتایج بدست آمده برای مقیاس دو عاملی فراهیجان دانشجویان

Archive of SID

www.SID.ir

می‌پردازیم:

شاخص برازش کای دو: مقدار کای دو، شاخصی برای فرض صفر قابل قبول بودن مدل در جامعه است. کای دو معنی‌دار حاکی از این است که مدل برای داده‌های جامعه قابل قبول نیست، بنابراین مقادیر بزرگ کای دو حاکی از برازش بد و مقادیر کوچک کای دو نشان از برازش مطلوب مدل دارد. شاخص برازش کای دو تحت تاثیر حجم نمونه قرار دارد، به طوری که اگر حجم نمونه بزرگ باشد، کای دو به آسانی به سطح معناداری می‌رسد و بنابراین مدل رد می‌شود و اگر حجم نمونه کم باشد، این امکان وجود دارد که مدلهایی که در واقع کاملاً با داده‌ها مغایرند پذیرفته شوند. لذا وقتی حجم نمونه برابر با ۷۵ تا ۲۰۰ باشد مقدار مجذور کای دو، یک اندازه معقول برای برازندگی است و برای مدل‌های با حجم بزرگتر مجذور کای دو تقریباً همیشه از لحاظ آماری معنادار است و این مساله با توجه به این مطلب که برای انجام تحلیل عاملی تاییدی نمونه‌ای با حجم زیاد توصیه می‌شود، تناقض دارد (هومن،۱۳۸۰و ۱۳۸٤). بنابراین پیشنهاد می‌شود که از شاخص برازش کای دو به عنوان یک راهنما استفاده نمود و در تمام موارد، اختلافات واقعی بین همبستگی‌های ضمنی و مشاهده شده را مورد بررسی قرار داد (کلاین، ۱۹۹٤). در پژوهش حاضر شاخص برازش کای دو محاسبه شده توسط لیزرل برابر با 689 . 78 می‌باشد.

۱- شاخص ریشه میانگین مجذور مانده‌ها (*RMR*): این شاخص، ریشه دوم میانگین مجذورات تفاوت‌های همبستگی‌های ضمنی و مشاهده شده است. برای این شاخص که بین صفر و یک در نوسان است، هیچ نقطه برشی وجود ندارد و لذا تا حد ممکن باید این رقم کوچک باشد (کلاین، ۱۹۹٤). در پژوهش حاضر شاخص *RMR* محاسبه شده توسط لیزرل برابر است با : *RMR* =0 . 097.

۲- شاخص ریشه میانگین مجذور مانده‌های استاندارد شده (*SRMR*): شاخص ریشه میانگین مجذور مانده‌ها وقتی معنای بیشتری دارد که اندازه‌ها استاندارد شوند، زیرا در این صورت دارای یک مقیاس متریک مشترک بوده و باقیمانده‌های آن‌ها نیز تقریباً هم معنا خواهند بود. شاخص ریشه میانگین مجذور مانده‌های استاندارد شده برابر با متوسط تفاوت بین واریانس و کوواریانس‌های پیش‌بینی شده و مشاهده شده در مدل بر پایه باقیمانده‌های استاندارد شده است و مقدار آن وقتی برابر با صفر است که مدل به گونه کامل برازش یافته باشد. به دلیل آنکه در عمل دستیابی به عدد صفر تقریباً به ندرت امکان پذیر است، لذا این شاخص تا حد ممکن باید به عدد صفر نزدیک باشد. در پژوهش حاضر شاخص *SRMR* محاسبه شده توسط لیزرل برابر است با : *SRMR* =0 . 083.

۳- شاخص خوبی برازندگی (*GFI*): این شاخص برابر با نسبت مجموع مجذورات تفاوتها به واریانس‌های مشاهده شده است. برای این شاخص که مقدار آن بین صفر و یک در نوسان است. هیچ آزمون آماری وجود ندارد و هر چقدر شاخص به عدد یک نزدیکتر باشد، برازندگی بهتر است و مدل با داده‌ها برازش بهتری دارد (کلاین، ۱۹۹٤). اندازهای از مقدار نسبی واریانسها و کواریانس هاست که به گونه مشترک توسط مدل توجیه می‌شود. این شاخص را می‌توان به عنوان مشخص ای مشابه مجذور ضریب همبستگی در رگرسیون چند متغیری در نظر گرفت (هومن، ۱۳۸۰). در پژوهش حاضر شاخص *GFI* محاسبه شده توسط لیزرل برابر است با : *GFI* =0 . 89.

٤- شاخص خوبی برازندگی اصلاح شده (*AGFI*): مقدار این شاخص نیز همانند شاخص خوبی برازندگی بین صفر و یک می‌باشد و هر چقدر مقدار آن بزرگتر باشد، گویای بهتر بودن برازش مدل می‌باشد (هومن، ۱۳۸۷). در پژوهش حاضر شاخص *AGFI* محاسبه شده توسط لیزرل برابر است با : *AGFI* =0 . 85.

۵- شاخص نرم شده برازندگی (*NFI*) : چنانچه مقدار این شاخص بین ۰/۹۰ تا ۰/۹۵ باشد قابل قبول و

Archive of SID

www.SID.ir

مقادیر بالاتر از ۰/۹۵ عالی است. عیب این شاخص آن است که تحت تاثیر پارامترهای مدل قرار می‌گیرد و بنابراین هر چه پارامترهای زیادتری به مدل افزوده شود، شاخص مذکور بزرگتر خواهد بود. شاخص *NFI* محاسبه شده به وسیله نرم افزار لیزرل برای داده‌های این پژوهش برابر است با : *NFI* =0 . 86.

٦- شاخص نرم نشده برازندگی (*NNFI*): در حقیقت شاخص نرم نشده برازندگی (*NFI*) می‌باشد و این شاخص نیز همانند شاخص نرم شده برازندگی تفسیر می‌شود و چنانچه مقدار این شاخص بین ۰/۹۰ تا ۰/۹۵ باشد، قابل قبول خواهد بود. شاخص نرم نشده برازندگی محاسبه شده به وسیله نرم افزار لیزرل برای مدل این پژوهش برابر است با : *NNFI* =0 . 89.

۷- شاخص برازندگی فزاینده (*IFI*) : شباهت به شاخص نرم شده برازندگی دارد. در پژوهش حاضر شاخص *IFI* محاسبه شده توسط لیزرل برابر است با : *IFI* =0 . 80.

۸- شاخص برازندگی تطبیقی (*CFI*) : این شاخص در واقع برازندگی مدل موجود را با مدل صفر که در آن فرض می‌شود متغیرهای مکنون موجود در مدل با یکدیگر ناهمبسته اند، مورد مقایسه قرار می‌دهد. در پژوهش حاضر شاخص *CFI* محاسبه شده توسط لیزرل برابر است با : *CFI* =0 . 89.

۹- شاخص نرم شده برازندگی مختصر (*PNFI*): این مقدار نیز همانند شاخص برازندگی تطبیقی و شاخص برازندگی فزاینده باید نزدیک به یک باشد تا مدل مورد نظر پذیرفته شود. در پژوهش حاضر شاخص *PNFI* محاسبه شده توسط لیزرل برابر است با : *PNFI* =0 . 61.

۱۰- ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب (*RMSEA*): برای مدل هایی که برازندگی خوبی داشته باشد، کمتر از ۰/۰۵ است و مقادیر بالاتر از آن تا ۰/۰۸ نشان دهنده خطاهای معقولی برای تقریب در جامعه متغیرها است. مدل هایی که مقدار ریشه برآورد واریانس خطای تقریب آن‌ها ۰/۱ یا بیشتر باشد، برازش ضعیفی دارند. هیو و بنتلر(هومن، ۱۳۸۷) به عنوان یک نقطه برش مقدار کوچکتر یا مساوی ۰/۰٦۰ برای برازندگی مدل مورد قبول واقع می‌شود. این شاخص کمتر تحت تاثیر حجم نمونه قرار می‌گیرد و از این نظر بیشتر مورد توجه است. در پژوهش حاضر شاخص *RMSEA* محاسبه شده توسط لیزرل برابر با : *RMSEA* =0 . 046 می‌باشد.

با توجه به نتایج به دست آمده می‌توان نتیجه گرفت که مقیاس دو عاملی فراهیجان دانشجویان بر روی عوامل از قبل ارائه شده بار عاملی بالاتر از ۰/۳۰ دارند و ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب (*RMSEA*) برابر *۰/046* است. بنابراین پرسشنامه با دو عامل از برازش قابل قبولی برخوردار است.

روایی همگرا[1]

برای به دست آوردن روایی همگرایی مقیاس فراهیجان دانشجویان، همزمان دو مقیاس فراهیجان دانشجویان و پرسشنامه هوش عاطفی در یک گروه نمونه ٤٥ نفری که به صورت تصادفی از بین گروه نمونه اصلی انتخاب شده بودند، اجراء گردید. در جدول٤ ضرایب همبستگی بین خرده مقیاس های هر دو پرسشنامه محاسبه شده است.

[1]- convergant validity

Archive of SID

www.SID.ir

جدول٤: ضریب همبستگی بین مقیاس فراهیجان و هوش عاطفی

خرده مقیاس ها	فراهیجان مثبت	فراهیجان منفی	درک عواطف	کنترل عواطف	مهارتهای اجتماعی	خوش بینی
فراهیجان مثبت	۱					
فراهیجان منفی	۰,۰۳	۱				
درک عواطف	**۰,٤٥	**۰,۲۰	۱			
کنترل عواطف	**۰,٥۱	**۰,۳۱	**۰,۲٥	۱		
مهارتهای اجتماعی	**۰,٦۲	**۰,۲۸	**۰,۳۲	**۰,٥۰	۱	
خوش بینی	**۰,٥۸	**۰,۲۲	**۰,٤۲	**۰,٤۳	**۰,۳٦	۱

**P<0.05

نتایج جدول فوق نشان می دهد بیشترین همبستگی بین مهارتهای اجتماعی و فراهیجان مثبت (r=۰/٦۲). و کمترین همبستگی بین فراهیجان مثبت و فراهیجان منفی(r=۰/۰۳) می باشد. دیگر ضرایب همبستگی در جدول ٤ ارائه شده اند.

بحث و نتیجه گیری

یافته های پژوهش حاضر نشان داد که مقیاس فراهیجان دانشجویان از روایی و پایایی مناسبی در بین دانشجویان برخوردار است و نتایج تحلیل عاملی تائیدی وجود دو عامل را در مقیاس تایید کرد. این مقیاس دارای ۲۸ گویه و شش خرده مقیاس خشم، شرمندگی، کنترل فکر و سرکوبی (فراهیجان منفی)، همدردی و علاقه(فراهیجان مثبت) است که بر روی هم دو بعد فراهیجان مثبت و منفی را می سنجد. نتایج تحلیل عاملی تائیدی در بین دانشجویان دو بعد کلی مثبت و منفی را تائید کرد که با توجه به شرایط جغرافیایی متفاوت می توان چنین نتایجی را تبیین کرد. به نظر می رسد تمایز گذاری عواطف در مشرق زمین به دقت این تمایز گذاری در غرب نیست. تمایل شرقی ها به کلی و شهودی بودن و عدم تمایز گذاری بین عواطف را مشکل می کند. گاهی وقت ها تفاوت قائل شدن برای عواطفی مانند خشم، ناراحتی، اندوه، و سرکوبی برای ما ایرانیان سخت و مشکل است. برای مثال شاید برای ما چندان تفاوتی بین اندوه، خشم و ناراحتی نباشد و به همین خاطر مقیاسی که سعی دارد این عواطف را به صورت مجزا بسنجد چندان موفق نیست و این عواطف بر روی هم به عنوان عواطف منفی طبقه بندی می شوند(پارسایی، ۱۳۸۹). در مطالعه ای دیگری پارسایی، صفری، و نجاتی(۱۳۹۱) نشان دادند که فراهیجان مثبت با شادی و خودکارآمدی رابطه دارد اما فراهیجان منفی با شادی و خودکارآمدی رابطه ای نشان نداد. این سوال که چرا ما تجربه غم، اندوه، خشم و ناراحتی را منفی می دانیم و تمایلی به تجربه کردن آن ها را نداریم باید مورد توجه قرار گیرد. پارسایی (۱۳۸۸، ۱۳۸۹) و پارسایی و نجاتی(۱۳۸۹) در تحقیقات دیگری بیان داشتند که به نظر می رسد که برای ما همان قدر که عواطف مثبت الهام بخش و راهنما هستند عواطف منفی چندان کمک کننده نیستند. مطالعاتی که بررسی جامعی درباره دیدگاه افراد به عواطف منفی را بررسی کنند می تواند راهگشا باشد. این مطالعه گر چه توانست در حوزه فراهیجان و عواطف مقیاس مناسبی در اختیار ما بگذارد اما هنوز سولات زیادی باقی مانده که می‌تواند برای

Archive of SID

www.SID.ir

مطالعات بعدی مورد توجه قرار گیرد. برای مثال چگونه تجربیات فراهیجانی ما در طی رشد تغییر می‌کند؟ تاثیر سبک‌های فرزندپروری والدین برای فراهیجان چگونه است؟

Archive of SID

www.SID.ir

منابع

آلن، مری، جی؛ ین، وندی.ام. (۱۳۷٤). مقدمه ای بر نظریه‌های اندازه گیری (روان سنجی). (ترجمه علی دلاور). تهران : انتشارات سمت.(تاریخ انتشار به زبان اصلی ، ۱۹۷۹).

پارسایی، ایمان (۱۳۸۸). بررسی رابطه شیوه های فرزندپروری و دیدگاه فراهیجانی والدین با هوش عاطفی و خودکارآمدی نوجوانان دبیرستانی. دانشگاه شیراز. پایان نامه کارشناسی ارشد.

پارسایی، ایمان.(۱۳۹۰). رابطه ی سبک های فراهیجانی والدین با خودکارآمدی و هوش عاطفی دانش آموزان دوره متوسطه. مجله مطالعات روانشناسی تربیتی، سال هفتم، شماره ۱۱صص ۱-۲٦.

سیف، علی اکبر. (۱۳۸٤). اندازه گیری، سنجش و ارزشیابی آموزشی. تهران: انتشارات دوران.

صفری، هاجر؛ پارسایی، ایمان و نجاتی، عصمت .(۱۳۹۱). بررسی رابطه دیدگاه فراهیجانی و سبک های تفکر بر کیفیت زندگی و شادکامی دانشجویان. دانشگاه پیام نور شیراز، طرح پژوهشی.

کلاین، پل. (۱۳۸۰). راهنمای آسان تحلیل عاملی. (ترجمه سید جلال صدر السادات و اصغر مینایی). چاپ اول، تهران : انتشارات سمت (تاریخ انتشار به زبان اصلی، ۱۹۹٤).

نجاتی، عصمت و پارسایی، ایمان (۱۳۸۹). بررسی روایی و پایایی پرسشنامه ی آگاهی از عواطف در دانش آموزان دختر و پسر مراکز راهنمایی شهر شیراز. اولین همایش کشوری دانشجویی عوامل اجتماعی موثر بر سلامت روان. تهران، ۲۱و ۲۲ مهرماه.

هومن ، حیدر علی.(۱۳۸۷). مدل یابی معادلات ساختاری با کاربرد نرم افزار لیزرل. چاپ اول. تهران : انتشارات سمت.

هومن، حیدر علی.(۱۳۸۰). تحلیل داده های چند متغیری در پژوهش رفتاری . چاپ اول. تهران : انتشارات پارسا.

Beck, Thomas N; Höfer, Stefan; Schüßler, Gerhard. (2009). When you don't like what you feel: Experiential avoidance, mindfulness and meta-emotion in emotion regulation. Personality and Individual Differences 46 , 448–453.

Cronbach, L. J. (1951). Coefficient Alpha the internal structure. Psychometrika, Vol. 16, 297-334.

Cronbach, L. J. (1970). Essentials of Psychological testing (3rd ed.). New York: Harper and row international.

Cronbach, Lee J. ,& Meehle, Paul E.(1970). Construct validity inpsychological tests. Psychological Bulletin, 72,281-302.

Jöreskog, K. & Sörbom, D., (1993), LISREL 8: Structural Equation Modelling with the SIMPLIS Command Language, SSI Inc., Chicago.

Evelyne kehe, C. (2006). Meta- emotion philosophy, emotional intelligence and relationship to adolescent emotional intelligence.swinburne university oq technology.

Gottman, J. M., Katz, L. Q., & Hooven, C. (1996). Parental meta-emotion structure and the emotion liqe oq qamily: theorical models and preliminary analysis. . Journal oq qamily psychology, 10, 243-268.

Gottman, J. M., Katz, L. Q., & Hooven, C. (1997). Meta emotion: How qamilies communicate emotionally. Mahwah, NJ: Erlbaum.

Archive of SID

www.SID.ir

Katz, L. Q. (2004). Parental meta- emotion philosophy in qamilies with conduct-problem children: links with peer relations. Journal oq abnormal psychology.

Katz, L. Q., Gottman, J. M., & Wilson, B. (1999). Meta-emotion philosophy and qamily adjustment: making an emotional connection. In M. J. Cox, & J. Brox-Gum (1999). Conqilect and Cohesion in Qamilies: research consortium on qamily risk and resilence summer institute.

Ramsden, S. R., & Hubbard, J. A. (2002). Qamily expressiveness and parental emotional coaching: their role in children emotional regulation and aggression. Journal oq abnormal child psychology, 30 (6), 657 – 668.

Archive of SID

www.SID.ir