Archive of SID

فصلنامه مشاوره شغلی و سازمانی
دورهٔ ۱۰، شمارهٔ ۳۷، زمستان ۱۳۹۷، ۱۱۶-۹۱

Quarterly Journal of Career & Organizational Counseling Vol,10 / No, 37 / Winter 2018, 91-116

اعتباریابی سیاهه فرسودگی تحصیلی مسلش - زمینه‌یابی دانش‌آموزان در دانش‌آموزان دوره متوسطه دوم ایران

Validation of Maslach Burnout Inventory - Student Survey in Iranian Second - High School Students

تاریخ دریافت مقاله: ۹۷/۳/۲۱، تاریخ دریافت نسخه نهایی: ۱۳۹۷/۰۵/۲۲، تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۷/۰۹/۲۶

مصطفی جنت فریدونی[۱]، طیبه شریفی[۲]، محمد نیکخواه[۳] و جواد خلعتبری[۴]

M. Jannatfereidooni., (Ph.D)., T. Sharifi (Ph.D)., M. Nikkhah (Ph.D) & J. Khalatbari (Ph.D)

چکیده

این پژوهش با هدف بازآزمایی ویژگی‌های روانسنجی سیاهه فرسودگی مسلش - زمینه‌یابی دانش‌آموزان (MBI - SS) در دانش‌آموزان ایرانی انجام شد. بدین منظور، در قالب یک طرح مطالعات توصیفی و آزمون سازی، از میان دانش آموزان دوره متوسطه دوم ایران، نمونه‌ای ۸۵۴ نفری به روش خوشه‌ای تصادفی انتخاب و به سؤالات MBI - SS، پرسشنامه اهمالکاری تحصیلی تاکمن و معدل پاسخ دادند. نتایج تحلیل عامل تاییدی نشان داد که الگوی سه عاملی برازش نسبتاً ضعیفی با داده‌ها دارد. نتایج تحلیل عامل اکتشافی نشان داد که الگوی دو بعدی نسبت به الگوی سه بعدی برازش بهتری با داده‌ها دارد. ضرایب همبستگی پیرسون منفی بین ابعاد فرسودگی و معدل، و ضرایب همبستگی مثبت بین ابعاد فرسودگی با اهمالکاری تحصیلی از روایی ملاکی همزمان، و ضرایب آلفای کرونباخ و بازآزمایی دو هفته ای از پایایی خوب MBI - SS حمایت کرد. نتایج این پژوهش علی رغم به چالش کشیدن کفایت ساختاری MBI - SS در سنجش فرسودگی دانش آموزان متوسطه دوم ایرانی، به‌طور کلی از کفایت نسبی ویژگی‌های روان سنجی MBI - SS و روایی بین فرهنگی این ابزار حمایت کرد. سایر مضامین نیز مورد بحث قرار گرفت.

کلید واژه‌ها: سیاهه فرسودگی تحصیلی مسلش - زمینه‌یابی دانش‌آموزان (MBI - SS)؛ فرسودگی تحصیلی؛ اهمالکاری تحصیلی؛ عملکرد تحصیلی؛ ویژگی‌های روانسنجی.

Abstract

This study was conducted with the aim of retesting the psychometric properties of Maslach Burnout Inventory - Student Survey (MBI - SS) in Iranian students. For this purpose in framework of a descriptive and test - making study, among the Iranian second - high school students, 854 students were selected through random cluster sampling and answered the MBI - SS, Tuckman Academic Procrastination Scale (TAPS) and GPA Questions.. The results of the confirmatory factor analysis showed that the three factor model has a relatively weak fit with the data. The results of exploratory factor analysis showed that the two - dimensional pattern has better fit to the data than the three - dimensional model. The negative Pearson correlation coefficients between burnout dimensions and GPA and positive correlation coefficients between burnout dimensions and academic procrastination supported the concurrent validity, and Cronbach's alpha and a two week test - retest coefficients supported the good reliability of MBI - SS. The results generally supported the relative adequacy of the MBI - SS psychometrics and cross - cultural validity despite of challenging the structural efficacy of MBI - SS in assessing burn out in Iranian second - high school students. Other implications were also discussed .

Keywords: Maslach Burnout Inventory - Student Survey (MBI - SS); Academic Burnout; Academic Procrastination; Academic Performance; Psychometrics.

۱ . دانش آموخته دکترای دانشگاه آزاد اسلامی واحد شهرکرد، ایران

۲ . نویسنده مسئول: دانشیار گروه روان‌شناسی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد شهر کرد، ایران
sharifi_ta@gmail.com

۳ . استادیار گروه علوم تربیتی، دانشگاه فرهنگیان شهرکرد، ایران

۴ . دانشیار گروه روان‌شناسی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران، ایران

www.SID.ir

Archive of SID

مقدمه

فرسودگی یک سندرم مرتبط با کار است که درنتیجه سروکارداشتن طولانی مدت با استرسورهای هیجانی و بین فردی ایجاد می‌شود (آلساندری[1] و همکاران، ۲۰۱۸؛ شوفلی و مسلش[2]، ۲۰۱۷). عوامل متعددی همچون تعارض نقش، ابهام نقش، رقابل، هماهنگی، سازندگی و برنامه‌ریزی هم می‌توانند بر پیدایش و تغییرات فرسودگی مؤثر باشند (نداف، بهجو و رحیمی، ۱۳۹۶). مطالعات نشان داد که فرسودگی می‌تواند تمام مشاغل (مسلش، لیتر و شوفلی، ۲۰۰۸؛ شوفلی و مسلش، ۲۰۱۷) و حتی دانش‌آموزان و دانشجویان را نیز بخاطر شباهت بین وظایفشان با وظایف مطرح در مشاغل مختلف (شوفیلی، مارتینز، پینتو، سالانوا، و باکر[3]، ۲۰۰۲)، درگیر خود کند. بر این اساس، فرسودگی تحصیلی نیز به تبع از فرسودگی شغلی در قالب یک سندرم سه بعدی مفهوم سازی شد: احساس خستگی هیجانی بواسطه الزامات مطالعاتی، نگرشی بدبینانه ای از صرف نظر کردن و کناره گیری، و افت کارایی شخصی در ارتباط با الزامات تحصیلی (شوفلی و تاریس[4]، ۲۰۰۵).

مطالعات همچنین نشان داده‌اند همانند شاغلین، تمام دانش‌آموزان نیز صرف نظر از رشته تحصیلی می‌توانند مبتلابه فرسودگی باشند (دیربی[5] و همکاران، ۲۰۰۶؛ لی و لی[6]، ۲۰۱۸). مهمترین شاخص عینی فرسودگی می‌تواند کاهش معنادار در عملکرد در طول دوره ای چندماهه باشد که به‌صورت کیفیت پایین‌تر عملکرد در انجام تکالیف، افت کارایی، افزایش غیبت، و کاهش رغبت به امور مدرسه توسط معلمان، مدیران، همکلاسی ها و خانواده قابل تشخیص است (شوفلی و مسلش، ۲۰۱۷).

اهمیت فرسودگی تحصیلی در این است که هم موجب افت نتایج تحصیلی در مقطع فعلی و مقاطع بعدی تحصیلی شده و حتی می‌تواند به نقش شغلی نیز تعمیم یابد (تاریس، لی بلانک، شوفلی و اسچروس[7]، ۲۰۰۵). این یافته موجب طرح این ایده شد که فرسودگی می‌تواند فرایندی رشدی را طی کند که از نقش تحصیلی شروع شده و نقش شغلی را نیز تحت‌تأثیر قرار دهد (دیربی و همکاران، ۲۰۰۶؛ ریس، ژانسوپولو و تساویوسی[8]، ۲۰۱۵). البته مطالعات نیز از تشابه

1. Alessandri
2. Schaufeli & Maslach
3. Martinez, Pinto, Salanova, & Bakker
4. Taris
5. Dyrbye
6. Lee
7. Le Blanc, Schaufeli, & Schreurs
8. Reis, Xanthopoulou, & Tsaousis

www.SID.ir

Archive of SID

تجربه فرسودگی بین کارمندان و دانش آموزان/ دانشجویان حمایت کرده اند (ریس، ژانسوپولو، و تسایوسیس[1]، ۲۰۱۵).

براساس تعریفی کاملتر از شوفلی و مسلش (۲۰۱۷) فرسودگی تحصیلی می‌تواند حالتی از خستگی شدید باشد که با (۱) از دست دادن عزت نفس درنتیجه احساس عدم کفایت و نارضایتی در ارتباط با وظایف تحصیلی، (۲) نشانگان چندگانه آشفتگی بدون بیماری قابل تشخیص جسمی؛ و (۳) مشکل در تمرکز، تحریک پذیری، و بدبینی همراه است. تحصیل و مدرسه بافت رشدی مهمی را برای نوجوانان فراهم می‌کند (اکلس[2]، ۲۰۰۴). مشکلات مرتبط با ادراک و تجربیات دانش آموزان نسبت به تحصیل و مدرسه می‌تواند مشکلات سازگاری متعددی را ایجاد کند که شامل مواردی همچون رفتارهای مشکل آفرین داخل و خارج از مدرسه و حتی کاهش کیفیت زندگی (کاسن، جانسون و هن[3]، ۱۹۹۰)، عزت نفس پایین، استرس و خستگی از مدرسه، و افت عملکرد تحصیلی (بیرن، داونپورت، و مازانو[4]، ۲۰۰۷؛ ونتزل، باری و کالدول[5]، ۲۰۰۴) شود. این در حالی است که فرسودگی نیز به عنوان یکی از عوامل تعیین کننده ادراک و تجربیات دانش‌آموزان نسبت به تحصیل و مدرسه معرفی شده است (آن و همکاران، ۲۰۱۸).

از اینرو، فرسودگی تحصیلی به‌عنوان یکی از عوامل تهدید کننده بهداشت روان‌شناختی (گارسیا - لووزکیوردو، ریوز - ریسکیوز، کاریلو - گارسیا، سابوکو - تبار[6]، ۲۰۱۷) و بهزیستی روان شناختی (ریوز - ریسکیوز و همکاران، ۲۰۱۸؛ سنکسون - آردر و ساری[7]، ۲۰۰۹) مشاهده شده است. این سطح اهمیت برای فرسودگی موجب شده است تا تلاش‌های متعددی برای طراحی و توسعه ابزارهای اندازه‌گیری در این حوزه انجام شود.

در میان ابزارها اندازه گیری فرسودگی، سیاهه فرسودگی مسلش[8] (MBI، مسلش، جکسون و لیتر، ۱۹۹۶) که تا سال ۲۰۰۶ حدود ۹۰ درصد از مطالعات مرتبط با فرسودگی را در حوزه نقش کاری بخود معطوف داشته (شیروم و ملامد[9]، ۲۰۰۶) برجسته ترین ابزار ارائه شده بوده است (شوفلی و تاریس، ۲۰۰۵). با هدف ارائه ابزاری در اندازه‌گیری فرسودگی دانش‌آموزان و دانشجویان، سیاهه فرسودگی مسلش - زمینه‌یابی دانش‌آموزان[10] (MBI - SS؛ شوفلی و

1. Le Blanc, Schaufeli, & Schreurs
2. Eccles
3. Kasen, Johnson, & Cohen
4. Byrne, D.G., Davenport, S.C., & Mazanov
5. Wentzel, Barry, & Caldwell
6. García-Izquierdo, Ríos-Risquez, Carrillo-García, & Sabuco-Tebar
7. Cenkseven-Onder & Sari
8. Maslach Burnout Inventory
9. Shirom & Melamed
10. Maslach Burnout Inventory-Student Survey

www.SID.ir

Archive of SID

همکاران، ۲۰۰۲) با اعمال تغییراتی در کلمات سیاهه فرسودگی مسلش - زمینه یابی کلی (شامل مواردی همچون جایگزین کردن مطالعه، دانشگاه یا کلاس به جای کار) ارائه شد. این ابزار فرسودگی را در سه بعد خستگی، بدبینی و افت کارایی می‌سنجد.

سیاهه فرسودگی اولدنبرگ (OLBI؛ دمروتی و همکاران، ۲۰۰۳) یکی از ابزارهای رایج در اندازه‌گیری فرسودگی است که با هدف رفع پاره‌ای مشکلات محتوایی و روش‌شناسی مطرح شده برای ابزارهای قبلی فرسودگی ارائه شد. در این ابزار، فرسودگی به‌عنوان میانگین خستگی (در ابعاد جسمانی، عاطفی، و شناختی) و دلسردی عملیاتی شده است و بعد افت عملکرد کنارگذاشته شده است. شیروم و ملامد (۲۰۰۶) نیز در راستای توسعه نظریه خود ابزار فرسودگی شیروم - ملامد[1] (SMBM) را طراحی کردند که براساس آن فرسودگی به عنوان تخلیه منابع پر انرژی تعریف می‌شود. یکی دیگر از ابزارهای فرسودگی که با هدف اندازه گیری فرسودگی دانش‌آموزان[2] (SBI) نیز ارائه شده، سیاهه فرسودگی مدرسه (سالملا - آرو و ناتانن[3]، ۲۰۰۵) است. این ابزار که در واقع شکل بسط یافته شاخص فرسودگی برگن ۱۵ [4] (15 - BBI) بوده است در سه مؤلفه خستگی هیجانی (۵ ماده)، بدبینی (۴ ماده) و افت کارایی (۶ ماده) طراحی شده است.

همان‌طور که مشخص شد، ابزارهای مختلفی برای اندازه‌گیری فرسودگی ارائه شده‌اند که یکی از دلایل عمده این تعدد و تنوع، چالش‌هایی است که در کفایت ویژگی‌های روانسنجی و بویژه در روایی ساختاری این ابزارها مطرح بوده است. برای مثال، برخی مطالعات حتی کفایت روانسنجی فرم کلی سیاهه فرسودگی مسلش را هم مورد نقد قرار داده‌اند (شوفیلی و همکاران، ۱۹۹۶). هالبسبن و دیمروتی[5] (۲۰۰۵) نشان دادند که این ابزار تنها بعد خستگی هیجانی را می‌سنجد، و کارایی حرفه‌ای که به‌صورت یک سویه جمله‌بندی شده است، به‌عنوان یک زیرمجموعه از خستگی هیجانی قرار می‌گیرد.

در ارتباط با MBI - SS نیز علی رغم شواهد روایی بین فرهنگی، چندین مطالعه از مشکلاتی در روایی ساختاری این ابزار حکایت کرده‌اند (گالان، سانمارتین، پولو، و گینر، ۲۰۱۱؛ گومز، اریکس، براهلر و زنگر، ۲۰۱۳؛ هو و شوفلی، ۲۰۰۹). این موارد نقض شامل افت پایایی و تخطی از ساختار سه بعدی بوده است. حتی سیاهه فرسودگی شغلی اولدنبرگ[6] (دیمروتی، باکر،

1. Shirom-Melamed Burnout Measure
2. School Burnout Inventory
3. Salmela-Aro & Näätänen
4. Bergen Burnout Indicator 15
5. Halbesleben & Demerouti
6. Oldenburg Burnout Inventory

www.SID.ir

Archive of SID

وارداکو و کانتاس[1]، ۲۰۰۳) که به‌منظور رفع محدودیت‌های سیاهه فرسودگی شغلی - زمینه‌یابی کلی (MBI - GS؛ شوفلی و همکاران، ۱۹۹۶) طراحی شد نیز علی رغم شواهدی از پایایی و روایی همزمان، در بازآزمایی های تاییدی نتوانسته روایی ساختاری محکمی را نشان دهد (ریس و همکاران، ۲۰۱۵).

یکی از ایرادات اساسی چه در MBI - GS و چه در MBI - SS این است که زیرمقیاس‌های خستگی هیجانی و بدبینی کاملا به‌صورت معکوس جمله‌بندی شده در حالی که سؤالات افت عملکرد به‌صورت مستقیم جمله‌بندی شده‌اند (دیمروتی، باکر، ناچرینر[2]، و شوفلی، ۲۰۰۱). این مشکل زمانی که عامل سوم هم همجهت با دو عامل قبلی معکوس نمره گذاری شود به‌صورت افزایش غیر طبیعی همبستگی بین سه عامل خود را نشان می‌دهد (شوفلی و سالانوا[3]، ۲۰۰۷). برخی معتقدند که این عیب عامل ایجاد زیرعامل هایی تصنعی است (هالبسلبن و دیمروتی، ۲۰۰۵).

بررسی ۴۵ مطالعه در این زمینه نشان می‌دهد علاوه بر تایید سه عامل اصلی، گروهی از مطالعات به ساختار دو عاملی، چهار عاملی وپنج عاملی و حتی بیش از پنج عامل هم دست یافته‌اند (ورلی، واسر، ویلر، و بارنس[4]، ۲۰۰۸).

مطالعات به‌طور غالب نشان داده‌اند که ظاهرا سندرم اصلی فرسودگی با خستگی هیجانی و بدبینی مشخص شود و افت عملکرد بیشتر به‌عنوان یکی از پیشایندها یا نتایج فرسودگی مطرح باشد تا به‌عنوان یکی از ابعاد آن (تاریس و همکاران، ۲۰۰۵). برای حل این مسئله، کریستنسن، بوریتز، ویلادسن، و چریستنسن[5] (۲۰۰۵) سیاهه فرسودگی کوپنهاگ[6] (CBI) را توسعه دادند. این ابزار فرسودگی را تنها در یک بعد خلاصه می‌کند (یعنی، خستگی جسمانی و ذهنی) و تنها بین خستگی مرتبط با امور شخصی، مرتبط با کار و مرتبط با مراجعین تمایز قایل می‌شود. با این وجود، چندین مطالعه کاهش ساختار فرسودگی به یک بعد را مورد تردید قرار داده‌اند (مسلش و همکاران، ۲۰۰۱؛ مسلش و همکاران، ۲۰۰۸؛ شوفلی و تاریس، ۲۰۰۵). دلیل این تردید بیشتر در این تبیین شده است که برای تمایز بین خستگی مزمن و فرسودگی نیاز است که حداقل بعد خروج و کناره‌گیری نیز به فرسودگی افزوده شود (لاون، هیوابرز، کنوتنروس، و کانت[7]، ۲۰۰۸).

1. Vardakou & Kantas
2. Nachreiner
3. Salanova
4. Worley, Vassar, Wheeler, & Barnes
5. Kristensen, Borritz, Villadsen, & Christensen
6. Copenhagen Burnout Inventory
7. Leone, Huibers, Knottnerus, & Kant

www.SID.ir

Archive of SID

برای رفع مشکل روش‌شناسی در جمله‌بندی گویه‌ها نیز در OLBI؛ گویه‌ها به دو روش مستقیم با معکوس جمله بندی شده‌اند. بر این اساس، فرسودگی را در دو پیوستار می‌توان تعریف کرد: (۱) پیوستار شناسایی یا تطبیق[1] که در یک قطب با دلسردی و در قطب دیگر با سرسپردگی مشخص می‌شود؛ (۲) پیوستار انرژی که در یک قطب با خستگی شدید و در قطب مقابل با قدرت یا نیرومندی[2] مشخص می‌شود (شوفلی و همکاران، ۲۰۰۲). در این مدل بر این ایده تأکید می‌شود که خستگی و کناره گیری (یا دلسردی) پیشایندهای مشترکی ندارند (دمروتی، موسترت[3]، و باکر، ۲۰۱۰). در واقع، این ابزار فرسودگی تحصیلی را شامل پدیده‌ای می‌داند که با احساس خستگی (جسمانی، شناختی و هیجانی) بواسطه الزامات مطالعاتی و نگرش دلسردی و کناره‌گیری از مطالعه دروس خود مشخص می‌شود.

براساس ساختار نظری زیربنای این ابزار (مدل ابزامات - منابع شغلی، دمروتی و همکاران، ۲۰۰۱)، احساس خستگی دانش‌آموزان یا دانشجویان به این دلیل است که آن‌ها سطح الزامات مطالعاتی را رو به افزایش، و کناره گیری یا دلسردی نیز به این دلیل رخ می‌دهد که آن ها سطح منابع مطالعاتی را رو به کاهش ادراک می‌کنند. بر این اساس، دانش آموزان بواسطه مواجهه با سطوح بالایی از الزامات شناختی (شامل، مطالعه، آمادگی برای کلاس و امتحان، تحقیق یا اقدام در محدوده‌های زمانی مشخص) انرژی خود را از دست داده و دچار خستگی می‌شوند. از طرفی، فقدان ابزاری (مثل، کنترل) یا اجتماعی هیجانی (مثل حمایت معلمان و کارمندان مدرسه) می‌تواند دانش‌آموزان را دلسرد کرده و احساس کناره‌گیری از مطالعه و درس هایشان را افزایش دهد. از ویژگی‌های شاخص این ابزار این است که علاوه‌بر خستگی هیجانی، مؤلفه‌های خستگی جسمانی و شناختی را نیز می‌سنجد. این ابزار نیز شواهدی از روایی بین فرهنگی در چند کشور را دارد (ر. ک، هالبسلبن، ۲۰۱۰).

در ایران نیز، مطالعات مختلف از شیوع فرسودگی تحصیلی حکایت داشته اند (خاقانی زاده، سیرتی، عبدی و کاویانی، ۱۳۷۸؛ عکاشه، سپهر منش، و احمدوند، ۱۳۸۹؛ طائی، صافی زاده و دیوسالار، ۱۳۸۹). اهمیت توجه به فرسودگی تحصیلی همان طور که در قسمت های قبلی هم اشاره شد در این است که علاوه‌بر تاثیرات منفی‌ای که فرسودگی تحصیلی می‌تواند بواسطه افت عملکرد تحصیلی در بهزیستی روان‌شناختی و رشد و آینده آن‌ها داشته باشد (کادیم[4] و همکاران، ۲۰۱۶؛ مای، سیبرت، سانچز - گونزالز، و فینچام[5]، ۲۰۱۶؛ شوفلی و همکاران، ۲۰۰۲)، می‌تواند

1. Identification
2. Vigor
3. Mostert
4. Cadime
5. May, Seibert, Sanchez-Gonzalez, & Fincham

www.SID.ir

Archive of SID

زمینه ساز تداوم فرسودگی در نقش کاری نیز باشد (رابینز، رابرتز و ساریس[1]، ۲۰۱۸؛ دوربی و همکاران، ۲۰۰۶) تا آنجایی که پژوهش ها نشان داده است فرسودگی شغلی در غالب موارد می‌تواند به صورت مشکلی مزمن و باثبات جلوه کند که مواجهه مؤثر با آن نیازمند مداخلات در سنین تحصیل در مدرسه و دانشگاه است (ریس و همکاران، ۲۰۱۵؛ رابینز و همکاران، ۲۰۱۸).

بنابراین، اهمیت پرداختن به فرسودگی تحصیلی در دانش آموزان جای بحثی ندارد. اما تا زمانی که مدل و ابزار مناسبی برای اندازه گیری فرسودگی تحصیلی وجود نداشته باشد چنین مهمی محقق نخواهد شد. همان طور که مطرح شد بحث کفایت ویژگی های روانسنجی (بویژه در روایی ساختاری) برای ابزارهای فرسودگی می‌تواند یکی از دغدغه های اصلی باشد. این پژوهش سعی در بررسی کفایت ویژگی‌های روانسنجی MBI - SS به‌عنوان یکی از مهمترین ابزارهای مورد استفاده متخصصین و پژوهشگران ایرانی را در اندازه‌گیری فرسودگی تحصیلی دانش‌آموزان متوسطه دوم دارد. مطالعات مختلفی انجام شده است که نتایج آن می‌تواند به صورت مستقیم یا غیر مستقیم به این پژوهش کمک کند. برای مثال، پرز - مارمول و براون[2] (۲۰۱۸) در نمونه ای از ۲۲۵ دانشجوی استرالیایی دریافتند که MBI - SS ساختاری سه بعدی دارد. آن‌ها شواهدی از روایی ساختاری و پایایی این ابزار ارائه کردند.

سالملا - آرو، کیوریو، لسکینن و نورمی[3] (۲۰۰۹) در نمونه‌ای از ۱۴۱۸ دانش‌آموز نوجوان فنلاندی نشان دادند که نسخه ۹ سوالی SBI از کفایت ساختاری لازم برای سنجش سه عاملی فرسودگی برخوردار است. نتایج آن ها همچنین از کفایت پایایی و همچنین روایی همزمان این ابزار در ارتباط با نشانگان افسردگی، اشتیاق مدرسه و موفقیت تحصیلی حمایت کرد.

در تحلیل عامل تاییدی بدری گرگری، مصرآبادی، پلنگی و فتحی (۱۳۹۱) بر پرسشنامه فرسودگی مدرسه در میان دانش‌آموزان نیز مشخص شد که الگوی سه بعدی نمی‌تواند با داده های به دست آمده از ۵۲۰ آموز کلاس نهمی تبریزی برازش معناداری داشته باشد. البته، در بعد روایی همزمان و پایایی این ابزار کفایت لازم را نشان داد. رستمی، عابدی و شوفلی (۱۳۹۰) در نمونه ای ۲۳۸ نفری از دانشجویان دختر دانشگاه اصفهان به اعتباریابی مقیاس فرسودگی تحصیلی مسلش - فرم دانشجویان پرداختند. نتایج آن ها از کفایت ویژگی های روانسنجی این ابزار (شامل، روایی سازه واگرا و همگرا، پایایی و روایی ساختار عاملی) حمایت کرد. (برای تحلیل عامل از تحلیل مؤلفه‌های اصلی با روش چرخش واریماکس استفاده شده در حالی که ابعاد متمایل هستند. دوم اینکه در نتایج تحلیل عامل بیش از ۵۰ درصد سؤالات (۸ مورد از ۱۵

1. Robins, Roberts, & Sarris
2. Pérez-Mármol & Brown
3. Kiuru, Leskinen, & Nurmi

www.SID.ir

Archive of SID

سوال) بر بیش از یک عامل بار عاملی بالاتر از ۰/۴۰ داشتند). سوم اینکه روش محاسباتی برای بررسی تاییدی پیگیری‌های لازم را نداشت.

هاشمی شیخ شبانی، بذرافکن، و عزیزی (۱۳۹۲) در نمونه‌ای از ۱۲۴ دانشجوی ارشد ویژگی‌های روانسنجی MBI - SS را بررسی کردند. نتایج این مطالعه از ساختار سه عاملی، روایی همزمان در ارتباط با کیفیت تجارب یادگیری و خودکارامدی، و پایایی مناسب برای این ابزار حمایت کرد. همان‌طور که نتایج بررسی مطالعات قبلی نشان می‌دهد، علی رغم اهمیت سنجش فرسودگی در دانش‌آموزان و اینکه MBI - SS به‌عنوان یک گزینه مناسب برای این حوزه، در ایران هنوز در ارتباط با بررسی کفایت ویژگی‌های روانسنجی MBI - SS در دانش‌آموزان اطلاعات مناسبی در اختیار نیست. این در حالی است که بدون در اختیار داشتن شواهد کافی در حمایت از ویژگی های روانسنجی نمی‌توان به نتایج ابزاری اعتماد کرد. از اینرو نیاز است که در این پژوهش با اعتباریابی این ابزار کفایت آن در سنجش فرسودگی دانش آموزان بررسی شود. بنابراین، سوال کلی این پژوهش اینگونه طراحی شد:

ویژگی‌های روانسجی MBI - SS در اندازه‌گیری فرسودگی تحصیلی دانش‌آموزان چگونه است؟

روش پژوهش

این پژوهش از منظر نوع داده، مطالعه ای کمی، و از منظر طرح، پژوهشی توصیفی از نوع آزمون سازی است. این پژوهش از منظر هدف نیز می‌تواند در گروه مطالعات توسعه ای قرار گیرد چون هدف آن به نحوی با ارائه ابزاری جدید (در اینجا، محدود به اعتباریابی ابزار) برای سنجش فرسودگی تحصیلی سروکار دارد.

جامعه، نمونه و روش نمونه‌گیری

جامعه آماری این پژوهش شامل تمام دانش آموزان آموزش متوسطه دوره دوم کشور ایران هستند که در مدارس مختلف تحت نظر آموزش و پرورش در فاصله سال تحصیلی ۹۷ - ۹۶ مشغول به تحصیل بوده اند. نمونه این پژوهش شامل ۸۰۹ دانش آموز کلاس دهمی تا دوازدهمی بودند که به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چند مرحله‌ای از کل کشور انتخاب شدند. بدین صورت که ابتدا استان‌های کشور به چهار خوشه تقسیم (استان‌های شمالی، جنوبی، شرقی و غربی). سپس از هر خوشه دو استان به روش تصادفی ساده (قرعه کشی) انتخاب شدند. حجم نمونه انتخاب شده براساس جدول مورگان به تفکیک هر گروه جنسیتی ۳۸۰ نفر انتخاب شده بود (در مجموع، ۷۶۰

www.SID.ir

Archive of SID

نفر). این حجم بر هشت استان (دو استان از هر یک از چهار خوشه) تقسیم شد (۹۵ نفر به هر استان). به فرض اینکه متوسط هر کلاس ۲۵ نفر دانش آموز داشته باشد، از هر استان ۴ کلاس به روش تصادفی چندمرحله‌ای (قرعه‌کشی ۲ مدرسه برای هر جنسیت و ۲ کلاس از هر مدرسه) انتخاب شدند. بدین صورت، در مجموع ۳۲ کلاس (۱۶ کلاس دختر و ۱۶ کلاس پسر) در پژوهش شرکت داشتند که به دلیل فراتر بودن متوسط جمعیت کلاسی از ۲۵ نفر، در مجموع ۸۵۰ نفر به سؤالات پاسخ دادند. از مجموع ۸۵۴ پرسشنامه جمع آوری شده ۴۵ مورد به دلیل نقص کنار گذاشته شدند و در نهایت ۸۰۹ پرسشنامه وارد تحلیل شدند.

ابزار اندازه گیری

علاوه بر پرسشنامه ویژگی‌های جمعیت‌شناختی سه متغیر دیگر هم اندازه‌گیری شد.

معدل

معدل به صورت خودگزارش‌دهی از طریق گنجاندن یک سوال اندازه گیری شد. در این سوال از دانش آموزان خواسته شد تا آخرین معدل کسب شده خود را به صورت عددی با دو رقم اعشار مشخص کنند. براین اساس معدل به عنوان یک عدد در طیفی از ۰ تا ۲۰ اندازه گیری شد. چون معدل به‌صورت خودگزارشی اندازه‌گیری شده بود، ضرایب پایایی بازآزمایی دو هفتگی (به روش ضرایب پایایی پیرسون بین دو اجرا با فاصله زمانی دو هفته ای) نیز محاسبه شد. همان‌طور که در جدول ۱ نیز مشاهده می‌شود، ضریب همبستگی ۰/۹۸ حکایت از پایایی بسیار خوب در مقیاس طراحی شده برای اندازه‌گیری معدل داشته است.

فرسودگی تحصیلی

فرسودگی تحصیلی با نسخه ویرایش شده سیاهه فرسودگی مسلش - زمینه یابی دانش آموزان (MBI - GS؛ شوفلی و همکاران، ۲۰۰۲) اندازه‌گیری شد. این ابزار شامل سه زیرمقیاس خستگی (۵ گویه)، بدبینی (۴ گویه) سوال و کارایی (۶ گویه) است. همه گویه ها در طیف لیکرتی ۷ درجه‌ای از ۰ (هرگز) تا ۶ (همیشه) نمره گذاری می‌شوند. بنابراین، نمرات این ابزار در طیفی از ۰ تا ۹۰ قرار می‌گیرد. نمرات بالا در خستگی و بدبینی به همراه نمرات پایین در مقیاس کارایی نشان‌دهنده فرسودگی است. نمونه‌ای از سؤالات این ابزار عبارت‌اند از «هنگام مطالعه احساس خستگی می‌کنم». شوفلی و همکاران (۲۰۰۲) شواهدی از کفایت ساختار سه عاملی را برای این ابزار گزارش کردند. آن ها همچنین شواهدی از روایی همزمان این ابزار در ارتباط با عملکرد

www.SID.ir

Archive of SID

تحصیلی ارائه کردند. نتایج مطالعه آن ها همچنین از پایایی مناسب این ابزار حمایت کرد. این ابزار در ایران رستمی و همکاران (۱۳۹۰) و هاشمی شیخ شبانی (۱۳۹۱) به ترتیب، در دانشجویان زن کارشناسی دانشگاه اصفهان، و دانشجویان ارشد دانشگاه علامه طباطبایی اعتباریابی و کفایت نسبی ویژگی‌های روانسنجی آن (شامل، روایی همزمان و پایایی) حمایت شده است. از ویژگی‌های روانسنجی این ابزار در دانش‌آموزان ایرانی اطلاعات مشخصی در دسترس نیست. در این پژوهش، پایایی این ابزار به روش محاسبه همسانی درونی با آلفای کرونباخ ۰/۷۴، ۰/۷۴، ۰/۷۶، ۰/۸۶ و به روش بازآزمایی دو هفته ای ۰/۸۹، ۰/۸۴، ۰/۸۶، و ۰/۸۹ به ترتیب برای زیرمقیاس‌های خستگی، بدبینی، افت کارایی و مجموع مقیاس مشاهده شود (جدول ۱).

اهمالکاری تحصیلی

برای اندازه گیری اهمالکاری تحصیلی از مقیاس اهمالکاری تحصیلی تاکمن[1] (۱۹۹۱) استفاده شد. این ابزار شامل ۱۶ گویه است که هر گویه در مقیاسی ۴ درجه‌ای از ۱ (کاملاً مخالفم) تا ۴ (کاملاً موافقم) نمره گذاری می‌شود. طیف نمره قابل مشاهده در این ابزار از ۱۶ تا ۶۴ است. نمونه‌ای از سؤالات این ابزار عبارت است: «انجام کارهای مهم را بی جهت به تأخیر می‌اندازم». تاکمن (۱۹۹۱) علاوه بر ارائه شواهدی از روایی این ابزار در ارتباط با انجام تکالیف خانگی (۰/۵۴ - =r) و پایایی خوب آن (۰/۸۶=α) که توسط تاکمن (۱۹۹۱) ارائه شده است، در جندین مطالعه دیگر، بویژه در پژوهش‌های داخل ایران نیز شواهدی از کفایت ویژگی‌های روانسنجی این ابزار ارائه شده است (برای مثال، کاظمی، فیاضی، و کاوه، ۱۳۸۹). در این پژوهش، ضریب همسانی درونی با آلفای کرونباخ برای این ابزار ۰/۸۴ محاسبه شد (جدول ۱) که نشان دهنده پایایی خوب این ابزار بوده است.

روش تجزیه و تحلیل

برای تحلیل عامل تاییدی از نرم افزار AMOS استفاده شد. چون براساس مبنای نظری (شوفلی و همکاران، ۲۰۰۲) نمرات ابعاد فرسودگی قابل جمع است و بنابراین، ابعاد این ابزار متمایل هستند. پس تحلیل اکتشافی ساختار این ابزار با روش تحلیل عامل با چرخش متمایل دایرکت آبلیمین[2] (۰=دلتا) انجام شد. برای محاسبه روایی ملاکی همزمان، ضرایب همبستگی پیرسون

1. Tuckman
2. Principal Axis Factoring; Direct Oblimin (Delta= 0)

www.SID.ir

Archive of SID

بین نمرات این ابزار با معدل و اهمالکاری تحصیلی محاسبه شد. برای محاسبه پایایی نیز از دو روش محاسبه همسانی درونی با آلفای کرونباخ و بازآزمایی (ضرایب همبستگی پیرسون بین نمرات MBI - SS دانش‌آموزان در فاصله زمانی دو هفته ای) استفاده شد.

یافته‌های پژوهش

در نمونه نهایی، ۴۰۲ نفر دختر (۴۹/۷۰ ٪) و ۴۰۷ پسر (۵۰/۳۰ ٪)؛ ۲۸۶ نفر (۳۵/۴۰ ٪) کلاس دهمی، ۲۶۵ نفر (۳۲/۸۰ ٪) کلاس یازدهمی، ۲۵۸ نفر (۳۱/۸۰ ٪) کلاس دوازدهمی بودند. از این نمونه، ۹۸ نفر (۵۷ دختر و ۴۱ پسر) MBI - SS را به همراه مقیاس اهمالکاری تحصیلی، و ۸۶ نفر (۴۵ دختر و ۴۱ پسر) MBI - SS را در دو مرحله با فاصله زمانی دو هفته‌ای پاسخ دادند. دامنه سنی این دانش‌آموزان نیز در طیف ۱۴ تا ۱۹ سال بود (M=۱۷/۲۱؛ SD=۱/۰۶).

جدول ۱: آماره‌های توصیفی، ضرایب همبستگی و ضرایب پایایی متغیرهای پژوهش را نشان می‌دهد.

	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۱. فرسودگی - خستگی	-					
۲. فرسودگی - بدبینی	۰/۸۲***	-				
۳. فرسودگی - افت کارایی	۰/۴۳***	۰/۴۳***	-			
۴. نمره کلی فرسودگی	۰/۹۰***	۰/۸۸***	۰/۷۴***	-		
۵. اهمالکاری تحصیلی	۰/۳۸***	۰/۴۰***	۰/۲۷**	۰/۴۲***	-	
۶. معدل[a]	- ۰/۳۳*** (- ۰/۵۱ ـ ۰/۱۴)	- ۰/۲۵* (- ۰/۴۲ ـ ۰/۰۷)	- ۰/۴۶*** (- ۰/۶۰ ـ ۰/۳۰)	- ۰/۴۲*** (- ۰/۵۸ ـ ۰/۲۲)	۰/۰۰۱ (۰/۱۹ ـ ۰/۲۰)	-
میانگین[b]	۱۷/۵۹ (۱۱/۰۱)	۱۲/۴۰ (۷/۱۴)	۱۹/۳۲ (۱۱/۶۵)	۴۹/۳۱ (۲۹/۸۰)	۳۸/۶۷	۱۷/۶۷
انحراف معیار[b]	۷/۴۴ (۶/۸۳)	۶/۳۲ (۵/۶۱)	۸/۱۰ (۷/۳۹)	۱۸/۲۸ (۱۷/۷۲)	۶/۰۱	۱/۵۳
کجی[c]	۱/۳۱ (۰/۳۲)	۱/۴۸ (۰/۳۶)	۰/۳۹ (۰/۱۰)	۱/۴۸ (۰/۳۶)	- ۰/۳۰ (- ۱/۲۴)	- ۲/۲۳ (- ۰/۵۴)
کشیدگی[d]	۱/۳۶- (- ۰/۶۶)	۱/۵۶- (- ۰/۷۶)	۱/۸۲- (- ۰/۸۸)	۱/۷۲- (- ۰/۸۴)	- ۱/۳۴ (- ۰/۶۵)	۲/۱۱ (۱/۰۲)
پایایی[e]	۰/۷۴ (۰/۸۹***)	۰/۷۴ (۰/۸۴***)	۰/۷۶ (۰/۸۶***)	۰/۸۶ (۰/۸۹***)	۰/۸۴	(۰/۹۸***)

نکته. *: ۰/۰۵>α>۰/۰۱؛ **: ۰/۰۱>α>۰/۰۰۱؛ ***: ۰/۰۰۱>α.

A

. مقادیر داخل پرانتز نشان دهنده کران بالا و کران پایین ضرایب همبستگی در فاصله اطمینان ۰/۹۵ درنتیجه خودگردان سازی با ۲۰۰۰ نمونه‌گیری است.

b: در فرسودگی تحصیلی مقادیر داخل پرانتز بر حسب N=۸۵۴ و مقادیر خارج بر حسب

www.SID.ir

Archive of SID

N=۹۸؛ اهمالکاری تحصیلی: N=۹۸؛ معدل: N=۹۸.

c. مقادیر داخل پرانتز: آماره کجی؛ مقدار خارج برانتز: z یا حاصل تقسیم آماره بر خطای معیار (SE=۰/۲۵).

d. مقادیر داخل پرانتز: آماره کشیدگی؛ مقدار خارج برانتز: z یا حاصل تقسیم آماره بر خطای معیار (SE=۰/۴۹).

e. مقادیر داخل پرانتز: ضرایب بازآزمایی دو هفته ای (N=۸۶)؛ مقادیر خارج پرانتز: ضرایب آلفای کرونباخ.

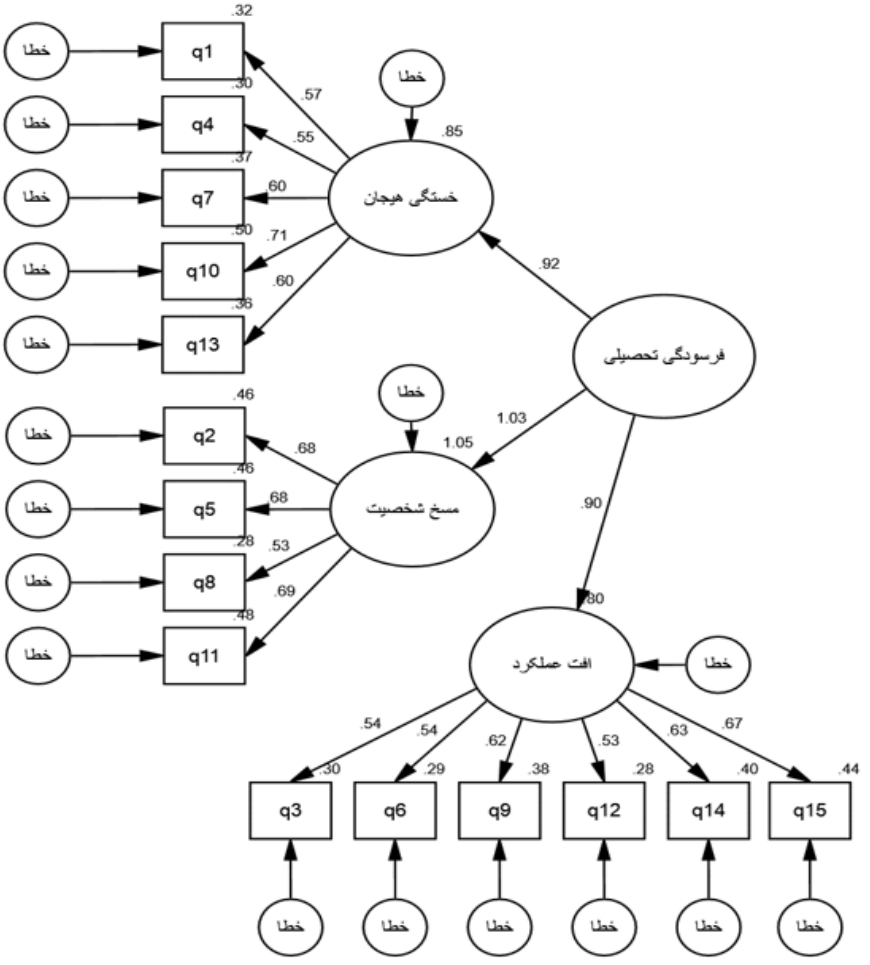
نتایج جدول ۱ در ادامه به ترتیب، متناسب با فرضیه‌های پژوهش بحث شده است.

فرضیه اول: مدل مشتمل بر سه عامل مرتبط با هم شامل خستگی، بدبینی، و حس بی کفایتی می‌تواند پدیده فرسودگی تحصیلی دانش‌آموزان متوسطه دوم ایران را بخوبی تبیین کند.

همان‌طور که خروجی نتایج محاسبات تحلیل عامل تاییدی MBI - SS با استفاده از نرم افزار AMOS در شکل ۱ و جدول ۲ نشان می‌دهد، مدل مفهومی MBI - SS برازش نسبتاً ضعیفی با داده های پژوهش نشان داده است. ضرایب استاندارد شکل ۱ نشان می‌دهد که متغیرهای اندازه‌گیری شده مربوط به سؤالات و سه متغیر مکنون مرتبط با خرده عامل‌ها به‌صورت متوازن در متغیر مکنون مربوط به فرسودگی بار عاملی نشان نداده‌اند.

www.SID.ir

Archive of SID



شکل ۱: محاسبه برازش مدل مفهومی با داده‌های حاصل از اجرای سیاهه فرسودگی مسلش - زمینه‌یابی دانش‌آموزان.

از طرفی، در جدول ۲ نیز، مقایسه مقادیر مورد انتظار برای برازش با مقادیر مشاهده شده نشان می‌دهد که تنها در شاخص های برازش نسبی تا حدودی سطح شاخص های مشاهده شده به سطوح مورد انتظار برازش نزدیک بوده است به نحوی که در سه شاخص NFI، RFI، و TLI مقادیر مشاهده شده اندکی پایین‌تر از سطح مورد انتظار (۰/۹۰≤) بوده (NFI=۰/۸۸؛ RFI=۰/۸۵؛ TLI=۰/۸۸) اما در دو شاخص IFI و CFI مقایر مشاهده شده در حد مورد انتظار بوده است (TLI=۰/۹۰؛ CFI=۰/۹۰). در شاخص‌های برازش مطلق (χ2/df؛ p؛ SRMR؛

www.SID.ir

Archive of SID

AGFI) و شاخص های برازش مقتصد (RMSEA و PCLOSE) مقادیر مشاهده شده در حد مورد انتظار برازش نبوده‌اند.

جدول ۲: نتایج محاسبه برازش مدل پرسشنامه فرسودگی تحصیلی با داده ها.

PCLOSE	RMSEA	CFI	TLI	IFI	RFI	NFI	AGFI	SRMR	P	2/dfχ	df	2χ	
>۰/۰۵	<۰/۰۸	≥۰/۹۰	≥۰/۹۰	≥۰/۹۰	≥۰/۹۰	≥۰/۹۰	≥۰/۹۰	<۰/۰۸	>۰/۰۵	<۵	-	-	*
۰/۰۰۱	۰/۰۸	۰/۹۰	۰/۸۸	۰/۹۰	۰/۸۵	۰/۸۸	۰/۸۹	۰/۰۵۰	<۰/۰۰۱	۵/۲۰	۸۷	۴۵۲/۱۷	۱

*. مقادیر مورد انتظار برای برازش مدل براساس پیشنهاد دیلالا[1] (۲۰۰۰، ص ۴۵۲).

برای رسیده به درک روشن‌تر از دلیل عدم برازش، دیتا مجدد با استفاده از نرم افزار SPSS به روش تحلیل عامل اکتشاف (چرخش متمایل دایرکت آبلیمین) محاسبه شد. همان‌طور که نتایج آزمون کرویت بارتلت نشان می‌دهد، نمونه پژوهش کفایت لازم برای این محاسبات را داشته است: KMO=۰/۹۲؛ p<۰/۰۰۱.

جدول ۳: نتایج آزمون کرویت بارتلت برای محاسبه کفایت حجم نمونه در تحلیل اکتشافی.

Sig.	Df	2χ	KMO
<۰/۰۰۱	۱۰۵	۳۶۶۴/۳۱	۰/۹۲

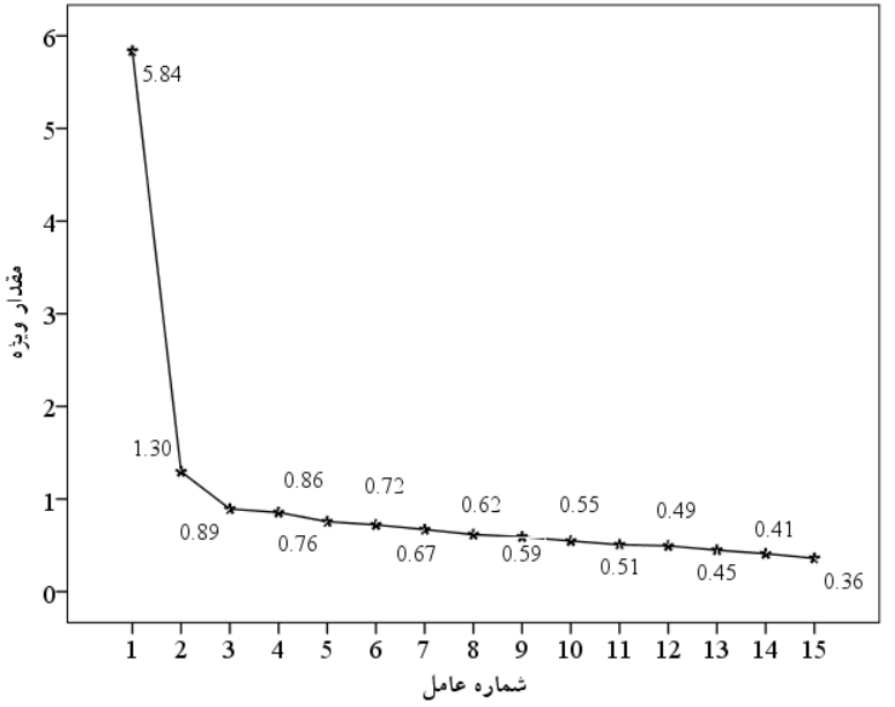
نکته. N=۷۴۲ (۳۲۱ دختر و ۴۲۳ پسر)؛

همان‌طور که نتایج گزارش شده در شکل ۲ نشان می‌دهد، تنها دو عامل با مقدار ویژه بالاتر از ۱ در ساختار سؤالات MBI - SS مشاهده شده‌اند.

1. Dilalla

www.SID.ir

Archive of SID



از طرفی، همان‌طور که نتایج جدول ۴ نیز نشان می‌دهد، عامل اول با مقدار ویژه ۵/۸۴ در حدود ۴۲ درصد و عامل دوم با مقدار ویژه ۱/۳۰ در حدود ۹ درصد (و در مجموع ۵۱ درصد) از واریانس سؤالات را تبیین کرده‌اند.

جدول ۴: بارهای عاملی سؤالات MBI - SS در دو عامل استخراجی، و نقش هر عامل در تبیین واریانس سوالات.

سوال	عامل ۱	عامل۲
۱۰. مطالعه و حضور در کلاس برای من تنش زاست.	۰/۷۱	-
۵. اشتیاق من نسبت به مطالعه کم شده است.	۰/۷۱	-
۲. از زمانی که ثبت نام در مدرسه اشتیاقم به مطالعه کم شده است.	۰/۶۷	-
۱. احساس می‌کنم مطالعه مطالب درسی من را از نظر هیجانی خسته می‌کند.	۰/۶۳	-
۱۳. هنگام مطالعه احساس خستگی می‌کنم.	۰/۵۹	-
۱۱. در مورد اهمیت تحصیل تردید دارم.	۰/۵۹	-
۱۴. در طول مدرسه چیزهای جالب زیادی در مدرسه آموخته‌ام (-)	۰/۵۹	-

www.SID.ir

Archive of SID

سوال	عامل ۱	عامل۲
۴. بعد از برگشتن از مدرسه احساس می‌کنم مورد سوء استفاده قرار گرفته ام.	۰/۵۴	-
۷. هر روز که از خواب بیدار می‌شود تصور اینکه باید به مدرسه بروم حال من را می‌گیرد.	۰/۵۳	-
۸. در مورد مفید و مؤثر بودن تحصیلاتم بدبین هستم.	-	۰/۶۹
۱۵. از اینکه در انجام تکالیف درسی موفق هستم احساس اعتماد بنفس می‌کنم (-)	-	۰/۶۹
۶. باورم این است که در کلاس هایم حضور موثری دارم (-).	-	۰/۶۰
۳. می‌توانم به‌طور مؤثر مشکلاتی را که در تحصیلاتم به وجود می‌آیند حل کنم (-)	-	۰/۶۰
۹. به‌نظر خودم دانش‌آموز خوبی هستم (-).	-	۰/۴۹
۱۲. هنگام دستیابی به ارزوهایم با انگیزه می‌شود (-).	-	۰/۴۵
مقادیر ویژه	۵/۸۴	۱/۳۰
درصد واریانس تبیینی	۴۱/۵۷	۹/۴۳
درصد تجمیعی	۴۱/۵۷	۵۱/۰۰

نکته: N=۸۵۴.

همچنین نتایج جدول ۴ نیز می‌دهد، همه سؤالات حداقل در یکی از دو عامل بار عاملی بالاتر از ۰/۴۰ داشته اند. از طرفی، هیچ یک از سؤالات در هردو عامل بارعاملی بزرگتر یا مساوی ۰/۴۰ نداشته است. بر این اساس، عامل اول متشکل از ۹ سوال (به ترتیب بیشترین بار عاملی: سوال ۱۰، ۵، ۲، ۱، ۱۳، ۱۱، ۱۴، ۴ و ۷) و عامل دوم متشکل از ۶ سوال (به ترتیب بیشترین بار عاملی: سؤالات ۸، ۱۵، ۶، ۳، ۹ و ۱۲) بوده است. بر این اساس، زیر مقیاس بدبینی (مسخ شخصیت) در دو عامل دیگر محو شده است. عامل اول شامل تمام سؤالات زیرمقیاس خستگی هیجانی بعلاوه ۳ سوال از بدبینی (مسخ شخصیت) (سوالات ۵، ۲، ۱۱) و یک سوال از افت عملکرد (سوال ۱۴)، و عامل دوم شامل ۵ مورد از ۶ سوال اصلی زیرمقیاس افت عملکرد (۳، ۶، ۹، ۱۲، ۱۵) و یک سوال از زیرمقیاس بدبینی (مسخ شخصیت) (سوال ۸) بوده است.

بنابراین، ساختار سؤالات MBI - SS در اندازه‌گیری فرسودگی تحصیلی دانش‌آموزان ایران بجای سه عامل، از الگویی دو عاملی تبعیت کرده است.

فرضیه دوم: MBI - SS از روایی همزمان مناسبی در ارتباط با معدل (رابطه منفی)، اهمالکاری تحصیلی و افسردگی (رابطه مثبت) برخوردار است.

در جدول ۱، ضرایب همبستگی بین معدل و اهمالکاری با زیرمقیاس‌های فرسودگی محاسبه شده است. قبل از محاسبه ضرایب همبستگی پیرسون، پیش فرض نرمال بودن توزیع متغیرها محاسبه شده است. همان‌طور که در جدول ۱ مشخص شده است، مقادیر Z کجی در زیرمقیاسها خستگی ($Z_{(۰/۳۲)}$=۱/۳۱)، بدبینی ($Z_{(۰/۳۶)}$=۱/۴۸)، افت عملکرد ($Z_{(۰/۱۰)}$=۰/۳۹)، نمره کلی

www.SID.ir

Archive of SID

فرسودگی (۱/۴۸=$Z_{(۰/۳۶)}$)، و در اهمالکاری (۰/۳۰ - =$Z_{(-۱/۲۴)}$) کمتر از ۱/۹۶ بوده است. مقادیر Z کشیدگی نیز در زیرمقیاسها خستگی (۱/۳۶ - =$Z_{(-۰/۶۶)}$)، بدبینی (۱/۵۶ - =$Z_{(-۰/۷۶)}$)، افت عملکرد (۱/۸۲ - =$Z_{(-۰/۸۸)}$)، نمره کلی فرسودگی (۱/۷۲ - =$Z_{(-۰/۸۴)}$)، و در اهمالکاری (۱/۳۴ - =$Z_{(-۰/۶۵)}$) کمتر از ۱/۹۶ بوده است که براساس پیشنهاد فیلد (۲۰۱۳) این مقادیر برای نمونه‌های زیر ۱۰۰ نفر می‌تواند نشان‌دهنده عدم تخطی معنادار از منحنی توزیع نرمال باشد. بنابراین، استفاده از ضریب همبستگی پیرسون برای این متغیرها مجاز بوده است. اما در معدل، هم مقدار Z کجی (۲/۲۳ - =$Z_{(-۰/۵۴)}$) و هم Z کشیدگی (۲/۱۱ - =$Z_{(-۱/۰۲)}$) بالاتر از ۱/۹۶ بوده است. با توجه به اینکه حجم نمونه نزدیک به ۱۰۰ نفر بوده و برای نمونه بالای ۱۰۰ نفر، بجای ۱/۹۶، ۲/۵۴ به‌عنوان مرز تخطی از منحنی نرمال پیشنهاد شده (فیلد، ۲۰۱۳)، و از طرفی، مقادیر Z کجی و کشیدگی کمتر از ۲/۵۴ بوده می‌توان انتظار داشت با خودگردان سازی[1] (با ۲۰۰۰ نمونه‌گیری در فاصله اطمینان ۰/۹۵) بتوان تأثیر کجی و کشیدگی مشاهده شده را بر دقت محاسبات ضریب همبستگی پیرسون جبران کرد.

همان طور که نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد، همسو با انتظار اهمالکاری با خستگی ($r_{(۹۸)}$=۰/۳۸ ؛p<۰/۰۰۱)، بدبینی ($r_{(۹۸)}$=۰/۴۰ ؛p<۰/۰۰۱)، افت کارایی (p=۰/۰۰۷؛ $r_{(۹۸)}$=۰/۲۷)، و نمره کلی فرسودگی ($r_{(۹۸)}$=۰/۴۲ ؛p<۰/۰۰۱) مثبت و معنادار بوده است. همسو با انتظار، معدل نیز با خستگی ($r_{(۹۸)}$= - ۰/۳۳ ؛p<۰/۰۰۱)، بدبینی ($r_{(۹۸)}$= - ۰/۲۵ ؛p=۰/۰۱)، افت کارایی ($r_{(۹۸)}$= - ۰/۴۶ ؛p<۰/۰۰۱) و نمره کلی فرسودگی ($r_{(۹۸)}$= - ۰/۴۲ ؛p<۰/۰۰۱) روابطی منفی و معنادار نشان داده است. این شواهد حکایت از روایی ملاکی همزمان مناسب MBI - SS در اندازه‌گیری فرسودگی تحصیلی دانش‌آموزان داشته است.

فرضیه سوم: سیاهه فرسودگی مدرسه از پایایی مناسبی در اندازه‌گیری فرسودگی تحصیلی برخوردار است.

همان طور که نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد، هم ضرایب همسانی درونی آلفا کرونباخ و هم ضرایب باز آزمایی برای هر سه زیر مقیاس خستگی (α=۰/۷۴؛ $r_{(۸۶)}$=۰/۸۹)، بدبینی (α=۰/۷۴؛ $r_{(۸۶)}$=۰/۸۴)، افت کارایی (α=۰/۷۶؛ $r_{(۸۶)}$=۰/۸۶) و همچنین برای مجموع مقیاس فرسودگی (α=۰/۸۶؛ $r_{(۸۶)}$=۰/۸۹) بالاتر از ۰/۷۰ بوده است. این شواهد حکایت از پایایی خوب MBI - SS در اندازه‌گیری فرسودگی تحصیلی دانش‌آموزان داشته است.

1. Bootstrapping

www.SID.ir

Archive of SID

بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش سعی در آزمون اعتمادپذیری MBI - SS در اندازه‌گیری فرسودگی تحصیلی دانش‌آموزان ایرانی داشت. نتایج تحلیل عامل تاییدی نشان داد مطابق با ادعای طرح شده در مدل مفهومی، سؤالات این ابزار تفاوت‌های لازم را برای قرار گرفتن در سه عامل نداشته‌اند. به عبارتی، مدل سه عاملی فرسودگی با داده‌های حاصل از اندازه‌گیری فرسودگی دانش‌آموزان ایرانی با MBI - SS برازش مناسب را نشان نداده است.

نتایج تحلیل اکتشافی نشان داد که مدل دو عاملی می‌تواند ارائه بهتری از ساختار پاسخ‌های دانش‌آموزان ایرانی به سؤالات MBI - SS ارائه دهد. از این رو، نتایج مطالعه حاضر در این حوزه متفاوت با نتایج شوفلی و همکاران (۲۰۰۲)، رستمی و همکاران (۱۳۹۰) و بدری گرگری و همکاران (۱۳۹۱) بوده است. در مقابل نتایج این پژوهش از این منظر که ساختار سه عاملی فرسودگی، بویژه آن گونه که توسط MBI - SS اندازه‌گیری می‌شود را به چالش کشیده است همسو با نتایج مطالعات گالان و همکاران (۲۰۱۱)، گومز و همکاران (۲۰۱۳)، هو و شوفلی (۲۰۰۹) و ورلی و همکاران (۲۰۰۸) بوده است. در این مطالعات نیز مشخص شد ساختار سه بعدی MBI - SS از ثبات و تکرار پذیری لازم در مطالعات مختلف برخوردار نیست.

البته در ارتباط با مقایسه نتایج این مطالعه به دو مطالعه داخلی، یعنی مطالعه رستمی و همکاران (۱۳۹۰) و بدری گرگری و همکاران (۱۳۹۱) نکاتی مهمی باید خاطر نشان شود. اول اینکه، در مطالعه رستمی و همکاران، MBI - SS در جامعه آماری دانشجویان اعتباریابی شده بود که بخشی از این نمونه شامل دانشجویان مقطع ارشد نیز بوده است. این درحالی است که با توجه به فاصله سنی این جامعه با جامعه آماری دانش‌آموزان می‌توان عامل رشد را در تبیین تفاوت نتایج این مطالعه با مطالعه رستمی و همکاران دخیل دانست. همان‌طور که کادیم و همکاران (۲۰۱۶)، مای و همکاران (۲۰۱۶) و شوفلی و همکاران (۲۰۰۲) نیز خاطر نشان می‌کنند، حداقل در بعد کمی (سطح و دامنه)، فرسودگی می‌تواند تابع رشد باشد. به نحوی که میزان و دامنه فرسودگی می‌تواند از نقش تحصیلی و دانش‌آموزی افزایش یافته و سطوح بالاتری از فرسودگی را در دامنه وسیع‌تری از نقش‌های زندگی، بویژه نقش کاری درگیر کند.

اما آنچه که از مضامین یافته این پژوهش بر می‌آید این است که تغییرات رشدی فرسودگی می‌تواند کیفی نیز باشد به این نحو که ساختار فرسودگی را هم درگیر سازد. بر این اساس، دانش‌آموزان که از نظر سنی پایین‌تر از دانشجویان و افراد شاغل هستند ممکن است به تمایز شناختی لازم برای تفکیک سه بعد فرسودگی دست نیافته باشند. این ایده از این جهت می‌تواند قابل بررسی باشد که چند مورد از مطالعات دیگر نیز بویژه در ارتباط با دانش آموزان ایده تک بعدی بودن فرسودگی را مطرح کرده و براساس این ایده به اندازه گیری فرسودگی تحصیلی

www.SID.ir

Archive of SID

دانش‌آموزان پرداخته‌اند (مثل، کریستنسن و همکاران، ۲۰۰۵). البته این ایده نیازمند بررسی دقیق‌تر در مطالعات بعدی است.

نکته دوم که در مقایسه نتایج این مطالعه با نتایج مطالعه رستمی و همکارن (۱۳۹۱) مطرح است این است که آن‌ها برای تحلیل عامل تاییدی MBI - SS از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی با چرخش متعامد واریماکس استفاده کرده‌اند. این در حالی است که نه تحلیل مؤلفه‌های اصلی روش مناسبی برای این کار است (باید از روش بیشینه احتمال یا تحلیل عامل استفاده شود) و نه چرخش متعامل واریماکس. همان‌طور که در مدل مفهومی فرسودگی نیز تأکید شده است، ابعاد فرسودگی نسبت به هم متمایل و نمرات آن‌ها قابل جمع است. بنابراین، چرخش متعامد نمی‌تواند روشی مناسب باشد. در مقابل، نتایج تحلیل اکتشافی این مطالعه براساس تحلیل عامل و چرخش متمایل محاسبه شده است. همچنین این نکته که رستمی و همکاران از تحلیل عامل تاییدی با SPSS استفاده کرده‌اند و نتایج این مطالعه با AMOS بوده نیز می‌تواند تا حدودی تبیین کننده تفاوت در نتایج باشد. نرم افزار AMOS نسبت به SPSS براورد دقیق‌تری از تعامل بین متغیرها ارائه می‌کند. شاید اگر رستمی و همکاران بجای تحلیل مؤلفه‌های اصلی به روش تاییدی از تحلیل عامل به روش اکتشافی استفاده می‌کردند تا حدودی نتایج آن‌ها متفاوت می‌شد.

در مقایسه با نتایج مطالعه بدری گرگری و همکاران (۱۳۹۱) نیز چند نکته قابل بررسی است. اول اینکه آن‌ها از پرسشنامه فرسودگی مدرسه استفاده کرده‌اند. از این رو، تفاوت در نتایج می‌تواند به‌دلیل تفاوت در ابزار اندازه‌گیری باشد. اما نکته مهم‌تر این است که حتی در مدل تاییدی آن‌ها نیز، مدل مفهومی برازش مناسبی با داده‌ها نشان نداده بود و آن‌ها برای بهبود شاخص‌ها با اعمال کواریانس بین مقادیر خطای سؤالات مدل را اصلاح کرده و شاخص‌های مدل اصلاح شده را به‌عنوان شاهدی از برازش مدل مفهومی خود مبنا قرار داده بودند. این در حالی است که اعمال کواریانس بین مقادیر خطا، مدل مفهومی را در این پژوهش نیز می‌توانست به نقطه برازش نزدیک کند. اما این کار تفسیر پذیری نتایج را دشوار می‌کند و پژوهشگر و خواننده نمی‌توانند به تبیین درستی از یافته‌ها برسند. البته، در روش اجرای ابزارها نیز می‌تواند تفاوت‌هایی بین این مطالعه با دو مطالعه فوق وجود داشته باشد که بتواند تبیین کننده تفاوت در نتایج باشد. در هرصورت، بدون انجام مطالعات بیشتر نمی‌توان به تبیین و نتیجه‌گیری مناسبی دست یافت.

تبیین اساسی‌تری که می‌توان برای تفاوت بین یافته‌های این پژوهش با یافته شوفلی و همکاران (۲۰۰۲) ارائه کرد می‌تواند این باشد که شاید ماهیت واقعی فرسودگی (حداقل در دانش‌آموزان ایرانی) تک بعدی باشد. همان‌طور که در پیشینه نیز خاطر نشان شد، دسته‌ای از

www.SID.ir

Archive of SID

مطالعات (چریستنسن و همکاران، ۲۰۰۵) بر این ایده پافشاری می‌کنند که فرسودگی یک بعد اساسی دارد و آن خستگی است. حال، خستگی به چند زیربعد تقسیم شود. تاریس و همکاران (۲۰۰۵) به‌عنوان حامیان اصلی ایده کاهش ابعاد فرسودگی معتقداند که افت کارایی نمی‌تواند جزء ابعاد واقعی فرسودگی باشد. براساس ایده آنها، افت کارایی می‌تواند به‌عنوان یکی از پیشایندهای و یا پسایندهای فرسودگی باشد. این ایده تا حدودی با یافته‌های این پژوهش نیز قابل حمایت است. اگر به نتایج گزارش شده در جدول ۱ نگاه کنیم مشخص می‌شود که بعد افت عملکرد نسبت به دو بعد دیگر فرسودگی، همبستگی کمتری با نمره کل دارد. این در حالی است که در مقایسه با بعد بدبینی یا شخصیت زدایی و حتی نسبت به بعد خستگی، بعد افت کارایی تعداد سؤالات بیشتری دارد. منطقاً، در چنین شرایطی انتظار می‌رود بعدی که سؤالات بیشتری داشته باشد همبستگی بیشتری با نمره کل داشته باشد.

اما نتایج جدول ۱ عکس این انتظار را نشان می‌دهد. بنابراین می‌توان چنین تبیین کرد که دلیل این پدیده می‌تواند در استقلال بعد افت کارایی از فرسودگی باشد. در مدلهای رشدی فرسودگی (مسلش و همکاران، ۲۰۰۱) چندین مدل براساس تقدم و تاخر ابعاد فرسودگی ارائه شده است. برای مثال، مسلش و همکاران (۲۰۰۱) با استناد به پژوهشی که بر روی پرستاران انجام داده‌اند یک مدل را اینگونه فرض کرده‌اند که خستگی به‌دلیل فشار نقش و الزامات زیادی آن می‌تواند به شخصیت زدایی و بدبینی منجر شود و بدبینی نیز به نوبه خود افت کارایی را موجب شود. براساس این مدل، ایده تاریس و همکاران (۲۰۰۵) و یافته‌های این پژوهش، می‌توان چنین استنباط کرد که افت کارایی می‌تواند یکی از نتایج فرسودگی باشد. البته، شواهدی هم ممکن است باشد که افت کارایی را پیش بین فرسودگی نشان دهد.

در مجموع، اگر بپذیریم که بعد افت کارایی مستقل از ساختار فرسودگی است، می‌توان با استناد به ایده چریستینسن و همکاران (۲۰۰۵) چنین استنباط کرد که ساختار فرسودگی یک بعدی است. زیرا، همانگونه که نتایج پژوهش همسو با چریستینسن وهمکاران نشان داد، غالب سؤالات بدبینی (۳ سوال) با سؤالات خستگی (۵ سوال) در یک عامل بار نشان دادند. حال اگر بپذیریم که بعد دوم که تقریباً منحصر به تمام سؤالات افت کارایی بود و تنها ۹ درصد از واریانس سؤالات را تبیین می‌کرد مستقل از ساختار فرسودگی است، می‌توان نتیجه گرفت که حداقل در ساختار فرسودگی تحصیلی دانش‌آموزان ایرانی، فرسودگی متغیری تک بعدی است. البته رسیدن به این نتیجه به چندین مطالعه دقیق‌تر دیگر نیاز دارد.

از دیگر نتایج این مطالعه، مشاهده همبستگی منفی معنادار بین فرسودگی و معدل، و همبستگی مثبت و معنادار بین فرسودگی و اهمالکاری بود که از این یافته‌ها وجود سطح مناسب روایی ملاکی همزمان برای MBI - SS استنباط شد. این یافته همسو با مطالعات قبلی، بویژه

www.SID.ir

Archive of SID

شوفلی و همکاران (۲۰۰۲) و مسلش و همکاران (۲۰۰۱)، مسلش و همکاران (۲۰۰۸) بوده است. مسلش و همکاران (۲۰۰۱، ۲۰۰۸) معتقدند که یکی از نتایج فرسودگی شامل اختلال عملکرد است. بدین صورت که، افراد فرسوده بعد از مدتی از تداوم فرسودگی در انجام وظایف تحصیلی یا شغلی خود دچار اختلال می‌شوند. در این مطالعه نیز مشخص شد که فرسودگی با اهمالکاری (که به نوعی اختلال در عملکرد است) رابطه مثبتی دارد.

هر چند این مطالعه چون به‌صورت آزمایشی و طولی نبوده، به خودی خود نمی‌تواند تأییدگر استنباط‌های علی باشد، اما وقتی نتایج این مطالعه را در کنار پیشینه (مسلش و همکاران، ۲۰۰۱؛ ۲۰۰۸) قرار می‌دهیم می‌توانیم یافته پژوهش را اینگونه تبیین کنیم که دانش‌آموزانی که فرسودگی تحصیلی را برای مدتی نسبتاً طولانی تجربه کنند، نسبت به انجام وظایف و تکالیف درسی خود میل به تعلل ورزی و اهمالکاری پیدا می‌کنند به‌طوری که دایم مسئولیت‌های خود را به زمان دیگری به تاخیر می‌اندازند و بیشتر آن ها را در حال انجام تکالیف در دقیقه نود مشاهده خواهیم کرد. اگر رابطه منفی بین معدل و فرسودگی تحصیلی را هم در نظر بگیریم، باز هم نتایج پژوهش حامی یافته های مسلش و همکاران (۲۰۰۱، ۲۰۰۸) در خصوص منتج شدن فرسودگی به افت عملکرد خواهد بود. به بیان دقیق تر، وقتی که دانش آموزان برای مدتی دچار فرسودگی تحصیلی باشند این می‌تواند عملکرد تحصیلی و به تبع آن، سطح نمرات آن ها در دروس شان را نیز کاهش دهد.

خستگی موجب می‌شود تا دانش‌آموزان خود را از نظر هیجانی و شناختی از تحصیل دور کنند. این باعث می‌شود که سطح یادگیری آن‌ها کاهش یابد (مسلش و همکاران، ۲۰۰۱). از طرفی، شخصیت زدایی و بدبینی در این میان تلاشی است برای ایجاد فاصله بین خود و فضای مدرسه و آینده تحصیلی از طریق غفلت فعال از اهمیت و معنای آن و عدم اشتیاق به سروکار داشتن با فعالیت‌های درسی (شوفلی و همکاران، ۲۰۰۲). در چنین شرایطی، افت عملکرد می‌تواند تابعی از دو بعد دیگر فرسودگی باشد. یعنی تداوم طولانی مدت دو ویژگی قبلی منجر به افت عملکرد می‌شود (مسلش و همکاران، ۲۰۰۸). از دیگر یافته‌های این پژوهش، حمایت از پایایی بالا در زیرمقیاس‌ها و مجموع مقیاس MBI - SS بود.

در مجموع، آنچه که این پژوهش به‌صورت ایده یا نتیجه به یافته‌های قبلی افزوده است را می‌توان در چند مورد خلاصه کرد: (۱) ساختار فرسودگی حداقل در دانش‌آموزان ایرانی می‌تواند متفاوت با الگوی مفهومی سه بعدی پیشنهاد شده توسط شوفلی و همکاران (۲۰۰۲) باشد؛ (۲) سن و رشد می‌تواند علاوه‌بر تاثیرات کمی (سطح و گستره فرسودگی)، بر کیفیت فرسودگی (تنوع ابعاد فرسودگی) نیز تأثیرگذار باشد؛ (۳) MBI - SS در اندازه‌گیری فرسودگی دانش‌آموزان ایرانی نیز می‌تواند از روایی ملاکی همزمان و پایایی مناسبی بر خوردار باشد؛ (۴)

www.SID.ir

Archive of SID

فرسودگی تحصیلی می‌تواند به‌عنوان یکی از دلایل تبیین کننده افت عملکرد تحصیلی دانش‌آموزان ایرانی نیز لحاظ شود.

این پژوهش محدودیت‌هایی نیز داشت. اول اینکه، نمونه پژوهش نسبت از نسبت جمعیتی دانش‌آموزان مناطق مختلف آموزشی تبعیت نمی‌کرد. این در حالی است که مطالعات نشان داده عوامل محیطی که محدودیت‌ها و امکانات محیطی در مسیر تحصیلی دانش‌آموزان را شکل می‌دهند (و در مناطق سه گانه آموزشی کیفیت متفاوتی دارد)، می‌تواند بواسطه تاثیری که بر استرس دانش‌آموزان دارد فرسودگی را تحت‌تأثیر قرار دهد (مسلش و همکاران، ۲۰۰۱). دوم اینکه، برای بررسی روایی ملاکی از اندازه‌گیری همزمان متغیر پیش بین (فرسودگی) و ملاک (معدل و اهمالکاری) استفاده شد.

این در حالی است که اگر به‌صورت مطالعات طولی و حتی در قالب روایی تشخیصی این ویژگی‌های روانسنجی آزمون می‌شد، اطلاعات بیشتری از کیفیت MBI - SS در اندازه‌گیری فرسودگی تحصیلی دانش‌آموزان فراهم می‌شد. بنابراین پیشنهاد می‌شود مطالعات بعدی با در نظر گرفتن عوامل تأثیرگذار در تفاوت‌های بین فردی فرسودگی دانش‌آموزان، بویژه امکانات و محدودیت‌های محیطی نمونه‌ای معرف‌تر برای بازآزمایی MBI - SS انتخاب کنند. همچنین، استفاده از روش‌های دقیق‌تر، بویژه روایی تشخیصی می‌تواند اطلاعات بهتری از سودمندی و کارایی MBI - SS در اندازه‌گیری فرسودگی دانش‌آموزان ارائه دهد. همچنین پیشنهاد می‌شود، فرسودگی تحصیلی به‌عنوان یکی از دلایل افت عملکرد دانش‌آموزان ایرانی مورد تأکید قرار گیرد.

در مجموع، پژوهش حاضر علی رغم به چالش کشیدن نسبی روایی ساختاری MBI - SS شواهدی از روایی و پایایی آن در اندازه‌گیری فرسودگی شغلی دانش‌آموزان فراهم کرد. با این وجود، رسیدن به جایگاه مناسب برای تصمیم‌گیری در خصوص اتکا به نتایج MBI - SS نیازمند مطالعات بیشتری است که باید پژوهش‌های بعدی به آن توجه داشته باشند.

منابع

بدری گرگری، رحیم؛ مصرآبادی، جواد؛ پلنگی، مریم؛ فتحی، مریم. (۱۳۹۱). *ساختار عاملی پرسشنامه فرسودگی تحصیلی با استفاده از تحلیل عامل تاییدی در دانش‌آموزان متوسطه*. فصلنامه اندازه گیری تربیتی، ۳ (۷)، ۱۶۳ - ۱۷۹.

خاقانی زاده، مرتضی؛ سیرتی، مسعود؛ عبدی، فتانه؛ کاویانی، حسین. (۱۳۷۸). *بررسی فرسودگی شغلی پرستاران*. مجله علوم رفتاری، ۲(۱)، ۵۱ - ۵۹.

رستمی، زینب؛ عابدی، محمدرضا؛ شوفلی، ویلمار بی. (۱۳۹۰). *هنجاریابی مقیاس فرسودگی تحصیلی مسلش در دانشجویان زن دانشگاه اصفهان*. رویکردهای نوین آموزشی، ۱۳ (۱)، ۲۱ - ۳۸.

www.SID.ir

Archive of SID

طائی، مرتضی؛ صافی زاده، حسین؛ دیوسالار، کوروس. (۱۳۸۹). *فراوانی سندرم فرسودگی شغلی در پزشکان عمومی شهر کرمان در سال ۱۳۸۷*. مجله علوم پزشکی کرمان، ۳ (۳)، ۲۶۸ - ۲۷۶.

عکاشه، گودرز؛ سپهرمنش، زهرا؛ صالحی، مریم. (۱۳۸۹). *شیوع فرسودگی شغلی در دانشجویان سال آخر پزشکی کاشان*. مجله دانشگاه علوم پزشکی قم، ۳ (۱)، ۳۷ - ۴۱.

کاظمی، مصطفی؛ فیاضی، مرجان؛ کاوه، منیژه. (۱۳۸۹). *بررسی میزان شیوع تعلل و عوامل مؤثر آن در بین مدیران و کارکنان دانشگاه*. پژوهش نامه مدیریت تحول، ۴ (۲)، ۶۷ - ۷۵.

نداف، مهدی؛ بهجو، سیده ارغوان؛ رحیمی، فرج الله. (۱۳۹۶). *بررسی پویایی‌های گروهی مؤثر بر تعارض کار - خانواده و تأثیر آن بر تنیدگی غلی و قصد جابجایی*. فصلنامه مشاوره شغلی و سازمانی، ۹ (۳)، ۱۰۶ - ۱۲۵.

هاشمی شیخ شبانی، سید اسماعیل؛ بذرافکن، حسام؛ عزیزی، محسن. (۱۳۹۲). *ساختار عاملی پرسشنامه فرسودگی تحصیلی ماسلاخ در دانشجویان دختر*. مطالعات اجتماعی روان‌شناختی زنان، ۱۱ (۱)، ۱۷۵ - ۲۰۴.

Alessandri, G., Perinelli, E., De Longis, E., Schaufeli, W. B., Theodorou, A., Borgogni, L.,...Cinque, L. (2018). Job burnout: The contribution of emotional stability and emotional self-efficacy beliefs. *Journal of Occupational Organizational Psychology Review. 1(2). doi:doi:10. 1111/jan. 13794.*

An, Y., Yuan, G., Liu, Z., Zhou, Y., & Xu, W. J. E. j. o. p. (2018). Dispositional mindfulness mediates the relationships of parental attachment to posttraumatic stress disorder and academic burnout in adolescents following the Yancheng tornado. 9(1), 1472989.

Byrne, D. G., Davenport, S. C., & Mazanov, J. (2007). Profiles of adolescent stress: The development of the adolescent stress questionnaire (ASQ). *Journal of Adolescence, 30, 393–416 .*

Cadime, I., Pinto, A. M., Lima, S., Rego, S., Pereira, J., & Ribeiro, I. (2016). Well - being and academic achievement in secondary school pupils: The unique effects of burnout and engagement. J Adolesc, 53, 169 - 179. doi:http://dx. doi. org/10. 1016/j. adolescence. 2016. 10. 003.

Cenkseven - Onder, F., & Sari, M. (2009). The Quality of School Life and Burnout as Predictors of Subjective Well - Being among Teachers. Educational Sciences: Theory and Practice, 9(3), 1223 - 1235.

Demerouti, E., Bakker, A. B., Nachreiner, F., & Schaufeli, W. B. (2001). The job demands - resources model of burnout. *Journal of Applied Psychology, 86(3),499–512. http://dx. doi. org/10. 1037/0021 - 9010. 86. 3. 499.*

Demerouti, E., Bakker, A. B., Vardakou, I., & Kantas, A. (2003). The convergent validity of two burnout instruments. European *Journal of Psychological Assessment, 19(1),12–23. http://dx. doi. org/10. 1027//1015 - 5759. 19. 1. 12.*

Demerouti, E., Mostert, K., & Bakker, A. B. (2010). Burnout and work engagement: A thorough investigation of the independency of both constructs. *Journal of Occupational Health Psychology, 15(3), 209–222. http://dx. doi. org/10. 1037/a0019408.*

www.SID.ir

Archive of SID
Dyrbye, L. N., Thomas, M. R., Huntington, J. L., Lawson, K. L., Novotny, P. J., Sloan, J. A.,et al. (2006). Personal life events and medical student burnout: A multicenter study. Academic Medicine, 81(4), 374–384. http://dx. doi. org/10. 1097/00001888 - 200604000 - 00010.

Eccles, J. S. (2004). Schools, academic motivation, and stage - environment fit. In R. M. Lerner & L. D. Steinberg (Eds.), Handbook of adolescent psychology (pp. 125–153). Hoboken, NJ: Wiley .

García - Izquierdo, M., Ríos - Risquez, M. I., Carrillo - García, C., & Sabuco - Tebar, E. d. l. (2017). The moderating role of resilience in the relationship between academic burnout and the perception of psychological health in nursing students. 1 - 12.

Halbesleben, J. R. B. (2010). The role of exhaustion and workarounds in predicting occupational injuries: A cross - lagged panel study of health care professionals. *Journal of Occupational Health Psychology, 15(1), 1–16. http://dx. doi. org/10. 1037/a0017634.*

Halbesleben, J. R. B., & Demerouti, E. (2005). The construct validity of an alternative measure of burnout: Investigating the English translation of the Olden - burg Burnout Inventory. Work and Stress, 19(3), 208–220. http://dx. doi. org/10. 1080/02678370500340728.

Kasen, S., Johnson, J., & Cohen, P. (1990). The impact of school emotional climate on student psychopathology. *Journal of Abnormal Child Psychology, 18, 165–177 .*

Kristensen, T. S., Borritz, M., Villadsen, E., & Christensen, K. B. (2005). The CopenhagenBurnout Inventory: A new tool for the assessment of burnout. Work and Stress, 19(3), 192–207. http://dx. doi. org/10. 1080/02678370500297720.

Lee, M. Y., & Lee, S. M. (2018). The effects of psychological maladjustments on predicting developmental trajectories of academic burnout. School Psychology International, 39(3), 217 - 233. doi:10. 1177/0143034318766206.

Leone, S. S., Huibers, M. J., Knottnerus, J. A., & Kant, I. (2008). The prognosis of burnout and prolonged fatigue in the working population: A comparison. *Journal of Occupational and Environmental Medicine, 50(10), 1195–1202.* http://dx. doi. org/10. 1097/JOM. 0b013e318 17e7c05.

Maslach, C., Leiter, M. P., & Schaufeli, W. B. (2008). Measuring burnout. In C. L. Cooper, & S. Cartwright (Eds.), The Oxford handbook of organizational well - being (pp. 86–108). Oxford: Oxford University Press .

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

May, R. W., Seibert, G. S., Sanchez - Gonzalez, M. A., & Fincham, F. D. (2016). Physiology of school burnout in medical students: Hemodynamic and autonomic functioning. Burnout Research, 3(3), 63 - 68. doi:http://dx. doi. org/10. 1016/j. burn. 2016. 05. 001.

Pérez - Mármol, J. M., & Brown, T. (2018). An Examination of the Structural Validity of the Maslach Burnout Inventory - Student Survey (MBI - SS) Using the Rasch Measurement Model. Health Professions Education. doi:10. 1016/j. hpe. 2018. 05. 004.

www.SID.ir

Archive of SID
Reis, D., Xanthopoulou, D., & Tsaousis, I. (2015). Measuring job and academic burnout with the Oldenburg Burnout Inventory (OLBI): Factorial invariance across samples and countries. Burnout Research, 2(1), 8 - 18. doi:http://dx. doi. org/10. 1016/j. burn. 2014. 11. 001.

Reis, D., Xanthopoulou, D., & Tsaousis, I. (2015). Measuring job and academic burnout with the Oldenburg Burnout Inventory (OLBI): Factorial invariance across samples and countries. Burnout Research, 2(1), 8 - 18. doi:http://dx. doi. org/10. 1016/j. burn. 2014. 11. 001.

Ríos - Risquez, M. I., García - Izquierdo, M., Sabuco - Tebar, E. d. l. Á., Carrillo - Garcia, C., & Solano - Ruiz, C. (2018). Connections between academic burnout, resilience, and psychological well - being in nursing students: A longitudinal study. *Journal of advanced nursing, 2, 5572 - 3394. doi:doi:10. 1111/jan. 13794.*

Robins, T. G., Roberts, R. M., & Sarris, A. (2018). The role of student burnout in predicting future burnout: exploring the transition from university to the workplace. Higher Education Research & Development, 37(1), 115 - 130.

Salmela - Aro, K., & Näätänen, P. (2005). BBI - 10. Nuorten kouluuupumusmenetelmä [Method of assessing adolescents' school burnout]. Helsinki: Edita .

Salmela - Aro, K., Kiuru, N., Leskinen, E., & Nurmi, J. E. (2009). School burnout inventory (SBI) reliability and validity. European *journal of psychological assessment, 25(1), 48 - 57 .*

Schaufeli, W. B., & Maslach, C. (2017). Historical and conceptual development of burnout. In Professional burnout (pp. 1 - 16): Routledge .

Schaufeli, W. B., & Salanova, M. (2007). Efficacy or inefficacy, that's the question: Burnout and work engagement, and their relationships with efficacy beliefs. Anxiety, Stress, and Coping, 20(2), 177–196. http://dx. doi. org/10. 1080/10615800701217878.

Schaufeli, W. B., & Taris, T. W. (2005). The conceptualization and measurement of burnout: Common ground and worlds apart. Work and Stress, 19(3), 256–262. http://dx. doi. org/10. 1080/02678370500385913.

Schaufeli, W. B., Leiter, M. P., Maslach, C., & Jackson, S. E. (1996). Maslach burnout inventory – General survey. In C. Maslach, S. E. Jackson, & M. P. Leiter (Eds.), The Maslach Burnout Inventory - Test Manual (pp. 19–26). Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press .

Schaufeli, W. B., Martinez, I. M., Pinto, A. M., Salanova, M., & Bakker, A. B. (2002). Burnout and engagement in university students: A cross - national study. *Journal of cross - cultural psychology, 33(5), 464 - 481 .*

Shirom, A., & Melamed, S. (2006). A comparison of the construct validity of two burnout measures in two groups of professionals. International *Journal of Stress Management, 13(2), 176–200. http://dx. doi. org/10. 1037/1072 - 5245. 13. 2. 176.*

Taris, T. W., Le Blanc, P. M., Schaufeli, W. B., & Schreurs, P. J. G. (2005). Are there causal relationships between the dimensions of the Maslach Burnout Inventory? A review and two longitudinal tests. Work and Stress, 19(3), 238–255 .

Tuckman, B. W. (1991). The development and concurrent validity of the procrastination scale. Educational and Psychological Measurement, 51, 473–480 .

Wentzel, K. R., Barry, C., & Caldwell, K. A. (2004). Friendships in middle school:

www.SID.ir

Archive of SID
Influences on motivation and school adjustment. *Journal of Educational Psychology, 96, 195–203 .*

Worley, J. A., Vassar, M., Wheeler, D. L., & Barnes, L. L. B. (2008). Factor structure of scores from the Maslach burnout inventory: A review and meta - analysis of 45 exploratory and confirmatory factor - analytic studies. Educational and Psychological Measurement, 68(5), 797–823. http://dx. doi. org/10. 1177/0013164408315268.

Yang, H. - J., & Farn, C. K. (2005). An investigation the factors affecting MIS student burnout in technical–vocational college. Computers in Human Behavior, 21(6), 917–932. http://dx. doi. org/10. 1016/j. chb. 2004. 03. 001.

www.SID.ir