مطالعات اجتماعی روان‌شناختی زنان سال ۱۱ ، شمارهٔ ۱، | بهار ۱۳۹۲ | صص ۱۷۵-۲۰۴

ساختار عاملی پرسشنامهٔ فرسودگی تحصیلی ماسلاخ در دانشجویان دختر

سید اسماعیل هاشمی شیخ شبانی*
استادیار گروه روان‌شناسی صنعتی و سازمانی، دانشگاه شهید چمران اهواز
حسام بذرافکن
کارشناس ارشد روان‌شناسی صنعتی و سازمانی دانشگاه شهید چمران اهواز
محسن عزیزی
دانشجوی دکتری روان‌شناسی، دانشگاه علامه طباطبایی تهران

چکیده

هدف پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامهٔ فرسودگی تحصیلی ماسلاخ (MBI-SS) در دانشجویان دختر دارای مدرک کارشناسی ارشد بود. به‌منظور تکمیل پرسشنامهٔ فرسودگی تحصیلی، با روش نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌ای، ۱۲۴ دانشجوی دختر کارشناسی ارشد شرکت کردند. تحلیل مؤلّفه‌های اصلی سه عامل (بدبینی، خستگی هیجانی و ناکارآمدی) نشان داد که در مجموع ۵۳/۷۰ درصد واریانس مقیاس را تبیین کردند. همچنین نتایج نشان داد که بر اساس تحلیل ساختار عامل تأییدی، هر دو مدل سه عاملی مبتنی بر یافته‌های تحلیل مؤلّفه‌های اصلی و مبتنی بر یافته‌های سازندهٔ اصلی، نسبت به مدل یک عاملی برازش بیشتری با داده‌ها داشت. نتایج به دست آمده دربارهٔ همسانی درونی کل مقیاس و عامل‌های آن بیان‌کنندهٔ پایایی مقبول مقیاس بود. همبستگی بین هر یک از ماده‌های مقیاس با نمرهٔ کل از ۰/۳۳ تا ۰/۷۵ متغیر و معنادار بود. همبستگی بین مقیاس فرسودگی تحصیلی و ابعاد آن با کیفیّت تجارب یادگیری و خودکارآمدی معنادار بودند. با توجه به روایی و پایایی مقیاس فرسودگی تحصیلی می‌توان از این مقیاس برای سنجش فرسودگی تحصیلی استفاده کرد.

واژگان کلیدی

فرسودگی تحصیلی؛ بدبینی؛ خستگی هیجانی؛ ناکارآمدی

---

* نویسنده مسئول

تاریخ دریافت: ۱۳۹۰/۳/۱۱ تاریخ تصویب: ۱۳۹۱/۹/۲۸

مقدمه

یکی از موضوعاتی که در پیشینهٔ مربوط به فرسودگی تحصیلی به چشم می‌خورد، تفاوت‌های جنسیتی است. پژوهشگران(پینز[1] و همکاران، ۱۹۸۱؛ ریرسون و مارکز[2]،۱۹۸۱؛ ماسلاچ و جکسون،۱۹۸۱) استدلال کرده‌اند که دختران بیش از پسران فرسوده می‌شوند. نظریهٔ شناخت اجتماعی نیز بیان می‌کند که زنان بیش‌تر از مردان از نظر هیجانی تحریک‌پذیر هستند. در این راستا نیز گزارش شده است که اگرچه دختران در مقایسه با پسران اهمیت بیش‌تری به پیشرفت تحصیلی می‌دهند و از پسران عملکرد تحصیلی بالاتری دارند، اما سطوح بالاتری از استرس را تجربه می‌کنند و استرس بر آن‌ها تاثیر بیش‌تری دارد (به نقل از سالملا-آرو[3] و همکاران، ۲۰۰۹). به همین دلیل، بررسی فرسودگی و نحوهٔ اندازه‌گیری آن در زنان نسبت به مردان حائز اهمیت بیش‌تری است.

اصطلاح فرسودگی را نخستین بار فریودنبرگر[4](۱۹۷۴) این‌گونه معرفی کرد «شکست خوردن، فرسوده شدن یا خسته شدن به وسیلهٔ صرف انرژی، قدرت یا منابع زیاد». طبق نظر پژوهشگران (فاربر[5]، ۱۹۸۴؛ ماسلاخ، ۱۹۷۶؛ نقل از ماسلاخ وجکسون[6]، ۱۹۸۱) فرسودگی به علت کارهای پیشگام فریودنبرگر (۱۹۷۴) پدیدار شد (فاربر، ۱۹۹۱)، و مطالعهٔ تجربی فرسودگی از دههٔ ۱۹۸۰، با پژوهش محققانی همچون شواب و ایوانیچی[7](۱۹۸۲)، ماسلاخ و جکسون (۱۹۸۱) آغاز شد (کوردز و داگرتی[8]،۱۹۹۳) و پس از آن مفهوم فرسودگی با توسعهٔ سیاههٔ فرسودگی ماسلاخ[9] عمومی‌تر شد (ماسلاخ و جکسون، ۱۹۸۱). فرسودگی نشان‌دهندهٔ شاخص نابسامانی است، بین آنچه افراد هستند و آنچه که آن‌ها باید انجام بدهند. عارضه‌ای که به‌تدریج و پیوسته در طی زمان رشد می‌کند، و افراد را در مارپیچی نزولی قرار می‌دهد که

---

1. Pines, Aronson & Kafry
2. Ryerson & Marks
3. Salmela-Aro
4. Freudenberger
5. Farber
6. Maslach & Jackson
7. Schwab
8. Cordes and Dougherty
9. Maslach Burnout Inventory

بهبود آن دشوار به نظر می‌رسد(ماسلاخ و لیتر[1]، ۱۹۹۷). مروری بر ادبیات فرسودگی بسیاری از علائم همراه با فرسودگی را به شرح زیر آشکار می‌کند: (الف) احساس بی اهمیتی، بیهودگی یا خستگی و کوفتگی (فاربر، ۲۰۰۰؛ پنیز و ننز[2]، ۲۰۰۳)؛ (ب) احساس درماندگی، تحلیل رفتن جسمانی و تخلیه هیجانی شدن (گلد[3]، ۱۹۸۹)؛ (پ) کنارکشیدن و مسئولیت کم‌تر؛ و (ت) بی‌حسی عاطفی، حس تقلیل یافتهٔ مؤفقیت شخصی، وخود ارزیابی منفی (کوردز وداگرتی، ۱۹۹۳؛ فریدمن، ۱۹۹۲). علاوه بر مشکلات روانی، فرسودگی، به برخی مشکلات جسمانی مانند، سردرد ، بیماری‌های گوارشی و فشارخون بالا نیز منجر می‌شود (ماسلاخ و لیتر، ۱۹۹۷).

فریدمن[4] (۱۹۹۵) میان فرسودگی و استرس تمایز قائل شده است و این‌گونه بیان می‌کند که فرسودگی خود نتیجهٔ یک «استرس بی واسطه» و حالتی درونی است، گرچه علائم روانی و جسمانی این دو متغیر بر افراد وجه تشابه‌هایی دارند، به‌طوری که پیشینه‌ها اغلب « استرس» و « فرسودگی» را با هم مشتبه می‌کنند یا برابر می‌دانند، اما آشکارترین تمایز بین استرس و فرسودگی شامل جنبه‌های چند بعدی پدیدهٔ فرسودگی است (داگرتی،۱۹۹۳؛ ماسلاخ و جکسون، ۱۹۸۱؛ ماسلاخ و شائوفلی[5]، ۲۰۰۱). به طور مرسوم فرسودگی به عنوان یک سندرم سه بعدی شناخته شده و ابعاد آن عبارت هستند: ۱- خستگی هیجانی[6]، ۲- زوال شخصیت[7] یا فردیت زدایی و ۳- تمامیت فردی کاهش یافته[8] یا مؤفقیت شخصی تقلیل‌یافته که به آن ناکارایی[9] یا ناکارآمدی نیز می‌گویند؛ و با سیاههٔ فرسودگی ماسلاخ اندازه‌گیری می‌شوند (ماسلاخ و لیتر، ۱۹۹۷). خستگی هیجانی به احساس خالی شدن و تهی شدن از منابع هیجانی فرد اشاره می‌کند. زوال شخصیت به پاسخ‌های منفی بدبینانه یا بیش از حد با بی‌رغبتی به سایر افراد در محل کار اشاره می‌کند که مؤلّفه بین‌فردی فرسودگی را نشان می‌دهد و خصیصه‌هایی چون، بدبینی، سردی، فقدان صمیمیت دارد. بالاخره تمامیت فردی کاهش‌یافته به احساس

---

1. Leiter
2. Pines & Nunes
3. Gold
4. Friedman
5. Schaufeli
6. Emotional exhaustion
7. Depersonalization
8. Reduced personal accomplishment
9. Inefficacy

کاستی در شایستگی و میزان باروری و حس کارآیی پایین فرد اشاره دارد که مؤلّفهٔ خودارزیابی فرسودگی را شامل می‌شود (ماسلاخ ، ۱۹۹۸). تاکنون بیش از ۱۰۰۰ مطالعه و پژوهش برای سنجش فرسودگی، مقیاس MBI را به کار برده‌اند چرا که این مقیاس می‌تواند به عنوان «معیاری طلایی[1] » برای اندازه‌گیری سازهٔ فرسودگی استفاده شود (شائوفلی و انزمن، ۱۹۹۸). اما به دلیل اینکه بسیاری از این مطالعات متمرکز بر افراد (به‌ویژه زنان شاغل) در گروه‌های حرفه‌ای و شغلی نظیر کارمندان سازمان‌ها، معلمان، پرستاران و روان‌شناسان و کلیهٔ مشاغل مرتباط با مردم (برسو[2] و همکاران، ۲۰۰۷)، انجام شد است، نیاز به اندازه‌گیری فرسودگی در سایر زمینه‌ها باعث ایجاد مقیاس فرسودگی زمینه‌یابی عمومی (MBI-GS) شد، که طی آن سه بعد اساسی از سازهٔ فرسودگی به طور کلی مشخص می‌شد (شائوفلی و همکاران، ۱۹۹۶؛ کیااو[3] و شائوفلی، ۲۰۰۹).

امروزه بررسی فرسودگی به موقعیت‌ها و بافت‌های آموزشی نیز گسترش پیدا کرده است (برسو و همکاران، ۲۰۰۷)، که البته از آن با عنوان فرسودگی تحصیلی[4] یاد شده است. فرسودگی تحصیلی در میان دانشجویان، به احساس خستگی به خاطر تقاضاها و الزامات تحصیل(خستگی)، داشتن حس بدبینانه و بدون علاقه به تکالیف درسی (بی‌علاقگی)، و احساس فقدان شایستگی به عنوان یک دانشجو (کارآمدی پایین) اشاره می‌کند(شائوفلی،۲۰۰۲؛ به نقل از ژانگ[5] و همکاران،۲۰۰۷).

به‌منظور بررسی این موضوع اخیراً مطالعات متعددی در میان دانشجویان دانشگاهی اختصاص یافته است، از جمله این پژوهش‌ها می‌توان به مطالعات پینز[6] و همکاران(۱۹۸۱)، میر و اسمک[7](۱۹۸۵)، راند و استرانک[8] (۲۰۰۰)، یانگ و چنگ[9](۲۰۰۵)، (کیااو و شائوفلی،

---

1. Gold standard
2. Breso & Salanova
3. Qiaohu
4. Academic burnout
5. Zhang
6. Aronson & karfy
7. Meier & Schmeck
8. Rand & Strunk
9. Yang & Cheng

۲۰۰۹) و ژانگ و همکاران (۲۰۰۷) و آهوا و هاکانین[1](۲۰۰۷) اشاره کرد که به ارزیابی فرسودگی تحصیلی و متغیرهای همبسته با آن اقدام کرده‌اند. مثلاً براورز و تامیک[2](۲۰۰۰) و سالانوا[3]و همکاران(۲۰۰۲) خودکارآمدی را پیش‌بینی‌کنندهٔ فرسودگی تحصیلی دانسته‌اند، و بررسی‌های لاینبرنیک و پینتریچ[4](۲۰۰۳)، سالانوا و همکاران(۲۰۰۳) حکایت از آن دارند که افراد با خودکارآمدی بالا مشغولیت تحصیلی بالاتری را نشان می‌دهند. یانگ[5](۲۰۰۴)، نیز خودکارآمدی و حمایت اجتماعی را به عنوان متغیرهای درونی و بیرونی مرتبط با فرسودگی دانشجویان فنی و حرفه‌ای بیان کرده‌اند. دوران[6] و همکاران(۲۰۰۶) نیز دریافتند که استرس و خودکارآمدی کلی با فرسودگی و درگیری تحصیلی[7] رابطه دارند. از سوی دیگر در ایران، پژوهش‌های داخلی بسیار محدودی در رابطه با فرسودگی تحصیلی انجام شده است و پژوهش‌ها اغلب در رابطه با اندازه‌گیری عملکرد تحصیلی یا پیشرفت تحصیلی بوده‌اند، از جمله کرامتی (۱۳۸۰)، حکمتی نژاد (۱۳۸۰) و امینی (۱۳۸۲) ارتباط بین خودکارآمدی که نزدیک به مؤلّفه‌ای از متغیر فرسودگی تحصیلی است، با پیشرفت تحصیلی را بررسی کرده‌اند و بین این دو رابطه‌ای مثبت به‌دست آورده‌اند.

مقیاس فرسودگی تحصیلی ماسلاخ یکی از ابزارهایی که برای سنجش فرسودگی تحصیلی استفادهٔ عام پیدا کرده است. هرچند روایی، پایایی و ساختار عاملی این پرسشنامه در نمونه‌های دانش‌آموزی و دانشجویی مختلف آلمانی، اسپانیولی و پرتغالی (شافلی و همکاران، ۲۰۰۲) تأیید شده است، لیکن اعتبار آن در دانشجویان ایرانی، به ویژه دانشجویان دختر که بیش از پسران دچار فرسودگی می‌شوند، تاکنون بررسی نشده است. پژوهش‌های قبلی در میان دانشجویان ژاپنی و تایوانی که از نسخهٔ اصلی MBI تفاوت‌های بین فرهنگی از نظر فرسودگی تحصیلی را آشکار کردند و نشان دادند که دانش‌آموزان شرقی از دانش‌آموزان غربی فرسودگی

---

1. Ahola&Hakanen
2. Brouwers & Tomic
3. Peir
4. Linnenbrink & Pintrich
5. Yang
6. Duran
7. Academic engagement

تحصیلی بالاتری را تجربه می‌کنند (گلمبیوسکی و همکاران، ۱۹۹۶؛ به نقل از هو[1] و شافلی، ۲۰۰۹). در ایران، نعامی (۱۳۸۸) پایایی و اعتبار پرسشنامهٔ فرسودگی تحصیلی برسو و همکاران (۱۹۹۷) را بررسی کرد، اما ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامهٔ فرسودگی تحصیلی ماسلاخ که در پژوهش‌های بیشتری به کار گرفته شده است و از شهرت بیشتری برخوردار است تاکنون بررسی نشده است. به علاوه در پژوهش نعامی (۱۳۸۸) ساختار عاملی سازهٔ فرسودگی تحصیلی، یکی از اهداف اصلی مطالعهٔ حاضر، بررسی نشده است.

در پژوهش حاضر فرضیه‌های زیر آزمون شدند:

پایایی: مقیاس فرسودگی تحصیلی و خرده مقیاس‌های (خستگی هیجانی، بدبینی و ناکارآمدی) آن در دانشجویان دختر از همسانی درونی کافی برخوردارند.

ساختار عاملی: ۱۵ مادهٔ مقیاس فرسودگی تحصیلی در دانشجویان دختر روی سه عامل مکنون(خستگی هیجانی، بدبینی و ناکارآمدی) به طور معناداری بار می‌گذارند.

اعتبار همگرا: مقیاس فرسودگی تحصیلی و مؤلّفه‌های آن (خستگی هیجانی، بدبینی و ناکارآمدی) با دو متغیر کیفیّت تجارب یادگیری و کارآمدی در دانشجویان دختر رابطهٔ معنادار دارند.

روش پژوهش

جامعهٔ آماری و روش نمونه‌گیری

جامعهٔ آماری، کلیهٔ دانشجویان دختر مقطع کارشناسی ارشد نیمسال دوم به بالای دانشگاه علامه طباطبایی تهران در سال تحصیلی ۸۹-۱۳۸۸ بود. برای نمونه‌گیری، ابتدا سه دانشکده از مجموع ۸ دانشکده دانشگاه علامه طباطبایی، به صورت تصادفی ساده انتخاب شدند که عبارت بودند از دانشکده‌های روان‌شناسی و علوم‌تربیتی، حقوق و علوم سیاسی، و ادبیات و زبان‌های خارجی؛ و سپس با استفاده از روش نمونه‌گیری طبقه‌ای نسبی، تعداد ۱۵۰ نفر دانشجوی دختر، در دانشکده‌های منتخب، انتخاب شدند که با ریزش نمونه و اصلاح داده‌ها (در جهت نرمال بودن نمرات) این تعداد به ۱۲۴ نفر کاهش یافت.

---

1. Ho

ابزارهای پژوهش

پرسشنامهٔ فرسودگی تحصیلی ماسلاخ را شائوفلی و همکاران (۲۰۰۲) تهیه کرده‌اند و سه حیطهٔ فرسودگی تحصیلی یعنی خستگی تحصیلی، بی‌علاقگی تحصیلی، و ناکارآمدی تحصیلی را می‌سنجد. پرسشنامهٔ مذکور ۱۵ ماده دارد که با روش درجه‌بندی لیکرت ۵ درجه‌ای کاملاً مخالف تا کاملاً موافق توسط آزمودنی‌ها درجه‌بندی شده است. خستگی تحصیلی ۵ ماده (مطالب درسی خسته کننده هستند)، بی‌علاقگی تحصیلی ۴ ماده (احساس می‌کنم نسبت به مطالب درسی علاقه‌ای ندارم) و ناکارآمدی تحصیلی ۶ ماده (احساس می‌کنم نمی‌توانم از عهده مشکلات درسی بربیایم) دارد. سؤال‌های ۲، ۵، ۱۱ و ۱۴ مربوط به خرده مقیاس بدبینی (بی‌علاقگی)؛ سؤال‌های ۱، ۴، ۷، ۱۰ و ۱۳ مربوط به خرده مقیاس خستگی هیجانی؛ و سؤال‌های ۳، ۶، ۸، ۹، ۱۲ و ۱۵ مربوط به خرده مقیاس ناکارآمدی درسی هستند که البته، باتوجه به اینکه از مقیاس کارآمدی درسی (یعنی جملات مثبت) برای خرده مقیاس اخیر استفاده می‌شود، **سؤال‌های این خرده مقیاس به صورت معکوس نمره‌گذاری شدند.** پایایی این مقیاس را سازندگان آن (شائوفلی و همکاران، ۲۰۰۲) به ترتیب ۰/۷۰، ۰/۸۲ و۰/۷۵ برای خستگی هیجانی، بدبینی و ناکارآمدی گزارش دادند.

پرسشنامهٔ کیفیّت تجارب یادگیری را نیومن[1](۱۹۹۰) ساخته است و نعامی (۱۳۸۸) آن را در میان نمونه‌های ایرانی اعتباریابی کرده است. این پرسشنامه چهار حیطهٔ مختلف کیفیّت تجارب یادگیری را اندازه‌گیری می‌کند که عبارت هستند از: ۱.منابع از قبیل کیفیّت کتابخانه و امکانات مربوط به سایت رایانه‌ای؛ ۲.محتوا شامل کیفیّت راهنمایی تحصیلی و درسی و میزان ارزشمندی موضوعات درسی ارائه شده؛ ۳. انعطاف‌پذیری یادگیری شامل وجود فرصت‌های یادگیری مستقل، قدرت انتخاب دروس مختلف و وجود بحث و مذاکره لازم در کلاس و ۴. کیفیّت روابط رسمی و غیررسمی اساتید و دانشجویان است.

نیومن ضرایب پایایی به‌دست آمده برای این چهار حیطه را به ترتیب ۰/۷۱،۰/۷۴،۰/۸۶،۰/۹۱،۰ به‌دست آورده است. نیومن(۱۹۹۰) برای تعیین اعتبار ابعاد پرسشنامه، رابطهٔ آن‌ها را با دلبستگی به تحصیل، خشنودی از تجارب دانشگاهی و نیز عملکرد تحصیلی

---

1. Neuman

دانشجویان محاسبه کرده است. نتایج نشان دادند که در طیف ۰/۳۵ تا ۰/۶۷ بین ابعاد پرسشنامهٔ کیفیّت یادگیری و متغیرهای ذکر شده، روابط معناداری وجود داشت. در پژوهش نعامی(۱۳۸۸)، ضرایب همسانی درونی حیطه‌های چهارگانه با روش آلفای کرونباخ به ترتیب ۰/۷۹/۸۶،۰/۸۵/۰ و۰/۸۲ محاسبه شده است. همچنین نعامی(۱۳۸۸) ضرایب اعتبار این آزمون را از طریق همبسته کردن آن با پرسشنامهٔ فشارزاهای دانشجویی(پولادی ری‌شهری، ۱۳۷۴)، به ترتیب ۰/۶۱/۴۵،۰/۵۳/۰،۰/۵۱/۰ محاسبه کرده است. همهٔ این ضرایب در سطح ۰/۰۱> Pمعنادار هستند.

پرسشنامه خودکارآمدی عمومی را شرر[1] و همکارانش در سال ۱۹۸۲، ساخته‌اند و ۲۳ ماده دارد که ۱۷ مادهٔ آن مربوط به خودکارآمدی عمومی و ۶ مادهٔ دیگر مربوط به تجارب خودکارآمدی در موقعیت‌های اجتماعی است (نجفی و فولادچنگ، ۱۳۸۶). در پژوهش حاضر از مقیاس ۱۷ ماده‌ای استفاده شد. پرسشنامهٔ خودکارآمدی عقاید فرد مربوط به توانایی خود برای غلبه بر موقعیت‌های مختلف را اندازه‌گیری می‌کند. این پرسشنامه بر پایهٔ مقیاس پنج درجه‌ای لیکرت تنظیم شده است، بدین صورت که پاسخ کاملاً مخالف نمره ۱، و پاسخ کاملاً موافق نمره ۵ می‌گیرد.

شرر و همکاران (۱۹۸۲) آلفای کرونباخ این پرسشنامه را ۰/۸۶ گزارش دادند و برای سنجش اعتبار مقیاس خودکارآمدی از همبستگی آن با مقیاس کنترل درونی- بیرونی راتر، مقیاس درجهٔ قابلیت اجتماعی مارلو و کراو (۱۹۶۴)، مقیاس بیگانگی از خود بارون (۱۹۵۳) و مقیاس شایستگی فردی روزنبرگ (۱۹۶۵) بررسی شد، که ضرایب همبستگی مطابق با انتظار و معنادار بود (براتی، ۱۳۷۶؛ به نقل از نجفی و فولادچنگ، ۱۳۸۶). براتی(۱۳۷۶؛ به نقل از نجفی و فولادچنگ، ۱۳۸۶) برای به دست آوردن روایی سازه آزمون، همبستگی آن را با مقیاس عزّت نفس ۰/۶۱ گزارش داده است.

روش تحلیل

برای بررسی ساختار عاملی مقیاس فرسودگی تحصیلی در دانشجویان دختر، در این پژوهش از دو تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی استفاده شد. تحلیل عامل اکتشافی به شیوهٔ

---

1. Sherer

تحلیل مؤلّفه‌های اصلی[1] و با چرخش متعامد واریماکس[2] انجام شد. تحلیل عامل تأییدی نیز به شیوهٔ تخمین حداکثر درست نمایی[3] و تحلیل ماتریس‌های کوواریانس، بررسی و اصلاح مدل‌های مفروض با استفاده از نرم‌افزار AMOS (آرباکل[4]، ۲۰۰۹) ویرایش ۱۸ انجام شد. مدل‌های محتمل قرارگیری ماده‌های آزمون بر روی عامل‌ها با توجه به مبانی نظری و پیشینه و صحت آماری و همچنین بر مبنای تحلیل عامل اکتشافی، توسط مهم‌ترین شاخص‌های برازش آزمون و بررسی شده است. به این دلیل برای بررسی برازش بهترین مدل سعی بر آن بوده است که از سه گروه شاخص‌های برازش، شامل شاخص‌های مطلق[5]، تطبیقی[6] و مقتصد[7] (قاسمی، ۱۳۸۹) به علت بهره‌گیری این شاخص‌ها از شیوه‌های مختلف ارزیابی در برازش مدل‌ها استفاده شود.

در گروه شاخص‌های مطلق که بر مبنای تفاوت واریانس‌ها و کوواریانس‌های مشاهده شده و واریانس‌ها و کوواریانس‌های پیش‌بینی شده مدل را ارزیابی می‌کنند؛ از شاخص کای اسکوئر (χ^2)، پرکاربردترین و عمومی‌ترین شاخص برازش، و شاخص نیکویی برازش (GFI)، که مقادیر آن بین صفر تا یک متغیر است و هرچه به یک نزدیک‌تر باشد برازش بیشتری دارد، و همچنین شاخص ریشهٔ مربعات باقیمانده (RMR) برای مقایسه مدل‌ها استفاده شد که بر اساس آن کوچک‌تر بودن این مقیاس برای یک مدل در مقایسه با مدل دیگر یکی از معیارهای بهتر بودن آن مدل تلقی می‌شود.

از شاخص‌های تطبیقی که بر مبنای مقایسهٔ مدل تدوین شده با یک مدل مبنا که عموماً یک مدل استقلال است، از شاخص برازش تطبیقی (CFI) که بر مبنای همبستگی بین متغیرهای حاضر در مدل قرار دارد و اخیراً به عنوان شاخصی رایج برای مقایسهٔ مدل‌ها (گوفین[8]، ۱۹۹۳؛ نقل از برسو و و همکاران،۲۰۰۷)، استفاده می‌شود؛ در این شاخص‌ها مقادیر

---

1. Principal Components Analysis
2. Varimax Rotation
3. Maximum Likelihood
4. Arbuckle
5. Absolute Fit Index
6. Compartive Fit Index
7. Parsimonious Fit Index
8. Goffin

بین ۰/۹ تا ۰/۹۵ به عنوانم قبول بودن مدل و مقادیر بالاتر از ۰/۹۵ به‌عنوان برازش بسیار خوب داده‌ها به مدل تفسیر می‌شود.

در شاخص‌های مقتصد که تکیه آن‌ها بر درجهٔ آزادی است و به کاهش یا افـزایش پـارامتر در مدل حساسیت نشان می‌دهند، از شاخص کـای اسـکوئر بهنجارشـده ($\chi 2/DF$) کـه اغلـب مقادیر بین ۱ – ۲ و یا ۱ – ۳ را برای این شاخص مقبول می‌داننـد (وحیـد قاسـمی، ۱۳۷۹)، و شاخص میانگین مربعات خطای برآورد[1] (RMSEA) که مقدار کمتـر از ۰/۰۸ مقبـول اسـت و برای مدل‌های بسیارخوب ۰/۰۵ و کمتر در نظر گرفته می‌شود(کـادک وبـرون[2]، ۱۹۹۳؛ نقـل از برسو و همکاران، ۲۰۰۷)، استفاده شده است.

یافته‌های پژوهش

جدول ۱ شاخص‌های آماری و ضرایب همبستگی ماده‌های مقیاس فرسـودگی تحـصیلی را با نمرهٔ کل مقیاس در دانشجویان دختر نشان می‌دهد.

همان طور که در جدول ۱ ملاحظه می‌شود، آزمودنی‌ها بالاترین میـانگین‌هـا را در مـادهٔ ۴ (۳/۵۶) و کم‌ترین میانگین را در مادهٔ۹ (۲/۲۶) کسب کـرده‌انـد. همچنـین میـانگین و انحـراف معیار کل مقیاس به ترتیب ۳۸/۵۷ و ۹/۳۴ است. افزون براین، همبستگی هر یـک از مـاده‌هـای مقیاس ذکر شده با نمره کل مقیاس نیز محاسبه شد، که همبستگی همه سؤال‌هـا بـا نمـرهٔ کـل مقیاس در سطح معناداری ۰/۰۰۱ > p معنادار بـود. دامنـهٔ ایـن ضـرایب از ۰/۳۳ تـا ۰/۷۵ در نوسان بوده است.

1. Root Mean Squares Error of Approximation
2. Cudeck & Browne

جدول ۱: شاخص‌های آماری و ضرایب همبستگی ماده‌های مقیاس فرسودگی تحصیلی با نمرهٔ کل در دانشجویان دختر (۱۲۴=n)

ماده‌ها	مضمون ماده‌ها	انحراف معیار ± میانگین	r_{tt}
۱	احساس تحلیل هیجانی هنگام مطالعه کردن	۲/۳۴ ±۱/۰۸	۰/۵۴*
۲	کاهش علاقه به مطالعه کردن	۲/۴۳ ± ۱/۲۷	۰/۷۵*
۳	احساس توانایی در حل مسائل درسی به طور مؤثر	۲/۵۳ ±۰/۹۳	۰/۳۸*
۴	احساس فرسودگی وخستگی در پایان یک روز درسی	۳/۵۶ ±۱/۱۶	۰/۶۳*
۵	کاهش شور و اشتیاق در مطالعه کردن	۲/۶۵ ±۱/۲۲	۰/۷۴*
۶	اعتقاد به مشارکت و سهم مؤثر در کلاس‌های درس	۲/۸۸ ±۱/۰۱	۰/۴۶*
۷	احساس فرسودگی وخستگی هنگام مطالعه کردن	۲/۵۱ ±۱/۱۲	۰/۶۷*
۸	به عقیدهٔ خودم دانشجوی خوبی هستم	۲/۳۵ ±۰/۹۰	۰/۳۳*
۹	یاد گرفتن چیزهایی جدید هنگام مطالعه کردن	۲/۲۶ ±۱/۰۲	۰/۶۲*
۱۰	احساس کسالت به دلیل شروع یک روز تحصیلی	۲/۷۷ ±۱/۳۱	۰/۶۷*
۱۱	بدبینی نسبت به فایده مطالعه کردن	۲/۶۹ ±۱/۱۴	۰/۶۴*
۱۲	احساس شوق و برانگیختگی در رسیدن به اهداف مطالعاتی .	۲/۶۹ ±۱/۱۴	۰/۳۴*
۱۳	فشار ناشی از شرکت در کلاس هاس درس	۲/۴۶ ±۱/۰۲	۰/۵۹*
۱۴	تردید نسبت به اهمیت مطالعه کردن	۲/۶۳ ±۱/۰۹	۰/۶۶*
۱۵	احساس مؤثر بودن در فعالیت‌های کلاس درس	۲/۶۶ ±۰/۹۶	۰/۵۲*
	کل پرسشنامه	۳۸/۵۷±۹/۳۴	

*P<۰/ ۰۱

در پژوهش حاضر آلفای کرونباخ (همسانی درونی) و تنصیف کل آزمون و خرده مقیاس‌های آن از طریق فرمول تصحیح اسپیرمن براون، برای کل مقیاس و مؤلّفه‌های آن محاسبه شد. این ضرایب در جدول ۲ درج شده‌اند. شایان ذکر است از تصحیح اسپیرمن براون تنها زمانی استفاده می‌شود که واریانس دو نیمه آزمون با یکدیگر برابر باشند (به نقل از پاشا شریفی، ۱۳۹۰).

جدول ۲: ضرایب پایایی مقیاس‌ها به روش آلفای کرونباخ

ابعاد مقیاس	تعداد سؤال‌ها	آلفای کرونباخ	تنصیف اسپیرمن براون
خستگی هیجانی	۵	۰/۷۸۴	۰/۸۲۱
بدبینی	۴	۰/۸۲۲	۰/۷۲۴
ناکارآمدی	۶	۰/۶۸۰	۰/۶۶
کل پرسشنامه	۱۵	۰/۸۸	۰/۸۷

مندرجات جدول ۲ نشان می‌دهند که ضرایب همسانی درونی برای کل مقیاس فرسودگی تحصیلی و مؤلّفه‌های آن از ۰/۶۶ تا ۰/۸۸ متغیر است. در مجموع یافته‌های پژوهش نشان می‌دهند که مقیاس فرسودگی تحصیلی در دانشجویان دختر به همراه سه مؤلّفه آن از پایایی کافی بهره‌مند هستند. بنابراین، فرضیهٔ نخست پژوهش تأیید می‌شود.

آماره‌های توصیفی و ضرایب همبستگی میان متغیرها در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳: میانگین، انحراف معیار و ضرایب همبستگی میان متغیرهای پژوهش

مقیاس‌ها	میانگین	انحراف معیار	فرسودگی تحصیلی	بدبینی	خستگی هیجانی	ناکارآمدی	کیفیت تجارب یادگیری
فرسودگی تحصیلی	۳۸/۵۸	۹/۳۴	–				
بدبینی	۱۰/۴۱	۳/۷۶	*۸۷۷/۰	–			
خستگی هیجانی	۱۳/۶۶	۴/۱۰	*۸۶۶/۰	*۶۷۳/۰	–		
ناکارآمدی	۱۴/۵۰	۳/۳۲	*۷۵۲/۰	*۵۰۵/۰	*۴۴۲/۰	–	
کیفیت تجارب یادگیری	۳۱/۲۶	۷/۲۴	*۴۹۹/-۰	*۵۱۴/-۰	*۳۸۸/-۰	*۳۴۳/-۰	–
خودکارآمدی	۶۲/۱۴	۹/۰۲	*۴۰۶/-۰	*۲۲۷/-۰	*۴۱۸/-۰	*۳۷۱/-۰	*۱۷۵/-۰

*P<۰/۰۱

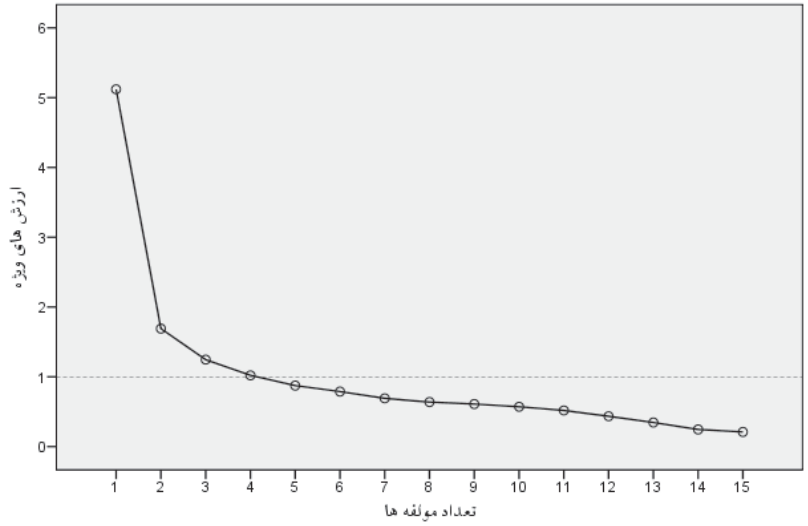
مندرجات جدول ۳ نشان می‌دهند که میانگین و انحراف معیار فرسودگی تحصیلی در میان دانشجویان دختر نمونهٔ پژوهش به ترتیب ۳۸/۵۸ و ۹/۳۴ است. میانگین و انحراف معیار سایر متغیرها در جدول درج شده است. همچنین مندرجات جدول ۳ نشان می‌دهد که بین کلیهٔ متغیرهای پژوهش همبستگی معنادار وجود دارد. به ویژه میان مؤلّفه‌های فرسودگی هیجانی با یکدیگر ضرایب همبستگی نسبتاً بالایی وجود دارد. با توجه به ضرایب همبستگی بالا میان مؤلّفه‌های فرسودگی تحصیلی، به منظور بررسی بعدمندی این سازه، ابتدا یک تحلیل عامل مؤلّفه‌های اصلی روی سؤال‌های پرسشنامه انجام شد. شایان ذکر است مفروضه‌های ضریب همبستگی پیرسون شامل خطی بودن رابطه و کنترل داده‌های پرت بررسی شد و نتایج نشان داد که استفاده از ضریب همبستگی پیرسون برای این داده‌ها مناسب است. برای بررسی وجود رابطهٔ خطی بین متغیرها، نمودار پراکنش[1] بین کلیهٔ زوج متغیرها ترسیم شد. در خصوص روابط غیر خطی بین متغیرها شواهدی به‌دست نیامد. برای بررسی داده‌های پرت نیز از آزمون گراب (به نقل از بارنت و لویس، ۱۹۹۴؛ و بابایان و همکاران، ۱۳۸۶) استفاده شد. استفاده از این آزمون مستلزم محاسبهٔ نمرات استاندارد برای کلیه داده‌هاست و سپس مقایسه نمره‌های استاندارد با مقدار بحرانی است. چنانچه قدر مطلق داده‌های استاندارد از مقدار بحرانی کوچک‌تر باشد می‌توان حکم کرد که داده پرت در مجموعه داده‌ها وجود ندارد. شایان ذکر است مقدار بحرانی به حجم نمونه وابسته است و هرچه حجم نمونه بیشتر باشد، مقدار بحرانی نیز بزرگ‌تر است. برای داده‌های حاضر قدر مطلق بزرگ‌ترین نمرهٔ استاندارد ۲/۷۲ بود که از مقدار بحرانی ۳/۴۴ (برای مقادیر بحرانی به بارنت و لویس، ۱۹۹۴ به جدولی رجوع شود که این مقادیر بحرانی را گزارش داده است) کوچک‌تر بود و حاکی از نبود داده‌های پرت در مجموعه داده‌های پژوهش حاضر است.

تحلیل عامل مؤلّفه‌های اصلی

نتایج اولیهٔ تحلیل اکتشافی و مقادیر آزمون KMO (شاخص کفایت نمونه‌برداری)، ۸۰۳ /۰ و آزمون کرویت بارتلت، با مقدار خی دو ۶۲۹،۸۵ (P<۰/۰۰۰۱)، نشان داد که برای تعیین عامل‌های احتمالی که زیربنای مقیاس را تشکیل می‌دهند، امکان اجرای تحلیل عاملی، وجود

1. scatter plot

دارد. در این مدل با استفاده از روش تحلیل مؤلّفه‌های اصلی و چرخش متعامـد واریمـاکس، ۴ عامل با توجه به تعداد ارزش‌های ویژه بالاتر از ۱ (به جدول ۴ رجوع کنید.) و نمودار اسـکری (نمودار ۱) به‌دست آمده است.



نمودار۱: نمودار آزمون اسکری کتل

جدول۴: ارزش‌های ویژه حاصل از تحلیل مؤلّفه‌های اصلی

مؤلّفه‌ها	مقدار ویژه	درصد واریانس تبیین شده	در صد تراکمی واریانس تبیین شده	سؤال‌ها
۱	۲۳۸٫۳	۵۸۶٫۲۱	۲۹۵٫۲۶	۱ ، ۵ ، ۷ ، ۱۱ و ۱۴
۲	۴۴۶٫۲	۳۰۸٫۱۶	۸۹۳٫۳۷	۲، ۶ ، ۱۵ ، ۹ و ۱۰
۳	۹۶۰٫۱	۰۶۷٫۱۳	۹۶۰٫۵۰	۴ ، ۱۲ و ۱۳
۴	۴۳۳٫۱	۵۵۵٫۹	۵۱۶٫۶۰	۳ و ۸

نتایج مندرج در جدول ۴ و نمودار ۱، ۴ عامل را برای این مقیاس مشخص کرده‌اند، که روی هم رفته ۶۰/۵ درصد واریانس ماده‌ها را تبیین می‌کنند، اما با توجه به ارزش ویژهٔ کم‌تر، قدرت تبیین کم‌تر عامل چهارم و قرار گرفتن تنها دو ماده در این عامل، تحلیل عاملی با دستور استخراج ۳ عامل باز تحلیل شد. با محدود کردن استخراج عوامل به ۳ عامل و استفاده از چرخش واریماکس و تعیین نقطهٔ برش ۰/۴ و بالاتر برای بار عاملی هر ماده، ۳ مؤلّفه اساسی مقیاس فرسودگی با اختلاف اندکی به شرح جدول ۴ تفکیک‌پذیر شد. ارزش‌های ویژه مدل سه عاملی به همراه واریانس تبیین شده هر عامل در جدول ۵ درج شده‌اند.

جدول ۵: ارزش‌های ویژهٔ نهایی از طریق تحلیل مؤلّفه‌های اصلی با چرخش واریماکس و دستور استخراج ۳ عامل.

شاخص‌ها مؤلّفه‌ها	عامل	مقدار ویژه	درصد واریانس تبیین شده	درصد تراکمی واریانس تبیین شده	ماده‌ها
بدبینی	۱	۳/۶۹۹	۲۶/۲۹۵	۲۴/۶۰	۲، ۵، ۱۱، ۱۴ و (۹، ۱۰)
خستگی هیجانی	۲	۲/۳۴۶	۱۵/۲۳۶	۴۵/۴۰۶	۱، ۴، ۷، ۱۳ و (۱۲)
ناکارآمدی	۳	۲/۰۱۲	۱۴/۵۳۴	۵۳/۷۱۲	۳، ۶، ۸، ۱۵

همان‌طور که در جدول ۵ ملاحظه می‌شود، ارزش‌های بیش‌تر از یک به سه عامل تفکیک شدند، که روی هم۵۳/۷۱۲ درصد واریانس کل پرسشنامه را تبیین می‌کنند. در حقیقت، عامل یکم بیش‌ترین سهم را در تبیین واریانس پرسشنامه فوق بر عهده دارد (۲۶/۳ درصد) در حالی که عامل دوم ۱۵/۲ درصد و عامل سوم ۱۴/۵ درصد واریانس کل را تبیین می‌کنند. بنابراین، نتایج به دست آمده از این پرسشنامه گویای آن است که می‌توان پرسشنامه فوق را در ابعاد سه‌گانه‌ای همانند پرسشنامه اصلی تفکیک کرد. بر این اساس با توجه به قرارگیری ماده‌ها در ابعاد سه گانه و با توجه به بیش‌ترین همخوانی ماده‌ها با عوامل زیربنایی خود، بدین ترتیب عامل اول به عنوان مؤلّفهٔ بدبینی شامل سؤال‌های؛ ۲، ۵، ۱۱، ۱۴، عامل دوم به عنوان مؤلّفهٔ

خستگی هیجانی شامل سؤال‌های؛۱، ۴، ۷، ۱۳، و عامل سوم به عنوان مؤلّفهٔ ناکارآمدی شامل سؤال‌های؛۳، ۶، ۸ ، ۱۵، با توجه به مؤلّفه‌های مقیاس فرسودگی تحصیلی نام‌گذاری می‌شوند. نتایج تحلیل مؤلّفه‌های اصلی بر روی سؤال‌های مقیاس فرسودگی تحصیلی در دانشجویان دختر نمونهٔ پژوهش حاضر، در جدول ۶ درج شده است.

جدول ۶: نتایج تحلیل مؤلّفه‌های اصلی سؤال‌های مقیاس فرسودگی تحصیلی در دانشجویان دختر

ماده‌ها	مضمون ماده‌ها	عامل اول	عامل دوم	عامل سوم
۱۱	بدبینی نسبت به فایده مطالعه کردن	۷۳۱/۰		
۱۴	تردید نسبت به اهمیت مطالعه کردن	۷۲۸/۰		
۵	کاهش شور و اشتیاق در مطالعه کردن	۷۱۹/۰		
۲	کاهش علاقه به مطالعه کردن	۷۰۹/۰		
۱۳	فشار ناشی از شرکت در کلاس‌های درس		۶۵۹/۰	
۱	احساس تحلیل هیجانی هنگام مطالعه کردن		۶۴۹/۰	
۷	احساس فرسودگی وخستگی هنگام مطالعه کردن		۵۸۱/۰	
۴	احساس فرسودگی وخستگی در پایان یک روز درسی		۵۱۲/۰	
۱۰	احساس کسالت به دلیل شروع یک روز تحصیلی	۵۴۵/۰	–	
۱۲	احساس شوق و برانگیختگی در رسیدن به اهداف مطالعاتی		۷۲۱/۰	–
۹	یاد گرفتن چیزهایی جدید هنگام مطالعه کردن	۶۶۱/۰		–
۸	به عقیده ی خودم دانشجوی خوبی هستم.			۶۷۷/۰
۱۵	احساس موثر بودن در فعالیت‌های کلاس درس			۶۶۷/۰
۳	احساس توانایی در حل مسائل درسی به طور مؤثر			۶۱۸/۰
۶	اعتقاد به مشارکت و سهم موثر در کلاس‌های درس			۶۰۱/۰

همان‌طور که در جدول ۶ مشاهده می‌شود، بارهای عاملی پس از حذف بارهای عاملی کم‌تر از ۰/۴ و دستور استخراج ۳ عامل، الگوی پیش‌بینی شده برای فرسودگی تحصیلی را به‌خوبی تأیید می‌کنند. لذا همه سؤال‌ها در عامل‌های مربوط به خود بار عاملی داشته‌اند، به‌جز سؤال‌های ۹، ۱۰ و ۱۲ که در ابعاد دیگر غیر از بعد مربوط به خود بار عاملی کسب کرده‌اند. از این رو در تحلیل نهایی و با بررسی حالات مختلف تحلیل و در بهترین حالت ممکن با حذف سه سؤال ۹، ۱۰و ۱۲، مقدار آزمون KMO ، برابر با ۰/۷۸۲ و آزمون بارتلت ۴۹۹/۰۵۷ و معنادار در سطح $p<۰/۰۰۱$، به‌دست آمد. نتایج تحلیل پس از حذف گویه‌های ۹، ۱۰ و ۱۲ در

جدول ۷ نمایش داده شده است.

جدول ۷: ارزش‌های ویژه حاصل از تحلیل مؤلّفه‌های اصلی و دستور استخراج ۳ عامل(پس از حذف گویه‌های ۹، ۱۰ و ۱۲).

شاخص‌ها مؤلّفه‌ها	عامل	مقدار ویژه	درصد واریانس تبیین شده	درصد تراکمی واریانس تبیین شده	ماده‌ها
بدبینی	۱	۲۰۶/۳	۶۶۵/۲۴	۶۰/۲۴	۱۴ ، ۱۱ ، ۵ ، ۲
خستگی هیجانی	۲	۰۶۱/۲	۸۵۴/۱۵	۵۱۹/۴۵	۱۳ ، ۷ ، ۴ ، ۱
ناکارآمدی	۳	۹۷۷/۱	۲۱۱/۱۵	۷۳۰/۵۵	۱۵ ، ۸ ، ۶ ، ۳

در نهایت، سایر سؤال‌ها در عامل‌های استخراجی مربوط به خود، بار عاملی کافی به‌دست آوردند. بنابراین، در راستای تأیید فرضیهٔ دوم پژوهش، یافته‌ها ساختار سه عاملی سازهٔ فرسودگی تحصیلی را در دانشجویان دختر نمونهٔ پژوهش حاضر تأیید کردند.

تحلیل عامل تأییدی

به منظور بررسی ساختار زیربنایی مقیاس فرسودگی تحصیلی در میان دانشجویان دختر نمونهٔ پژوهش، علاوه بر تحلیل مؤلّفه‌های اصلی، تحلیل عوامل تأییدی که نوعی از اعتبار سازه است نیز روی داده‌ها انجام شد. تحلیل عامل تأییدی با استفاده از نرم‌افزار AMOS16 روی ماده‌های این مقیاس انجام شد. برای انجام این تحلیل از برآورد حداکثر درست نمایی[1] استفاده شد و ۱۵ مادهٔ مقیاس فرسودگی تحصیلی تحلیل شدند. آماره‌های برازش مربوط به این تحلیل در جدول ۸ نشان داده شده است. مجذورخی شاخص برازندگی مطلق مدل است و میزان انطباق کوواریانس‌هایی را،که ساختار عاملی دلالت ضمنی بر آن‌ها دار، با کوواریانس‌های مشاهده شده نشان می‌دهد. هر چه مقدار مجذور خی از صفر بزرگ‌تر باشد، برازندگی مدل کم‌تر می‌شود. مجذورخی معنادار، تفاوت معنادار بین کوواریانس‌های مفروض و مشاهده شده

1. maximum likelihood

را نشان می‌دهد. با وجود این، چون فرمول مجذور خی، حجم نمونه را دربر دارد، مقدار آن در مورد نمونه‌های بزرگ متورم می‌شود و معمولاً به لحاظ آماری معنادار می‌شود. به این دلیل بسیاری از پژوهشگران مجذورخی را نسبت به درجهٔ آزادی آن (مجذورخی نسبی[1]) بررسی می‌کنند و معمولاً نسبت ۲ را به‌عنوان یک شاخص سرانگشتی نیکویی برازش استفاده می‌کنند (آربوکل[2]، ۱۹۹۷؛ به نقل از کالکوئیت ۲۰۰۱). در جدول ۸ شاخص برازش افزایشی[3] (IFI) و شاخص برازش تطبیقی[4] (CFI) نیز درج شده است. این‌ها دو شاخص برازندگی هستند که برازش یک مدل معین را با مدل پایه مقایسه می کنند که قائل به وجود کوواریانس میان متغیرها نیست (بنتلر[5]، ۱۹۹۰). شاخص‌های برازش ۰/۹ به بالا قمقبول قلمداد می‌شوند (به هاشمی شیخ شبانی و همکاران، زیر چاپ، رجوع شود). در مطالعهٔ حاضر، ۴ مدل به شرح زیر بررسی شد:

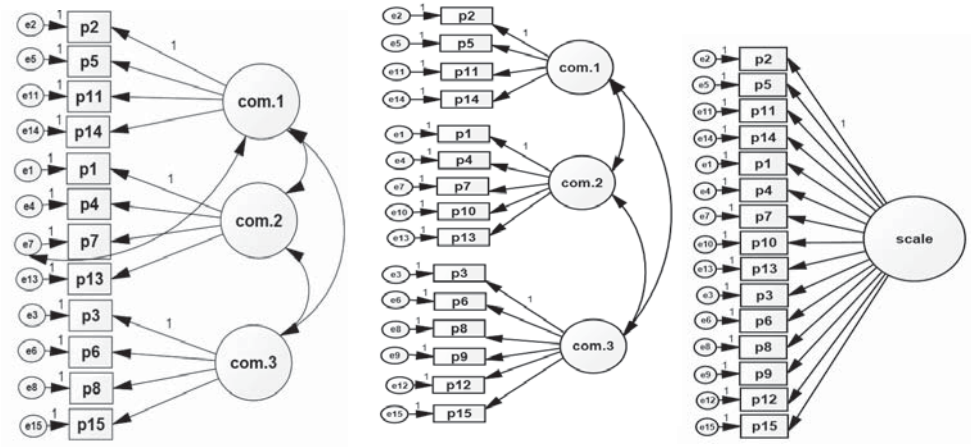
۱. مدل تک عاملی؛ در این مدل تمامی ماده‌های آزمون در یک عامل مکنون قرار داده شدند، مدل تک عاملی این فرضیه را می‌آزماید که مقیاس فاقد ابعاد زیربنایی است. همان‌طور که در جدول ۸ مشاهده می‌شود، با اینکه این مدل دارای بالاترین درجهٔ آزادی است، اما بیش‌ترین مجذور خی‌دو (۲۱۹/۰۰۴) و نیز پایین‌ترین شاخص‌های برازش را دارد، به‌ویژه در شاخص‌های مقتصد، کم‌ترین برازش را نشان داده است که به‌طور کلی حاکی از برازش پایین برای این مدل است.

۲. مدل دوم بر اساس مؤلّفه‌های زیربنایی مقیاس، بدون توجه به تحلیل عامل اکتشافی اولیه تعین شد، این مدل فرض می‌کند که مقیاس فرسودگی تحصیلی از سه عامل زیربنایی براساس کلید اولیهٔ آزمون تشکیل شده است. مطابق با جدول ۶ و با توجه به کاهش مقدار خی دو (۱۸۳/۱۵۰) و بهبود نسبی شاخص‌های برازش، این مدل نسبت به مدل اول برازش بهتری نشان می‌دهد، اما به طور کلی شاخص‌ها برازش کلی، تناسب داده‌ها با این مدل را تأیید نمی‌کنند.

---

1. relative chi- square
2. Arbuckle
3. incremental fit index
4. comparative fit index
5. Bentler

۳. مدل سوم با محدود کردن ماده‌ها در ۳ عامل زیربنایی و با حذف گویه‌هایی که در عامل زیر بنایی خود بار عاملی کافی نداشته‌اند (۹،۱۰و۱۲) بر اساس نتایج تحلیل اکتشافی در این پژوهش طرح‌ریزی شده است. دراین مدل مقدار مجذور خی دو کاهش جالب توجه‌ای داشته است، از طرفی با توجه به نسبت درجهٔ آزادی مدل مفروض با مدل استقلال، درجهٔ آزادی نیز در حد مطلوبی به‌دست آمده است؛ با این حال با توجه به شاخص‌های کلی تناسب و برازش، مدل سوم به طور کلی برازش مقبولی را محقق نکرده است.



M3 (DF=51 , χ^2=95.9) *M2* (DF=87 , χ^2=183.1) *M1* (DF=90 ,χ^2=219.0)

نمودار ۲: مدل‌های بررسی شده در پژوهش در دانشجویان دختر کارشناسی ارشد . مدل۱: مدل تک عاملی؛ مدل ۲: مدل سه عاملی سازندهٔ اصلی؛ مدل ۳ : بر مبنای نتایج حاصل از تحلیل مؤلّفه‌های اصلی.

۴ . بنابراین، در نهایت و با هدف اصلاح مدل و با توجه به شاخص‌های اصلاح[1] با آزاد کردن پارامترهای کوواریانس خطاهای اندازه‌گیری ماده‌های ۱۵ و ۱ و همچنین ماده‌های ۱۱ و ۷ ، برازش مدل بهبود پیدا کرد؛ علاوه بر این با توجه به پیشینه با آزاد کردن کوواریانس

1. Modification indices

خطاهای ۱۱و۱۴ (کیـااو و شـائوفلی[1]، ۲۰۰۹، شـائوفلی ۲۰۰۲) در مـدل چهـارم و در بهتـرین حالت ممکن با حفظ بالاترین درجهٔ آزادی، سه پارامتر به صورت پارامتر آزاد تعیین شدند کـه پس از این اصلاح و برآورد مجدد شاخص‌های برازش مختلف، همـان‌گونـه کـه در جـدول ۸ مشاهده می‌شود و نتایج آن نشان می‌دهد، اصلاح انجام شده به‌طور جالـب تـوجهی بـه بهبـود مدل یاری رسانده است تا حدی که می‌توان آن را به لحاظ علمی مقبول تفسیر کرد.

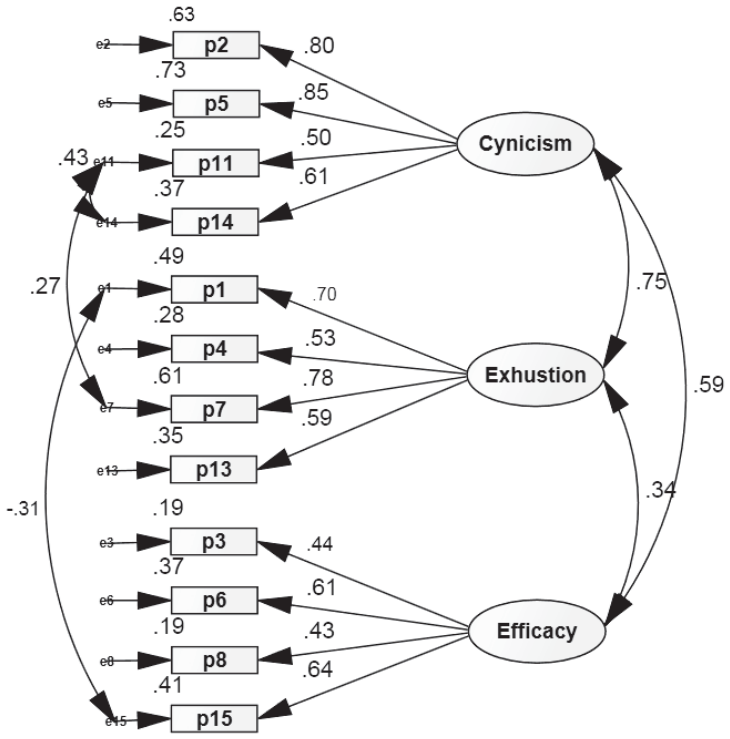
جدول ۸: مقایسه مدل‌های مختلف بر اساس شاخص‌های برازش

	شاخص‌ها / مدل‌ها	χ^2	P	DF	χ^2/DF	GFI	CFI	AGFI	NNFI	RMSEA	AIC
۱	یک عاملی	۰۰۴٫۲۱۹	۰/۰۰۱	۹۰	۴۳۳٫۲	۸۰۸٫۰	۷۶۸٫۰	۷۴۴٫۰	۶۶۹٫۰	۱۰۸٫۰	۲۷۹
۲	سه عاملی (براساس مقیاس اصلی)	۱۵۰٫۱۸۳	۰/۰۰۱	۸۷	۱۰۵٫۲	۸۴۸٫۰	۸۲۷٫۰	۷۹۰٫۰	۷۲۳٫۰	۰۹۵٫۰	۲۴۹/۱۵
۳	سه عاملی (براساس تحلیل مؤلّفه‌های اصلی)	۹۹۲٫۹۵	۰/۰۰۱	۵۱	۸۸۱٫۱	۸۹۵٫۰	۸۹۵٫۰	۸۳۷٫۰	۸۰۷٫۰	۰۸۵٫۰	۱۴۹/۹۲
۴	اصلاح شده مدل سه عاملی حاصل از تحلیل مؤلّفه‌های اصلی	۴۴۱٫۶۲	۰/۰۸	۴۸	۳۰۱٫۱	۹۲۶٫۰	۹۶۶٫۰	۸۷۹٫۰	۸۷۴٫۰	۰۴۹٫۰	۱۲۲/۴۴

نتایج مندرج در جدول ۸ نشان می‌دهد کـه مقـادیر برازنـدگی GFI، CFI، و AGFI بـه ترتیب برای مدل سه عاملی اصلاح شدهٔ حاصل از تحلیل مؤلّفه‌هـای ۰/۸۱، ۰/۷۷، و ۰/۷۴ کـه در مقایسه با شاخص‌های مشابه در مدل‌های دیگر بزرگ‌تر هـستند و حـاکی از بـرازش بیـشتر

1. Qiao & Schaufeli

این مدل با داده‌ها هستند. همچنین مقادیر شاخص‌های RMSEA و AIC برای مدل سه عاملی اصلاح شده به ترتیب ۰/۰۴۹ و ۱۲۲/۴۴ است که نسبت به شاخص‌های مشابه سه مدل دیگر کوچک‌تر است و حاکی از برازش بهتر این مدل با داده‌هاست. افزون بر این، مقدار مجذور کای مدل سه عاملی اصلاح شده حاصل از تحلیل مؤلّفه‌های اصلی ۶۲/۴۴۱ است و به لحاظ آماری معنادار نیست (p= ۰/۰۸) که در مقایسه با مجذور کای سه مدل دیگر مندرج در جدول ۸ برازش بهتر مدل چهارم با داده‌ها را نشان می‌دهد. بنابراین، با توجه به نتایج به‌دست آمده، مدل چهارم با ۱۲ ماده و مقدار کای اسکوئر ۶۲/۴۴۱ و درجهٔ آزادی ۴۸ به عنوان برازنده‌ترین مدل انتخاب شد. این مدل همراه با ضرایب رگرسیونی استاندارد و واریانس‌ها در نمودار ۳ مشاهده می‌شود.



نمودار۳: مدل برازش شده سه عاملی پیشنهادی مقیاس فرسودگی تحصیلی(MBI-SS)؛ آزمون ۱۲ ماده‌ای با آزاد کردن سه خطای کوواریانس(۱۵_۱)،(۱۱_۷) و(۱۴_۱۱)،(χ^2=62.44,df=48,P=0.08).

اعتبار همگرا

یکی از روش‌های بررسی اعتبار یک مقیاس جدید، اعتبار همگرا است. این امر را می‌توان از طریق بررسی الگوی همبستگی‌های بین مقیاس سازه مورد نظر با مقیاس سازه‌های دیگری، که در گزاره‌های نظریه آمده، بررسی کرد (کمپل[1] و همکاران، ۱۹۹۶؛ به نقل از جاج[2] و همکاران، ۲۰۰۳). به این دلیل در پژوهش حاضر مقیاس فرسودگی تحصیلی و مؤلّفه‌های آن را با مقیاس‌های دیگر بر روی دانشجویان دختر همبسته شدند تا از طریق بررسی انطباق آن‌ها با پیش بینی‌های نظری در خصوص اعتبار سازه آن استنباط به عمل آید بدین منظور این مقیاس را با دو پرسشنامهٔ کیفیّت تجارب یادگیری نیومن[3](۱۹۹۰) که چهار حیطه مختلف کیفیّت تجارب یادگیری را اندازه‌گیری می‌کند، و پرسشنامهٔ خودکارآمدی عمومی که شرر[4] و همکارانش در سال ۱۹۸۲،ساخته‌اند و خودکارآمدی عمومی و تجارب خودکارآمدی را در موقعیت‌های اجتماعی می‌سنجد (به نقل از نجفی و فولادچنگ، ۱۳۸۶) همبسته شد. نتایج حاصل از این تحلیل در جدول ۹ درج شده است. شایان ذکر است مفروضه‌های ضریب همبستگی پیرسون شامل خطی بودن رابطه و کنترل داده‌های پرت بررسی شد و نتایج نشان داد که استفاده از ضریب همبستگی پیرسون برای این داده‌ها مناسب است. برای بررسی وجود رابطهٔ خطی بین متغیرها، نمودار پراکنش[5] بین کلیهٔ زوج متغیرها ترسیم شد. در خصوص روابط غیر خطی بین متغیرها شواهدی به دست نیامد. برای بررسی داده‌های پرت نیز از آزمون گراب (به نقل از بارنت و لویس، ۱۹۹۶؛ و بابایان و همکاران، ۱۳۸۶) استفاده شد. استفاده از این آزمون مستلزم محاسبه نمرات استاندارد برای کلیه داده‌هاست و سپس مقایسهٔ نمره‌های استاندارد با مقدار بحرانی است. چنانچه قدر مطلق داده‌های استاندارد از مقدار بحرانی کوچک‌تر باشد می‌توان حکم کرد که داده پرت در مجموعه داده‌ها وجود ندارد. شایان ذکر است مقدار بحرانی به حجم نمونه وابسته است و هرچه حجم نمونه بیش‌تر باشد، مقدار بحرانی نیز بزرگ‌تر است. برای داده‌های حاضر قدر مطلق بزرگ‌ترین نمرهٔ استاندارد ۲/۷۲ بود

---

1. Campbell
2. Judge
3. Neuman
4. Sherer
5. scatter plot

که از مقدار بحرانی ۳/۴۴ (برای مقادیر بحرانی به بارنت و لویس، ۱۹۹۶ به جدولی رجوع شود که این مقادیر بحرانی را گزارش داده است) کوچک‌تر بود و حاکی از نبود داده‌های پرت در مجموعه داده‌های پژوهش حاضر است.

جدول ۹: ضرایب همبستگی بین فرسودگی شغلی و ابعاد آن با مقیاس‌های کیفیّت تجارب یادگیری و خودکارآمدی در دانشجویان دختر

متغیرها	کیفیّت تجارب یادگیری	منابع	محتوا	انعطاف‌پذیری	کیفیّت روابط	خود کارآمدی
فرسودگی تحصیلی	۰/۴۹۹*	۰/۲۱۷*	۰/۴۲۲*	۰/۴۲۰*	۰/۳۵۸*	۰/۴۰۶*
بدبینی	۰/۵۱۴*	۰/۱۷۸*	۰/۴۰۳*	۰/۴۶۰*	۰/۳۹۹*	۰/۲۲۷*
خستگی هیجانی	۰/۳۸۸*	۰/۱۵۷	۰/۲۸۲*	۰/۲۷۶*	۰/۳۰۴*	۰/۴۱۸*
ناکارآمدی	۰/۳۴۳*	۰/۱۹۸*	۰/۳۵۱*	۰/۲۸۸*	۰/۱۵۶	۰/۳۷۱*

مندرجات جدول ۹ نشان می‌دهد که مقیاس فرسودگی تحصیلی و ابعاد آن در دانشجویان دختر با هر دو مقیاس کیفیّت تجارب یادگیری و خودکارآمدی همبستگی معنادار دارند. بنابراین، فرضیهٔ چهارم پژوهش نیز تأیید می‌شود.

بحث و نتیجه‌گیری

همان‌طور که اشاره شد پژوهشگران استدلال کرده‌اند، زنان بیش از مردان تحت تأثیر استرس قرار می‌گیرند، لذا بیش‌تر فرسوده می‌شوند، به این دلیل بررسی فرسودگی در زنان و تهیه ابزاری مناسب برای سنجش آن حائز اهمیت بالایی است. پژوهش حاضر با هدف بررسی ساختار عاملی پرسشنامهٔ فرسودگی تحصیلی ماسلاخ (MBI-SS)، بر روی دانشجویان کارشناسی ارشد دختر دانشگاه علامه طباطبایی انجام شد. نتایج نشان دادند که پرسشنامهٔ فرسودگی تحصیلی در دانشجویان دختر از پایایی و اعتبار کافی بهره‌مند است. تحلیل عامل اکتشافی این فرضیه را که «گویه‌های پرسشنامه با ۱۵ ماده، را می‌توان به سه عامل اصلی محدود کرد» تأیید کرد. گرچه در ابتدا، ۴ عامل مشخص شد، در ادامه و با محدود کردن عوامل

به ۳ عامل زیربنایی، نتایج تحلیل مقبول به‌دست آمد به‌طوری که مقادیر آزمون KMO (شاخص کفایت نمونه‌برداری)، ۰/۸۰۳و آزمون کرویت بارتلت، با مجذور خی دو ۶۲۹/۸۵ (P<۰/۰۰۱)، نشان داده‌اند که این مقیاس در نمونه مورد بررسی، عواملی زیربنایی دارد و صرفاً یک مؤلّفه تنها نیست. در این راستا مطالعات گذشته نیز نشان می‌دهند که متغیر فرسودگی دارای سه مؤلّفه اساسی است (ماسلاخ و جکسون، ۱۹۸۱؛ فاربر، ۱۹۹۱؛ کوردز و داگرتی، ۱۹۹۳؛ ماسلاخ و همکاران، ۲۰۰۱). همچنین مطالعاتی که در زمینه فرسودگی تحصیلی انجام شده است، چند عاملی بودن متغیر فرسودگی تحصیلی را در میان دانش‌آموزان و دانشجویان تأیید می‌شود (برسو و همکاران،۲۰۰۷؛ کیااو و شائوفلی، ۲۰۰۹؛ سالملا-آرو و همکاران، ۲۰۰۹). از این رو علاوه بر تحلیل اکتشافی برای اطمینان از ساختار عاملی مقیاس، در این پژوهش مدل‌های مختلف با توجه به پیشینهٔ مطالعات انجام شده و همچنین نتایج حاصل از تحلیل عامل اکتشافی، از طریق تحلیل عامل تأییدی بررسی شد.

نتایج این تحلیل نیز نشان می‌دهد که مدل تک‌عاملی با این فرض که مقیاس فرسودگی تنها از یک عامل تشکیل شده است، کم‌ترین برازش را در میان سایر مدل‌های عاملی داشته است، که این نتیجه حاکی از عاملی بودن مقیاس فرسودگی تحصیلی در میان دانشجویان دختر شرکت کننده در پژوهش حاضر است. در نهایت با آزمون سایر مدل‌ها که از نتایج تحلیل اکتشافی در این پژوهش و همچنین پیشینه به‌دست آمده بود، مدل سه عاملی با ۱۲ ماده، به عنوان برازنده‌ترین مدل مشخص شد. در این مدل با حذف ماده‌هایی که در تحلیل اکتشافی بر روی عواملی غیر از مؤلّفه‌های خود بار عاملی داشتند، و همچنین با اصلاح مدل و آزاد کردن پارامترهای همبسته، که در واقع تعدادی از خطای کوواریانس‌های بین ماده‌ها بودند، به کم‌ترین میزان کای اسکوئر (۶۲/۴۴۱ و درجهٔ آزادی ۴۸ و درجه آزادی استقلال ۶۶ و با معناداری ۰/۰۷۹) و مناسب‌ترین شاخص‌های برازش به‌عنوان برازنده‌ترین مدل نائل شدند. آزاد گذاردن خطاهای کوواریانس به دلایل مختلفی قابل اجراست. یکی از این عوامل همبستگی بالای میان دو ماده است؛ به نحوی که انتظار می‌رود عوامل تأثیرگذار بر آن‌ها تا حدی مشابه باشند؛ لذا اگر به ازای آزاد گذاردن یک پارامتر و کاهش یک درجهٔ آزادی، مقدار کای اسکوئر۳/۸۳ کاهش یابد، از لحاظ آماری منطقی به نظر **می‌رسد** و توجیه‌پذیر است(وحید قاسمی، ۱۳۸۹). گرچه در این پژوهش شرط اصلاح مدل کاهش بیش از ۶ نمره از کای اسکوئر به ازای آزاد

گذاردن یک پارامتر در نظر گرفته شده بود. از سوی دیگر پژوهش‌های گذشته نیز آزاد گذاردن تعدادی از خطاهای کوواریانس میان داده‌ها را مجاز می‌شمارند (بنتلر و چـوی[1]، ۱۹۸۷؛ بنتلـر، ۱۹۸۸؛ بک استید[2]، ۲۰۰۲؛ نقل از عزیزی و همکاران ۱۳۸۶) و آن‌ها را موجب بهبـود بـرازش مدل می‌دانند. لذا در این پژوهش سه پارامتر که ناشی از همبسته بـودن خطاهـای کوواریـانس میان ماده‌های ۱۱و۱۴، ۱۵و۱، و ۷ و۱۱ بوده است، با توجه بـه شـاخص‌هـای اصـلاح مـدل و پیشینهٔ پژوهش تا رسیدن به بهترین برازش، به صورت آزاد گذارده شدند.

شاخص‌های به‌دست آمده در مدل‌های پیشنهادی پژوهش در مقایسه بـا مقـادیر بـه دسـت آمده از این شاخص‌ها در پژوهش‌هـای پیـشین نیـز مقایـسه شـد. هـو و شـائوفلی(۲۰۰۹)، بـا پژوهشی که بر روی سه نمونه از دانـش‌آمـوزان و دانـشجویان چینـی در دو دبیرسـتان و یـک دانشگاه و یک مدرسه پرستاری انجام دادند، نتایج مقبولی بـرای تفکیـک سـاختار عـاملی ایـن مقیـاس را گـزارش کـرده‌انـد ($\chi^2$۷۱۰/۹۹ =، DF=۲۸۱ و GFI=۰/۹۲ و CFI=۰/۹۰ و RMSEA=۰/۰۴) در پژوهش دیگری که برسو و همکـاران(۲۰۰۷)، کـه سـاختار مـاده‌هـای مؤلّفه سوم مقیاس را بررسی کرده‌اند؛ ساختار سه عاملی مقیاس فرسودگی تحـصیلی ماسـلاخ (MBI-SS) را در دو گـروه نمونـه دانـشجویان در یـک دانـشگاه بررسـی و تأییـد کردنـد (DF= ۸۶ , χ^2=۱۵۷/۱۲ و DF=۸۶, χ^2=۱۶۷/۳۰).

در جریان تحلیل اکتشافی ۳ ماده (۹،۱۰ و ۱۲) بر روی عامل‌های خود بار عاملی نداشـتند، از این رو با حذف این عامل‌ها به صورت جداگانه، بهترین حالت زمـانی بـود کـه دو عامـل ۹ و۱۰ از جریان تحلیل خارج شدند، اما مادهٔ ۱۲ با این عبـارت «زمانیکـه بـه اهـداف مطالعـاتیم دست می‌یابم احساس شوق و برانگیختگی می‌کنم» به جـای مؤلّفـه کارآمـدی بـر روی مؤلّفـهٔ خستگی هیجانی بار عاملی داشته است؛ گرچه به نظر مـی‌رسـد از دیـدگاه دانـشجویان دختـر کارشناسی ارشد، مفهوم و مضمون این عبارت به خستگی هیجانی نیـز نزدیـک باشـد، لـذا در عامل دوم با بار عاملی ۰/۷۲۱، به قوت خود باقی ماند.

اما در جریان تحلیل عامل تأییدی با حذف هر ۳ ماده (۹،۱۰،۱۲) از مـدل بهتـرین بـرازش بدون آزاد گذاردن پارامترها به‌دست آمد، بنابراین، مادهٔ ۹ «من چیزهـای جـالبی در طـول دوره

1. Bentler & chou
2. Beckstead

مطالعاتم یاد گرفته ام» و مادهٔ ۱۰ « وقتی از صبح بیدار می‌شوم و مجبورم که روز دیگری در محل تحصیلم سپری کنم، احساس کسالت می‌کنم» از مدل نهایی حذف شد. گرچه نتایج این پژوهش در مقایسه با مطالعات پیشین تفاوت‌هایی دارد، اما باید به مسائل فرهنگی و جامعه مورد پژوهش نیز توجه شود. به طور مثال مطالعات برسو و همکاران (۲۰۰۷)، دربارهٔ حذف ماده‌ها یا آزاد گذاردن پارامترها به گونه‌ای متفاوت مواجه شده‌اند، اما هدف اصلی این پژوهش با اهداف اصلی پیشینهٔ پژوهشی (برسو و همکاران، ۲۰۰۷ و یا یاهو و شائوفلی، ۲۰۰۹ و یا سالملا-آرو و همکاران ۲۰۰۹) مبنی بر تفکیک عاملی متغیر فرسودگی تحصیلی و محدود کردن آن به سه مؤلّفه زیربنایی بسیار مشابه و مطابق با نتایج آن‌ها به‌دست آمده است. از این رو می‌توان گفت که پرسشنامهٔ فرسودگی تحصیلی ماسلاخ (MBI-SS) در دانشجویان دختر شرکت کننده در پژوهش حاضر، دارای ساختاری عاملی است و میان ابعاد سه گانه آن تمایز وجود دارد. نتایج تحلیل عامل تدییدی همچنین نشان داد که مدل سه عاملی مبتنی بر نتایج تحلیل عامل اکتشافی (با حذف سه ماده) بهتر از مدل سه عاملی مقیاس اصلی با داده‌ها برازش داشت. این یافته ضرورت بررسی ساختار عاملی یک مقیاس را در جوامع مختلف نشان می‌دهد و پژوهشگران می‌توانند از این پرسشنامه برای سنجش فرسودگی تحصیلی فراگیران ایرانی استفاده کنند. همچنین، پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های بعدی بررسی ساختار عاملی پرسشنامهٔ فرسودگی تحصیلی ماسلاخ را در نمونه‌های مختلف تکرار کنند تا بتوان استفاده از این پرسشنامه را به جوامع مختلف گسترش داد. از محدودیت‌های پژوهش حاضر این بود که این پژوهش تنها در میان دانشجویان دختر مقطع کارشناسی ارشد نیمسال دوم تحصیلی به بعد انجام شد. از آنجا که این دانشجویان تحت شرایط ویژه‌ای مانند آماده کردن پایان نامه و مقاله هستند، لذا تعمیم نتایج آن به دانشجویان پسر و دانشجویان مقاطع دیگر باید با احتیاط انجام شود.

منابع

امینی، شهریار (۱۳۸۲). *بررسی نقش خودکارآمدی، خودتنظیمی و عزت نفس در پیشرفت تحصیلی دانش آموزان سال سوم دبیرستان، رشته علوم تجربی شهرستان شهرکرد*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت معلم تهران.

بابایی، غلامرضا.، امانی، فیروز.، بیگلریان، اکبر و کشاورز، مریم (۱۳۸۶). **روش های تعیین داده های پرت در مطالعات پزشکی**. *مجله دانشکده پزشکی، دانشگاه علوم پزشکی تهران*، دوره ۶۵ ، شماره ۷، صص ۲۷-۲۴.

پولادی ری شهری ،اله کرم(۱۳۷۴) *بررسی رابطهٔ عوامل فشارزای روانی دانشجویان دختر و پسر دانشگاه شهید چمران اهواز با عملکرد تحصیلی آنان*، پایان نامهٔ کارشناسی ارشد روان‌شناسی تربیتی دانشگاه شهید چمران اهواز.

حکمتی نژاد، اقبال (۱۳۸۰). *بررسی تعامل جنسیت و خودکارآمدی (بالا و پایین) بر پیشرفت تحصیلی دانش آموزان سال سوم راهنمایی*، پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه شیراز.

عزیزی، لیلا.، فیض آبادی، زهرا و صالحی، مریم. (۱۳۸۶). تحلیل عامل اکتشافی و تأییدی پرسشنامه فرسودگی شغلی ماسلاخ در کارکنان دانشگاه تهران. *مطالعات روانشناختی*، دوره ۴/ شماره ۳.

قاسمی، وحید (۱۳۸۹). *مدلسازی معادله ساختاری در پژوهش‌های اجتماعی*. تهران: جامعه شناسان.

کرامتی، هادی (۱۳۸۰). *بررسی رابطه خودکارآمدی ادراک شده دانش آموزان سوم راهنمایی شهر تهران و نگرش نسبت به درس ریاضی با پیشرفت آن‌ها*. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت معلم تهران.

نجفی، محمود و فولادچنگ، محبوبه (۱۳۸۶). رابطهٔ خودکارآمدی و سلامت روان در دانش آموزان دبیرستانی. *دوماهنامه علمی پژوهشی دانشگاه شاهد*. دوره جدید/شماره۲۲.

نعامی،عبدالزهرا (۱۳۸۸). رابطه بین کیفیّت تجارب یادگیری با فرسودگی تحصیلی دانشجویان

کارشناسی ارشد دانشگاه شهید چمران اهواز. *مطالعات روان‌شناختی*. دوره۵/ شماره۳.

هاشمی شیخ شبانی،سید اسماعیل.، بشلیده،کیومرث.، تقی پور منوچهر و نیسی، عبدالکاظم (زیر چاپ). بررسی ویژگی‌های روانسنجی مقیاس خودارزشیابی‌های مرکزی. فصلنامه پژوهش‌های مشاوره و روانشناسی بالینی، دانشگاه فردوسی مشهد.

Ahola, K & Hakanen, J. (2007). Job strain, burnout and depressive symptoms: A prospective study among dentists. *Journal of Affective Disorders*.

Arbuckle, J.L. (2009). Amos users' guide version 18. Chicago, IL: Smallwaters. by Amos Development Corporation.

Barnett, V& Lewis, T. (1994). Outliers in Statistical Data. Third edition, Weily.

Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indices in structural models. *Psychological Bulletin, 107,* 238-246

Breso, E, Salanova, M & Schoufeli, B, (2007). In search of the third dimension of Burnout, *Applied psychology*, 56 (3), 460-472.

Brouwers, A & Tomic, W. (2000). A longitudinal study of teacher burnout and perceived self-efficacy in classroom management. *Teaching and Teacher Education*, 16, 239e253.

Colquitt, J. A. (2001). On the dimensionality of organizational justice: A construct validation of a measure. *Journal of Applied Psychology, 86*, 386-400.

Cordes, C. L. & Dougherty, T. W. (1993). A review and integration of research on job burnout. *Academy of Management Review*, 18 , pp. 621-656.

Duran ,A., Extremera, N., Rey, L., Berrocal, P & Montalban, F. (2006). Predicting acaddemic burnout and engagement in educational setting: assessing the increnental validity of perceived emotional intelligence beyound perceived stress general self-efficacy. *Psicothema*, Vol. 18, supl., pp. 158-164.

Farber, B. A. (1991). Crisis in education: Stress and burnout in the American teacher. San Francisco, CA: Jossey-Bass.

Freudenberger, H. J. (1974). Staff burn-out. *Journal of Social Issues*, 30, 159–165.

Friedman, I. A & Farber, B. A. (1992). Professional self-concept as a predictor of teacher burnout. *Journal of Educational Research*, 86, 28e35.

Hu, Q., & Schaufeli, W. B. (2009). The factorial validity of the Maslach Burnout Inventory-Student Survey in China.*Psychological Report*.105(2), 394-408.

Judge, T. A., Erez, A., Bono, J. E., & Thoresen, C. J. (2003). The core self-evaluations scale: development of a measure. *Personnel Psychology, 56*, 303–331.

Linnenbrink, E. A & Pintrich, P. R. (2003). The role of Self-efficacy beliefs in Student Engagement and Learning in the classroom.

Maslach, C. (1998). A multidimensional theory of burnout. In C.L. Cooper (Ed.), *heories of organizational stress* (pp. 68–85). Oxford: Oxford University Press.

Maslach, C & Jackson, S.E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of Occupational Behavior*, 2, 99–113.

Maslach, C & Leiter, M. (1997). The truth about burnout: How organizations cause personal stress and what to do about it. San Fransisco, CA: Jossey-Bass.

Maslach,C,Schaufeli,W.B & Leiter,M.P. (2001). Job burnout. *Annual Review of psychology*, 52,397-422.

Neuman, Y, (1990). Quality of learning experience and students college outcomes, *International Journal of Educational Management*, 7, 1-16.

Neuman, Y. (1990). Determinants and consequences of students, Burnout in universities, *The Journal of Higher Education*, 61 (1), 20-31.

Pines, A. M., & Nunes, R. (2003). The relationship between career and couple burnout: Implications for career and couple counseling. Journal of Employment Counseling, 40, 50–64.

Pines, A., Aronson, E., & Kafry, D. (1981). *Burnout: From Tedium to Personal Growth*. Free Press, New York.

Qiao. H & Schaufeli, W. (2009). The Factorial Validity of the Maslach Burnout Inventory-Student Survey in China. Psychological Reports, 105, 394-408.

Ryerson, D. & Marks, N. (1981). Career burnout in the human services: strategies for intervention. In: Jones, J.W. (Ed.), *The Burnout Syndrome. London House Press, Park Ridge*, IL, pp. 151–164.

Salanova, M., Lorens, S., Cifre, E., Martnez, I., & Schaufeli, W.B. (2003). Perceived collective efficacy, subjective well-being and task performance among electronic work groups: An experimental study. *Small Groups Research*, 34, 43-73.

Salanova, M., Peir, J.M., & Schaufeli, W.B. (2002). Self-efficacy specificity and burnout among information technology workers: An extension of the Job Demands-Control Model. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 11-25.

Salmela-Aro, K., Kiuru, N., Leskinen, E & Nurmi, J-E. (2009). School-Burnout Inventory (SBI)Reliability and Validity. *European Journal of Psychological Assessment 2009*; Vol. 25(1):48 57.

Schaufeli, W.B. & Enzmann, D. (1998). The burnout companion to study and research: *A critical analysis*. London: Taylor & Francis.

Schaufeli, W.B., Martnez, I., Marqus-Pinto, A., Salanova, M & Bakker, A. (2002). Burnout and engagement in university students: A cross-national study. *Journal of Cross-Cultural Studies*, 33, 464-481.

Schwab, R. L & Iwanicki, E. F. (1982). Who are our burned out teachers?. *Educational Research Quarterly*, 7(2), 5–16.

Yang , H.J. (2004). Factors affecting student burnout and academic achievement in multiple enrollment programs in taiwan' s technical-vocational colleges. International *journal of educational development*. 24 283-301.

Zhang,Y., Gan,Y & Cham, H. (2007). Perfectionism, academic burnout and engagement among Chinese college students: A structural equation modeling analysis. *Personality & individual differences,* 43 1529 – 1540.

نویسندگان

سید اسماعیل هاشمی شیخ شبانی **esmaeil2140@yahoo.com**

دانشیار گروه روانشناسی دانشگاه شهید چمران اهواز،اخذ مدرک تحصیلی دکترای روان‌شناسی از دانشگاه شهید چمران اهواز در سال ۱۳۸۶ و عضو هیأت علمی این دانشگاه از سال ۱۳۸۶،دارای ۶ عنوان مقاله چاپ شده در مجلات علمی- پژوهشی داخلی و خارجی؛ ۵ عنوان مقاله زیر چاپ (دارای نامهٔ پذیرش)، دارای ۱۵ عنوان مقاله ارائه شده در همایش‌های علمی ملّی و بین‌المللی، دارای ۵ عنوان طرح پژوهشی خاتمه یافته و ۳ طرح در دست اجرا، عضو انجمن روان‌شناسی آمریکا (APA)

حسام بذرافکن **siop64@yahoo.com**

کارشناس ارشد روان‌شناسی، دانشگاه شهید چمران اهواز

اهواز، دانشگاه شهید چمران اهواز، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، گروه روانشناسی

اخذ مدرک تحصیلی کارشناسی ارشد روانشناسی صنعتی و سازمانی از دانشگاه شهید چمران اهواز در سال ۱۳۹۰

روانشناس صنعتی و سازمانی، شاغل در سازمان انرژی اتمی ایران

دارای ۳ عنوان مقاله چاپ شده در مجلات علمی –پژوهشی داخلی. ۱ عنوان مقاله زیر چاپ.

دارای ۲ عنوان مقاله ارائه شده در همایش‌های علمی ملی

دارای ۳ عنوان طرح پژوهشی خاتمه یافته

محسن عزیزی **mohsen_azizi1365@yahoo.com**

دانشجوی دکتری روانشناسی دانشگاه علامه طباطبایی

اخذ مدرک تحصیلی کارشناسی ارشد روانشناسی تربیتی از دانشگاه علامه طباطبایی در سال ۱۳۸۹

دارای ۱ عنوان مقاله چاپ شده در مجلات علمی –پژوهشی داخلی. ۳ عنوان مقاله زیر چاپ.

دارای ۲ عنوان مقاله ارائه شده در همایش‌های علمی ملی.