ساختار عاملی مقیاس آمادگی برای بی‌حوصلگی در دانشجویان ایرانی

منصور بیرامی[1]

یزدان موحدی[2]

تاریخ وصول: ۹۳/۰۲/۶ تاریخ پذیرش: ۹۳/۸/۵

چکیده

زمینه: بی‌حوصلگی به عنوان یک حالت تنفر یا ناسازگاری با هر نوع تجربهٔ تکراری مثل کار روزانه یا برخورد با افراد کسل کننده و ملال‌آور و بی قراری زیاد در شرایطی که رهایی از یکنواختی امکان پذیر نیست، تعریف می‌شود. هدف: پژوهش حاضر با هدف تعیین ساختار عاملی مقیاس آمادگی برای بی حوصلگی در دانشجویان ایرانی انجام شد. روش: جامعه پژوهش حاضر کلیهٔ دانشجویان دانشگاه تبریز در سال تحصیلی ۹۲-۱۳۹۱ بودند که تعداد ۴۰۰ نفر از آنها به عنوان نمونه انتخاب شدند و به پرسشنامهٔ آمادگی برای بی‌حوصلگی فارمر و ساندبرگ پاسخ دادند. همه آزمودنی‌ها بصورت داوطلبانه پرسشنامه‌ها را تکمیل کردند و برگرداندند. داده‌ها با استفاده از نرم افزار SPSS 19 و LISREL تحلیل شد. یافته‌ها: نتایج ساختار عاملی پژوهش حاضر حاکی از وجود دو عامل تحریک درونی و تحریک بیرونی بود، به گونه‌ای که تحریک درونی ۱۱ سؤال و تحریک بیرونی ۱۰ سؤال را به خود اختصاص داد. بحث و نتیجه گیری: صاحب‌نظران عوامل متفاوتی را برای سبب شناسی بی‌حوصلگی معرفی کرده‌اند که می‌توان آنها را متأثر از عوامل شخصیتی یا ذهنی دانست. به دلیل ارتباط بی‌حوصلگی با عملکرد تحصیلی، استفاده از یافته‌های پژوهش حاضر به آموزش و پرورش و دانشگاه‌ها، روان‌شناسان، مشاوران و روان‌پزشکان و پژوهشگران توصیه می شود.

واژگان کلیدی: ساختار عاملی، آمادگی برای بی‌حوصلگی، دانشجویان ایرانی.

۱- استاد گروه روان‌شناسی، دانشگاه تبریز

۲- دانشجوی دکترای تخصصی علوم اعصاب شناختی، دانشگاه تبریز (نویسنده مسئول) yazdan_movahedi@yahoo.com

مقدمه

بی‌حوصلگی[1]، موضوعی است که در سال‌های اخیر به خصوص در حیطه بالینی مورد توجه قرار گرفته است. گرچه در محاوره‌های معمولی هر کسی می‌تواند در مورد بی‌حوصلگی اظهار نظر کند، اما به طور کلی بی‌حوصلگی به عنوان یک حالت تنفر یا ناسازگاری با هر نوع تجربه تکراری مثل کار روزانه یا برخورد با افراد کسل کننده و ملال‌آور و بی قراری زیاد در شرایطی که رهایی از ثبات (یکنواختی)[2] امکان پذیر نیست، تعریف می‌شود (زاکرمن،[3] ۱۹۷۹، به نقل از وات[4] و وودانویچ[5]، ۱۹۹۹). بی‌حوصلگی که در طیفی از متوسط تا شدید قرار می‌گیرد، به عنوان یک احساس ملالت،[6] بی معنایی،[7] پوچی،[8] کسل سازی[9] و فقدان تمایل به ارتباط با محیط فعلی توصیف می‌شود. رفتارهایی که اغلب با حالت بی‌حوصلگی همراه است شامل: خمیازه کشیدن، نشانه‌های بی‌توجهی، و بی‌قراری است (ساندبرگ[10]، لاکتین[11]، فارمر[12] و ساد[13]، ۱۹۸۸). شواهد تجربی پیشنهاد می‌کنند که بی‌حوصلگی امر شایعی است. منابع از سال ۱۹۶۰ تا ۱۹۸۰ اعلام می کنند که در همه جا ۰/۱۸ تا ۰/۵۰ دانشجویان مبتلا به بی‌حوصلگی هستند (کلاپ[14]،۱۹۸۶). آمادگی برای بی‌حوصلگی[15] یک خصیصه یا زمینه برای بی‌حوصله شدن، گرایش به تجربه بی‌حوصلگی در خیلی از موقعیت‌ها و نداشتن رغبت کافی در زندگی

1. boredom
2. constancy
3. Zukerman
4. Watt
5. Vodanovich
6. tedium
7. meaninglessness
8. emptiness
9. wearisomeness
10. Sundberg
11. Laktin
12. Farmer
13. Soud
14. klapp
15. Boredom Proneness

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

است. رفتارهای وابسته به بی‌حوصلگی خصیصه‌ای شامل: غیبت کردن، مشکلات ایمنی با کار، کناره‌گیری و تمرد و سرکشی در محل کار است (ساندبرگ و همکاران، ۱۹۸۸).

یکی‌از جنبه‌هایی که در ادبیات بی‌حوصلگی به آن اشاره شده، آمادگی برای بی‌حوصلگی (بی‌حوصلگی خصیصه‌ای) و تأکید برتأثیر تفاوت‌های فردی در احتمال بروز آن در موقعیت خاص است (نیل[1]، ۲۰۰۶). علی‌رغم آنکه بی‌حوصلگی در ابتدا به عنوان یک ساخت تک - بعدی مفهوم‌سازی شده بود، اما اکنون به عنوان یک مفهوم چندبعدی در نظرگرفته می‌شود (نیل، ۲۰۰۶). وودانویچ و کاس[2] (۱۹۹۰) مدعی شده‌اند که در بی‌حوصلگی پنج عامل متمایز وجود دارد: ۱- تحریک بیرونی، که به بر انگیختگی و تنوع در محیط اطلاق می‌شود؛ ۲- تحریک درونی، توصیفی از بی‌علاقگی و مشکل درحفظ توجه است؛ ۳- پاسخ مؤثر، بازتابی است از پاسخ‌های هیجانی نامناسب به بی‌حوصلگی؛ ۴- ادراک زمان، که به تحمل وقت و اینکه زمان به کندی می‌گذرد اطلاق می‌شود. همچنین ممکن است مربوط به افرادی باشد که معتقدند اوقات پرنشده[3](وقت خالی) زیادی دارند؛ ۵- عامل اجبار، احساس بی‌قراری و بی‌حوصلگی را در یک موقعیت محدود اندازه می‌گیرد.

اما گوردن[4] و همکاران (۱۹۹۶) یک راه حل چهار عاملی را مطرح کردند که به طور قابل ملاحظه‌ای از عوامل وودانویچ و کاس(۱۹۹۰) متفاوت بودند. این چهار عامل عبارت بودند از: نیازهای نامشخص[5] ناتوانی در خودتنظیمی[6]، فقدان خلاقیت[7]، و بی قراری در مهار[8].

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. Neil
2. Kass
3 Unfilled-time
4. Gordon & et.al
5. Needs a Buzz
6. inability to self regulate
7. Lack of creativity
8. restlessness in restraint

وودانویچ (۲۰۰۳) در یک مقاله مروری بیان کرده است که عموماً بین دو تا پنج عامل با استفاده از مقیاس آمادگی بی‌حوصلگی[1] استخراج می‌شود اما دو عامل که به طور نسبتاً ثابتی در هر تحلیل عاملی تکرار شده تحریک بیرونی و تحریک درونی است. این فرض توسط وودانویچ (۲۰۰۵) با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی (دو عامل تحریک بیرونی وتحریک درونی) به‌گونه معتبری تأیید شد. بررسی نیل (۲۰۰۶) نیز بی‌حوصلگی را فقط به عنوان تحریک بیرونی و درونی ارزیابی کرده است.

آنچه مسلم است، نظریه‌ها و مدل‌های بی‌حوصلگی، ساختار آن را متشکل از عوامل و مؤلفه‌های مختلفی می‌دانند. این مؤلفه‌ها گاهی به عوامل درونی و شخصیتی (فارمر و ساندبرگ، ۱۹۸۶؛ وودانویچ، ۲۰۰۳؛ ملتون و شالن برگ[2]، ۲۰۰۷) وگاهی نیز به شرایط اجتماعی و زمینه‌های فرهنگی (اوریل[3]، ۱۹۷۶، به نقل از لارسن وریچاردز[4]، ۱۹۹۱؛ وگنر[5]، آلن[6]، فیشر[7]، چیکوب وید[8]، لمبارد[9] و کینگ[10]؛ ۲۰۰۸) مرتبط می‌شوند.

به نظر می‌رسد فرهنگ به واسطه تضاد بین انتظارات و فرصت‌های واقعی برای تحریک، تضاد بین نقش‌های فرهنگی و حد و مرزها با تلاش‌ها و تمایلات خود مختار فردی برای رفتار مناسب بر احساس بی حوصلگی مؤثر باشد. بعضی از اثرات فردی-فرهنگی بیانگر آن است که احتمالاً در جوامع صنعتی، تحصیل کرده و ثروتمند بی‌حوصلگی بیشتر بروز می‌کند، به‌طوری که در اروپا «بیماری سلطنتی[11]» نامیده می‌شود. اما این پدیده در همه گروه‌های ثروتمند،

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1. boredom Proneness Scale
2. Melton & Schulenberg
3 Averill
4. Larson& Richard
5. Wegner
6. Alan
7. Flisher
8. Chikobved
9. Lambard
10. King
11. Royal disease

متوسط و فقیر بروز می‌کند. این امکان می‌رود در جوامع سنتی و جمعی[1] در مقایسه با جوامع فردگرا[2] سبک زندگی کمتر مفرح و جذاب باشد، بنابراین بی‌حوصلگی نیز ممکن است بالا باشد (ساندبرگ و همکاران، ۱۹۸۸). شیلک[3] (۲۰۰۸) نیز در یک مقاله مروری باعنوان بی‌حوصلگی در روستاهای مصر بیان می‌کند که بی‌حوصلگی از محرومیت نشات می‌گیرد نه از اشباع[4]. علی‌رغم آرامش، ریتم یکنواخت و قابل پیش‌بینی، برانگیختگی و شگفت‌انگیزی[5] پایین باعث شده که زندگی روستایی فی نفسه یکنواخت و در نتیجه بی‌حوصلگی بالا باشد (شیلک، ۲۰۰۸).

وجود این‌گونه تفاوت‌ها و تناقض‌ها استنباط یک ساختار عاملی واحد و منسجم از بی‌حوصلگی را با دشواری مواجه ساخته و از این رو، امکان تدوین برنامه‌ای برای مداخله‌های روان‌شناختی، آموزشی و مانند آن را، مشکل ساخته است. با توجه به تفاوتها و در برخی مواقع تناقض‌های موجود در عوامل تشکیل‌دهنده سازهٔ بی‌حوصلگی، به‌ویژه متأثر بودن آن از شرایط و زمینه‌های فرهنگی و اجتماعی می‌توان این مسأله را مطرح کرد که با در نظر گرفتن تفاوت‌های فرهنگی، اجتماعی، مذهبی و خانوادگی در دانشجویان ایرانی، ساختار عاملی مقیاس آمادگی برای بی‌حوصلگی در این افراد چگونه است و تا چه اندازه با ساختارهای موجود همخوانی یا تفاوت دارد؟

لذا، ضروری است که این مفهوم در چارچوب مفاهیم فرهنگی بررسی و در قالب مفهومی انگیزش و هیجان گنجانده شود. این مفهوم می‌تواند ارتباط مفیدی بین ویژگی‌های محیطی و عوامل زمینه‌ای شخصی برقرار کند. با توجه به عوارض زیاد بی‌حوصلگی و مطالعات اندکی که بر روی دانشجویان در دنیا صورت گرفته است انجام این مطالعه می تواند نتایج ارزشمند نظری

1. collective
2. individualism
3. Schielke
4. saturation
5. surprises

و درک بهتر و معتبری از این پدیده در ایران به دست دهـد و بـه عنـوان یـک مفهـوم جدیـد در حیطهٔ علوم شناختی و روان‌شناسی بالینی در ایران زمینه سـاز پـژوهش هـای متعـددی گـردد. بـا شناخت این مفهوم و شـناخت راه‌هـای مقابلـه بـا آن مـی‌تـوان از تـأثیر آن بـر برخـی رفتارهـای نابهنجار دانشجویان نظیر گرایش به مصرف مواد مخـدر، تـرک تحصـیل و اخـتلال‌هـای روانـی آگاه شد و راه‌های مناسبی جهت کاهش آنها ارایه داد.

روش

جامعه آماری پژوهش حاضر کلیه‌ی دانشجویان دانشگاه تبریز در سال تحصیلی ۹۲-۱۳۹۱ بودند. نمونه مورد مطالعه براساس جدول کرجی و مورگان شامل ۴۰۰ نفر بود که مقدار نمونه مناسب برای تحلیل عاملی است (به نقل از هومن، ۱۳۸۰) به روش تصادفی چند مرحله‌ای انتخاب شدند. بدین صورت که از بین دانشکده‌های دانشگاه تبریز ابتدا هشت دانشکده انتخاب شده و از هر دانشکده نیز ۵۰ نفر به صورت تصادفی انتخاب شدند. اطلاعات مورد نیاز از طریق پرسشنامه‌های بی نام در اختیار دانشجویان قرار داده شد و از آنان خواسته شد که با توجه به اهمیت اهداف تحقیق، اطلاعات خواسته شده را با دقت و صداقت در پرسشنامه درج نمایند. شرکت در پژوهش برای دانشجویان اختیاری بوده و به آنها اطمینان داده شد که اطلاعات آنان به صورت محرمانه باقی خواهد ماند و تنها به صورت گروهی مورد تجزیه و تحلیل قرار خواهد گرفت.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

ابزار پژوهش

۱) مقیاس آمادگی برای بی حوصلگی BPS

مقیاس آمادگی برای بی‌حوصلگی (فارمر و ساندبرگ، ۱۹۸۶) دارای دو فرم است: فرم یکم که پاسخ دهی به آن به صورت بلی- خیر است و فرم اصلاح شده آن که پاسخ دهی به آن براساس یک طیف لیکرت هفت گزینه‌ای از کاملاً مخالفم (۱) تا کاملاً موافقم (۷) انجام

می‌شود. حداکثر نمره برابر با ۱۹۶ و حداقل نمره برابر با ۲۸ است. نوع هفت گزینه‌ای اعتبار بیشتری نسبت به نوع دو گزینه‌ای آن (بلی-خیر) دارد. فارمر و ساندبرگ (۱۹۸۶) میزان همسانی درونی مقیاس را برابر با ۰/۷۹ و سایر پژوهشگران (احمد، ۱۹۹۰؛ بلانت و پیچیل[1]، ۱۹۹۸؛ گاناواکرمی[2]، ۱۹۹۸). بین ۰/۷۲ تا ۰/۷۷ به دست آوردند. ضریب اعتبار مقیاس نیز از طریق بازآزمایی در فاصله زمانی ۱ تا ۳ هفته بین ۰/۷۹ تا ۰/۹۱ گزارش شده است (فارمر و ساندبرگ، ۱۹۸۶؛ گانا واکرمی، ۱۹۹۸؛ مک‌گی بونسی وکارتر[3]، ۱۹۸۸). همچنین در تعدادی مطالعه دیگر بین ۰/۷۹ تا ۰/۸۴ گزارش شده است (هاریس[4]، ۲۰۰۰، به نقل از وات و هرجیس[5]، ۲۰۱۰؛ وودانویچ و کاس، ۱۹۹۰؛ مک لود[6] و وودانویچ، ۱۹۹۱؛ سب[7] و وودانویچ، ۱۹۹۸؛ وودانویچ، ورنر[8] وگیلبراید[9]، ۱۹۹۱؛ ونیک و ودوناهیود[10]، ۱۹۹۷).

یافته‌ها

برای تحلیل داده‌های پژوهش حاضر از دو روش تحلیل عاملی اکتشافی و تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد.

تحلیل عاملی اکتشافی

برای انجام تحلیل عاملی اکتشافی نخست بر اساس نظر تاباچینک و فیدل (به نقل از هومن، ۱۳۸۰) همبستگی بین گویه‌ها مورد بررسی قرار گرفت، تا معین شود که آیا همبستگی آنها به

1. Blunt &Pychyl
2. Cana &Akrami
3. McGiboncey& Carter
4. Harris
5. Harjess
6 Mcloed
7. Seib
8. verne
9. Gilbride
10. Wink & Donahue

۰/۳۰ می‌رسد یا نه؟ از این رو بررسی همبستگی های بین گویه‌ها نشان داد که حداقل تعداد قابل توجهی از گویه‌ها دارای همبستگی مساوی یا بزرگتر از ۰/۳۰ هستند. همچنین برای در نظر گرفتن ملاک رد نیز دقت شد تا برای هر عامل کمتر از ۳ سؤال باقی نماند که نتایج ارائه شده نیز نشان داد که هیچ عاملی کمتر از ۳ سؤال ندارد.

در گام بعدی آزمون کفایت نمونه برداری کیسر، می یر و الکین (KMO) و آزمون کرویت بارتلت مورد محاسبه قرار گرفت. مقدار KMO برابر با ۰/۸۶ است، که از مقدار ۰/۶۰ بالاتر است. بنابراین، سؤالات پرسشنامه به تعدادی از عامل‌های زیربنایی و بنیادی قابل تقلیل است. همچنین نتیجه آزمون کرویت بارتلت (۴۱۹۹/۱۲) که در سطح خطای کوچکتر از ۰/۰۱ معنادار است نشان می‌دهد که ماتریس همبستگی بین گویه‌ها، ماتریس همانی و واحد نیست. یعنی از یک سو بین گویه‌های داخلی هر عامل، همبستگی بالایی وجود دارد و از سوی دیگر، بین گویه‌های یک عامل با گویه‌های عامل دیگر هیچ گونه همبستگی معنی داری وجود ندارد.

مبتنی بر نتایج آزمون‌های مذکور، ساختار عاملی پرسشنامه براساس روش تحلیل عاملی اکتشافی و به دو روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی با استفاده از چرخش واریماکس به‌دست آمد. با این توضیح که داده‌های به دست آمده، ابتدا براساس توصیه تاباچینک، ۱۹۹۶ (به نقل از هومن، ۱۳۸۰) براساس روش چرخش مایل (ابلیکو) مورد تحلیل قرار گرفت و چون همبستگی بین عامل‌ها کمتر از ۰/۳ بود لذا روش تحلیل عاملی براساس چرخش واریماکس دنبال شد.

تحلیل‌های به عمل آمده نشان داد که ارزش ویژه مربوط به مؤلفه‌های اصلی در ۲ مورد بالاتر از یک است که هر یک از عامل‌ها، مقادیر ویژه، درصد واریانس و درصد تبیینی و درصد تراکمی واریانس آنها در جدول شماره ۱ درج شده است.

جدول ۱. مقادیر ویژه عامل‌های استخراج شده پرسشنامه آمادگی برای بی حوصلگی

عامل	مقدار ویژه		درصدواریانس تبیین شده توسط هرعامل		درصدتبیینی تراکمی		آلفای کرونباخ
	قبل چرخش	بعدچرخش	قبل چرخش	بعدچرخش	قبل چرخش	بعدچرخش	
۱	۶/۵۱	۵/۱۲	۳۵/۷۲	۲۷/۱۶	۳۵/۷۲	۲۷/۱۶	۰/۸۶
۲	۱/۶۴	۲/۸۱	۸/۹۱	۱۷/۴۶	۴۴/۶۳	۴۴/۶۳	۰/۸۲

مندرجات جدول ۱ نشان می‌دهد که گویه‌های پرسشنامه در ۲ عامل کلی با ارزش ویژه بزرگتر از ۱ بارگذاری شده‌اند و روی هم رفته ۴۴/۶۳ درصد از واریانس کلی را تبیین می‌کنند.

از طرفی، عامل‌های استخراج شده در نمودار بیاید صخره‌ای (اسکری) نیز مشخص می‌کند که گویه‌های پرسشنامه در دو عامل دارای مقدار ویژه بزرگتر از یک هستند. همچنین، بار عاملی هر یک از گویه‌ها پس از چرخش در جدول شماره ۲ نمایش داده شده است:

جدول ۲. بار عاملی هر یک از گویه‌ها در عامل‌های مربوط پس از چرخش واریماکس

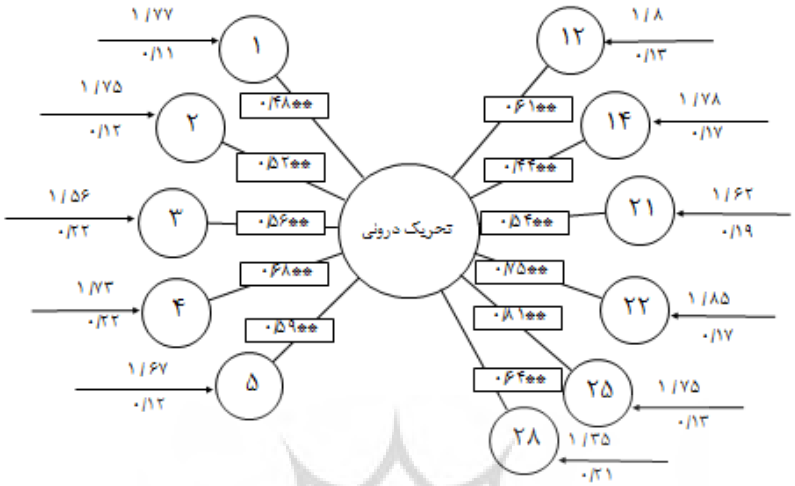
گویه های عامل۱	۱	۲	۳	۴	۵	۱۲	۱۴	۲۱	۲۲	۲۵	۲۸
بار عاملی	۰/۷۶	۰/۵۹	۰/۶۶	۰/۷۱	۰/۵۷	۰/۶۳	۰/۷۰	۰/۶۸	۰/۵۸	۰/۶۲	۰/۷۵
گویه های عامل۲	۶	۷	۱۱	۱۳	۱۵	۱۶	۱۹	۲۳	۲۴	۲۶	
بار عاملی	۰/۶۱	۰/۶۹	۰/۵۹	۰/۵۷	۰/۵۱	۰/۵۲	۰/۵۶	۰/۷۱	۰/۷۰	۰/۵۲	

مندرجات جدول ۲ نشان می‌دهد که ۱۱ گویه در عامل یک و ۱۰ گویه در عامل دوم دارای بارهای عاملی بزرگتر از ۰/۴۰ هستند و روی هم رفته از ۲۸ گویه تحلیل شده، ۲۱ گویه در دو عامل با مقادیر ویژه بزرگتر از یک بارگذاری شده‌اند و ۷ گویه باقی مانده به صورت خوشه‌ای نتوانستند بر روی این دو عامل استخراج شده بار عاملی بالاتر از ۰/۴۰ داشته باشند و لذا از تحلیل خارج شدند. و از آنجا که ملاک رد نیز ۵ در نظر گرفته شده بود لذا سؤالات باقی مانده نمی‌توانستند خوشهٔ ۵ گویه‌ای تشکیل دهند تا بتوانند تحت پوشش یک عامل جداگانه در

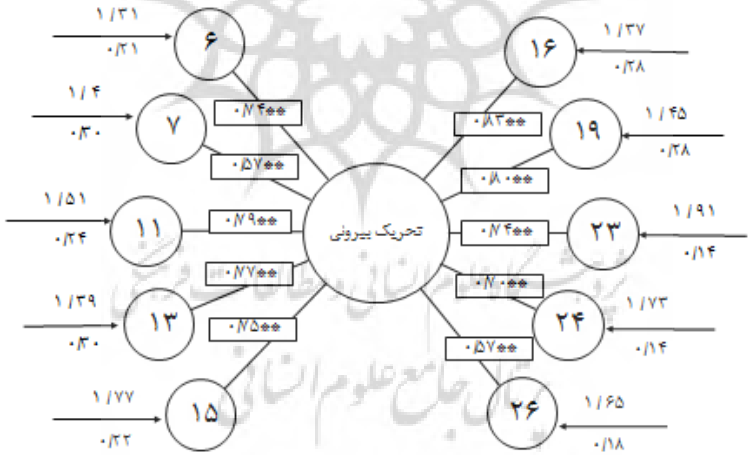
تحلیل‌ها مورد استفاده قرار گیرند. از سویی منطبق با پیشینه پژوهشی موجود و محتوای گویه‌ها، عامل‌های استخراج شده با آنچه احمد (۱۹۹۰)؛ وگانا و اکرمی (۱۹۹۸) بیان داشته‌اند دو عامل بی احساسی و بی توجهی یا تحریک درونی و تحریک بیرونی را پوشش می‌دهند.

پس از انجام تحلیل عاملی اکتشافی و استخراج گویه‌های حائز بار عاملی معنادار، نسبت به بررسی روایی گویه‌ها و ابزار اندازه گیری اقدام گردید. در این راستا، از روش تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. در این روش ابتدا کل گویه‌های پرسشنامه آمادگی برای بی حوصلگی، ۲۸ گویه مورد تحلیل قرار گرفت و از آنجا که با وارد کردن کل گویه‌ها (۲۸ گویه) به فرایند تحلیل، شاخص‌های برازش، مطلوب نبودند؛ لذا ۲۱ گویه حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی، مبنای بررسی روایی پرسشنامه و در تحلیل‌ها مورد استفاده قرار گرفت. بر این اساس، تحلیل عاملی تأییدی در دو مرحله به انجام رسید: ابتدا الگوهای اندازه‌گیری (تحلیل عاملی تأییدی) مورد بررسی قرار گرفت تا روایی پرسشنامه و گویه‌ها معین شود، سپس برازش الگوی تابع ساختاری مورد ارزیابی قرار گرفت. نتایج این تحلیل ها در جداول و نمودارهای ذیل ارائه شده است.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی



شکل ۱. ضرایب استاندارد، واریانس خطا، و ضریب تبیین گویه‌های ۱۱ گانه تحریک درونی



شکل ۲. ضرایب استاندارد، واریانس خطا، و ضریب تبیین گویه‌های ۱۰ گانه تحریک بیرونی

در این شکل‌ها پرسش‌ها یا گویه‌های مربوط به هر عامل با ضریب استاندارد (بتای) مربوط مشخص شده است. فلشی که از بیرون وارد هر گویه شده است دو عدد را نشان می دهد که عدد بالای فلش نشان دهندهٔ مقدار واریانس خطا و عدد پایین فلش بیان کنندهٔ ضریب تبیین هر گویه از پرسشنامه است.

منطبق با برون داده‌ها، شاخص‌های نیکویی برازش مورد محاسبه قرارگرفت. دراین بررسی، شاخص نیکویی برازش (GFI)، نیکویی برازش تعدیل شده (AGFI)، ریشه استاندارد شده میانگین مجذورات باقی مانده (RMR)، ریشه خطای میانگین مجذورات (RESEA) و شاخص برازندگی تطبیقی (CFI)، خی دو و نسبت خی دو به درجه آزادی و سطح معنی داری آن مورد استفاده قرار گرفت. نتایج این شاخص‌ها در جدول۳ درج شده است.

جدول ۳. خلاصه شاخص‌های نیکویی برازش مقیاس آمادگی برای بی حوصلگی

شاخص	مجذورخی	درجه آزادی	سطح معنی داری	RMR	RMSEA	GFI	AGFI	CFI	X^2/dp
اندازه	**۹۵۲/۸۵**	۱۸۰	۰/۰۰۱	۰/۰۳	۰/۰۳	۰/۹۷	۰/۹۶	۰/۹۵	۵

مندرجات جدول ۳ نشان می‌دهد که الگوهای اندازه‌گیری متغیرهای نهفته مورد تأیید قرار گرفته است که الگوی تابع ساختاری با داده‌ها برازش دارد. به عبارتی، آماره‌های مربوط به نیکویی برازش الگو نشان می‌دهد که الگوی نظری با داده‌ها برازش مطلوب و خوبی دارد. معنی‌دار بودن آماره خی دو که میزان تفاوت ماتریس مشاهده شده و برآورد شده را اندازه می‌گیرد، برازش الگو با داده ها را نشان می‌دهد.

روایی سازه

علاوه براین، برای بررسی روایی سازه پرسشنامه از ضرایب همبستگی بین زیر مقیاس‌ها (تحریک درونی- تحریک بیرونی) استفاده شد. نتایج در جدول ۴ درج شده است:

جدول ٤. همبستگی هر یک از زیر مقیاس‌ها (عوامل) با یکدیگر و نمره کل

عامل	تحریک درونی	تحریک بیرونی	کل
تحریک درونی	۱		
تحریک بیرونی	**۰/۲۴	۱	
کل	**۰/۵۶	**۰/۵۳	۱

P<۰/۰۱

نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد که زیرمقیاس‌ها در سطح متوسط با یکدیگر همبستگی معنادار دارند که نشان دهندهٔ این است که تمام زیرمقیاس‌های این آزمون، یک سازه را اندازه گیری می‌کنند و علاوه بر آن هر یک از عامل‌ها با کل پرسشنامه همبستگی معنی دار در سطح P<۰/۰۱ دارند که حداقل و حداکثر آن ۰/۵۳ و ۰/۵۶ است.

بحث و نتیجه گیری

هدف پژوهش حاضر تعیین ساختار عاملی مقیاس آمادگی برای بی‌حوصلگی بود. نتایج تحلیل عاملی تأییدی در مطالعه حاضر حاکی از استخراج دو عامل با عنوان تحریک درونی و تحریک بیرونی بود. در تحریک بیرونی بی‌حوصلگی به عنوان انعکاسی از فقدان تحریک بیرونی تفسیر می‌شود، عاملی که ۱۰ گویه را به خود اختصاص داده بود، برخی از گویه‌های آن شامل: اغلب احساس می‌کنم دچار حواس پرتی شده‌ام، بعضی وقت‌ها نمی‌دانم چطور وقتم را پرکنم، بیشتر کارهایی که باید انجام دهم تکراری هستند، درانجام تکالیفم زیاد دچار اشتباه می‌شوم و... . این عامل از جمله عامل‌هایی است که دربیشتر تحلیل‌های عاملی تحقیقات گذشته به آن اشاره شده

است. عامل دیگر تحریک درونی به عنوان توانایی فرد برای ایجاد تحریک درونی مناسب (حفظ علاقمندی یا سرگرم کردن خود) تفسیر می‌شود. این عامل شامل ۱۱گویه بود، برخی از گویه‌های آن شامل؛ خیلی ازمواقع وقتی که درحال انجام کاری هستم احساس می‌کنم دربارهٔ سایر چیزها نگرانم، نمی‌توانم به راحتی روی فعالیت‌هایم تمرکز می‌کنم، به نظرمی‌رسد زمان همیشه کند می‌گذرد، اغلب احساس سردرگمی می‌کنم.

مطالعات تحلیلی عامل BPS توسط محققین مختلف انجام گرفته است (احمد[1]، ۱۹۹۰؛ گانا واکرمی، ۱۹۸۸؛ وودانویچ، وات، وپیوتروسکی[2]، ۱۹۹۷). احمد (۱۹۹۰) یک راه حل دو عاملی (بی احساس[3] وبی توجهی) با استفاده از اطلاعات جمع آوری شده روی یک نمونه ۱۵۴ نفری از دانشجویان گزارش کرد. گانا واکرمی با استفاده از فرم فرانسوی روی یک نمونه ۲۷۰ نفری دانشجویان و افراد مسن شواهدی از وجود دو عامل (تحریک بیرونی ودرونی) بدست آوردند.

وودانویچ وکاس (۱۹۹۰) مقیاس BPS را روی یک نمونه ۳۸۵ نفری از دانشجویان در آمریکا اجرا کردند، و شواهدی مبنی بر وجود حداقل پنج عامل به دست آوردند این پنج عامل: تحریک بیرونی، تحریک درونی، پاسخ مؤثر، ادراک زمان و اجبار[4] نامگذاری شده بودند. وودانویچ، وات وپیوتروسکی (۱۹۹۷) ساختار عاملی BPS را روی دانشجویان آمریکایی آفریقایی تبار اجرا کردند و یک راه حل هشت عاملی به دست آوردند. به لحاظ مفهومی شبیه راه حل پنج عاملی بود،که توسط وات و وودانویچ گزارش شده بود که روی شرکت کنندگان سفید پوست اجرا شد. عامل‌های اضافی که به عنوان زیرمجموعه دو زیرمقیاس اصلی تحریک درونی و تحریک بیرونی ملاحظه شدند و به اسامی ادراک زمان، تحریک درونی (خلاقیت)،

1. Ahmed
2. Piotrowski
3. apathy
4. constrian

تحریک بیرونی (یکنواختی) اجبار، عاطفه، تحمل[1] تحریک درونی (حفظ توجه[2]) و تحریک بیرونی (چالش) نام گذاری شدند.

گوردن و همکاران (۱۹۹۶) یک تحلیل عاملی تأییدی را روی پنج عاملی که توسط وودانویچ وکاس (۱۹۹۰) گزارش شده بود، روی یک نمونه ۳۴۵ نفری از دانشجویان و کارمندان استرالیایی اجرا کردند و یک تأیید جزیی برای این راه حل پنج عاملی بدست آوردند. دو عامل (عامل خودتنظیمی پایین و نیاز نامشخص[3]) از عامل‌ها به ترتیب مشابه با عامل تحریک بیرونی و تحریک درونی وودانویچ وکاس بودند. عامل سوم: بی قراری در مهار[4] هم معادل عامل اجبار وودانویچ وکاس بود. عامل‌ها دیگری که توسط گوردن و همکاران پیداشده بود عبارت بودند از: فقدان خلاقیت و بی‌توجهی. این نویسندگان شواهدی برای وجود زیرمقیاس‌های ادراک زمان و پاسخ مؤثر پیدا نکردند.

سرانجام شواهد راجع به راه‌حل ۵عاملی از مطالعات مربوط ارزیابی امتیاز زیر مقیاس‌ها BPS قابل دسترسی است. وینک و دوناهیو (۱۹۹۷) امتیاز زیر مقیاس‌ها را در دامنه متنوعی از ۰/۵۱ تا۰/۷۱ گزارش‌کردند، هاریس (۲۰۰۰) دریافت‌که ضریب آلفا برای زیرمقیاس‌ها در دامنه‌ای بین۰/۵۵ تا۰/۶۸ قراردارد (به نقل از وات و هرجیس، ۲۰۱۰)؛ درحالیکه وودانویچ وکاس (۱۹۹۰) ضریب همسانی درونی زیرمقیاس‌ها را بین ۰/۵۹ تا ۰/۷۳گزارش کردند.

شواهد تحلیل عاملی از BPS تاحدود زیادی بر وجود دوتاپنج عامل تأکیدکرده‌اند. بیشترین میزان توافق بطور چشمگیری ازمطالعات روی دو عامل بوده است. یک گروه به نظر می‌رسد که سطوح پایین ادراک تحریکات محیطی را منعکس می‌کند (وودانویچ، ۲۰۰۳). این می‌تواند استنباط شود از عوامل تحریک بیرونی استنباط شودکه به وسیله گانا و اکرمی (۱۹۹۸)

1. Patience
2. Attention maintenance
3. Need A Buzz
4. restless in rwstrain

پیداشده بود، بعد نیاز نامشخص که توسط گوردن (۱۹۹۶) نامگذاری شده بود و بی احساسی که توسط احمد (۱۹۹۰) بیان شده بود. گروه دیگر توانایی (یاعدم توانایی) برای ایجاد فعالیت‌های جذاب برای خودشان را نشان می‌دهد. شواهد برای این مسئله می‌تواند گردآوری شود از عامل‌های تحریک درونی که توسط گانا و اکرمی (۱۹۸۸)، وودانویچ وکاس(۱۹۹۰) و وودانویچ و همکاران (۱۹۹۷) پیدا شده بود، مقوله خودتنظیمی که بوسیله گودون وهمکاران (۱۹۹۶) و بی‌توجهی که توسط احمد (۱۹۹۰) کشف شده بود (وودانویچ، ۲۰۰۳).

آن سوی وجود این دو عامل، نتایج تحلیل عاملی در مطالعات منتشر شده برای مقایسه مشکل هستند. یک دلیل برای این فقدان مقایسه پذیری این است که پژوهش‌ها با در نظرگرفتن متغیرهای مهم و متعددی انجام شده‌اند. برای مثال بعضی محققان از نسخه دوگزینه‌ای (صحیح-غلط)استفاده کرده‌اند (احمد،۱۹۹۰؛ گانا واکرمی، ۱۹۹۸)، درحالی که دیگران از نسخه اصلاح شدهٔ هفت گزینه‌ای استفاده کرده‌اند (برای مثال؛ گوردون وهمکاران، ۱۹۹۶؛ وودانویچ، کاس، ۱۹۹۰). کمترین معیار[1] (میزان) برای شامل شدن یک گویه در یک عامل در بعضی مطالعات به طور اختصاصی۳۰٪ بود (احمد،۱۹۹۰ وگوردن، ۱۹۹۶) و در بعضی مطالعات ۰/۴۰ بود (وودانویچ وکاس، ۱۹۹۰)، برخی پژوهشگران از چرخش واریماکس[2] استفاده کرده بودند (گوردن وهمکاران،۱۹۹۶؛ کاس و ووانویچ، ۱۹۹۰) که یک چرخش متمایل[3] است، (گانا واکرمی، ۱۹۹۸) یا نتایج چرخش نداده شده را بیان کرده بودند (احمد، ۱۹۹۰).

نمونه‌ها به لحاظ حجم و فرهنگ نیز متفاوت بودند.برای مثال نتایج تحلیل عاملی محاسبه شده بود بر روی نمونه‌های کانادایی (تعداد۱۵۴ نفر؛ احمد، ۱۹۹۰)، فرانسوی (تعداد۲۷۰ نفر، گانا واکرمی، ۱۹۹۸)، استرالیایی (تعداد۳۵۴؛ گوردن وهمکاران، ۱۹۹۰)، آمریکایی‌های سفیدپوست (تعداد۳۸۵ نفر؛ وودانویچ وکاس، ۱۹۹۰) و آمریکایی‌های آفریقایی تبار از ایالت

1. critrion
2. varimax
3. oblique

متحده (تعداد، ۲۰۱ نفر؛ وودانویچ و همکاران، ۱۹۹۷). علی رغم اینکه نمونه‌ها متفاوت، و برای اهداف تعمیم پذیری مفید هستند، تفسیر ساختار عاملی از این نمونه‌های گوناگون پیچیده است، به ویژه پژوهش‌هایی که به لحاظ فرهنگی و نژادی نمرات متفاوتی در BPS نشان داده‌اند (ساندبرگ و همکاران، ۱۹۸۸؛ وودانویچ و کاس، ۱۹۹۰). به لحاظ تکنیکی، به پیشنهاد نانالی (۱۹۸۷؛ به نقل از وودانویچ، ۲۰۰۳) اعتماد بیشتر به مطالعات تحلیل عاملی خواهد بود که به ازای هرگویه (سؤال) BPS حداقل ۱۰ نفرانتخاب شده باشد (تعداد۲۸۰ نفر) زیرا این نتایج حاصل شانس نخواهد بود.

بدون تردید هر پژوهش دارای محدودیت‌های مختلف، اجرایی، علمی و مانند آن است. مطالعهٔ حاضر نیز از این گونه محدودیت‌ها در امان نبوده است. موضوع بی‌حوصلگی یک موضوعی است که در ایران تاکنون مطالعه‌ای در خصوص آن انجام نشده است و در نتیجه پشتوانهٔ نظری قوی برای بی‌حوصلگی وجود ندارد. همچنین ابزارهای سنجش آن بسیار محدود و تنها یک مقیاس معتبر برای سنجش آن وجود دارد. این محدودیت و مخصوصاً عدم توافق محققان بر سرتعریف جامع و قابل قبول از آن، سنجش و اندازه گیری آن را دشوار ساخته است.

با توجه به عدم انجام پژوهش در ایران در خصوص بی‌حوصلگی همچنین پیامدهای متعدد آن می‌تواند زمینه ساز پژوهش متعددی باشد. بنابراین،انجام پژوهش به منظور تعیین ساختار عاملی بی‌حوصلگی در بزرگسالان و سایر اقشار جامعه می‌تواند به درک بهتراین پدیده در جامعه ایران کمک کند.

در مطالعات مختلف اشاره شده است‌که بی‌حوصلگی پیامدهای متعددی مثل افت تحصیلی، افسردگی وسوء مصرف را به دنبال دارد. بررسی ارتباط این پدیده در دانشجویان و ارتباط آن با سوء مصرف مواد و افت تحصیلی می‌تواند در پیشگیری و درک این مشکلات کمک کند.

منابع فارسی

هومن، حیدرعلی. (۱۳۸۰). *تحلیل داده‌های چند متغیری در پژوهش رفتاری*. چاپ اول، تهران: انتشارات پارسا.

منابع لاتین

Ahmed, S.D.(1990). Psychometric properties of the boredom proneness scale. *Perceptual and Motor Skills*, 71, 963- 966.

Blunt, A. &Pychyl, T.A. (1998). Volitional action and inaction in the lives of undergraduate Students: State orientation procrastination, and proneness to boredom. *Personality and Individual Differences*, 24, 837- 846.

Farmer, R. F., &Sundberg, N. D. (1986).Boredom proneness- the development and correlates of a new scale. Journal of Personality Assessment, 50, 4-17.

Gana, K.,&Akrami, M.(1998). French adaptation and validation of boredom proneness scale(BPS). *L'AnneePsyhologiaee*, 98, 429- 450.

Gordon, A., Wilkinson, R., McGown, A., &Jovanoska, S. (1996). The psychometric properties of the Boredom Proneness Scale: An examination of its validity. Psychological Studies, 42, 85-97.

Klapp, O. E. (1986). Overload and boredom: Essays on the quality of life in the information society. New York: Greenwood Press.

Larson, R. W., & Richards, M. H. (1991). Boredom in the Middle School Years: Blaming Schools versus Blaming Students. American Journal of Education, 99(4), 418-443.

McGiboncey,G.W., & Carter, C. (1988). Boredom proneness and a adolescents personality. *Psychological Reports*, 63, 395- 398.

Mcleod, C. R., &Vodanovich, S. J. (1991).The relationship between self-actualization and boredom proneness.Journal of Social Behavior and Personality, 6, 137-146.

Melton, A.M., &Schulenberg, S.E. (2007).On the relationship between meaning in life and boredom proneness: examining a logotherapy postulate. Psychol Rep. Dec;101(3 Pt 2):1016-22

Neil A. Culp. (2006). The relations of two facets of boredom proneness with the major dimensions of personality. Personality and Individual Differences, 41, 999˚1007

Schielke, S. (2008). Boredom and despair in rural Egypt. Cont Islam, 2: 251˚ 270.

Seib, H.M., &Vodanovich, S.J. (1998). Cognitive correlates of boredom proneness: the role of private self-consciousness and absorption. J Psychol, 132(6):642-52.

Sundberg, N. D., Laktin, C. A., Farmer, R., Soud, J. (1988). Boredom in young adult: Gender and culture comparisons. *46thAnnul International Council of Psychologist*, Aug 21-25, 1988, pp:1-25

Vodanovich, S. J. (2003). Psychometric measures of Boredom: A review of the literature. The Journal of Psychology, 137(6), 569-595.

Vodanovich, S. J., &Kass, S. J. (1990).A factor analytic study of the boredom proneness scale. Journal of Personality Assessment, 55(1-2), 115˚123.

Vodanovich, S.J. Watt, J.D. &Piotrowski, C.(1997). Boredom proneness in African American college students: A factor analytic prespective. *Education.*1189, 229- 236.

Vodanovich, S.J., Verner, K.M., &Gilbride, T.V. (1991). Boredom proneness: its relationship to positive and negative affect.Psychol Rep,. 69(3 Pt 2):1139-46.

Vodanovich, S.J., Wallace, J.C., Kass. S.J.(2005). A confirmatory approach to the factor Structure of the boredom proneness scale: Evidence for a two-factor short from. Journal of personality Assessment, 85, 3, 295, 303.

Watt, D. J., &Vodanovich, S. J. (1999). Boredom Proneness and psychological Development. The Journal of Psychology, 133(3), 303-314.

Watt, J.D., Hargis, M.B.(2010). Boredom proneness: It s relationship with subjective underemployment, perceived organizational suppurt, and job perpormance. *J Bus Psychol*, 25, 163- 174.

Wegner, L., Alan J. Flisher,A.J., Chikobvud, E. P., Lombard, C., King, G. (2008). Leisure boredom and high school dropout in Cape Town, South Africa. Journal of Adolescence, 31, 421˚431

Wink, P., & Donahue, K. (1997).The relation between two types of narcissism and boredom. Journal of Research in Personality, 31, 136˚140.