



## روایی محتوایی، ساختار عاملی و تغییر ناپذیری جنسیتی مقیاس جهت‌گیری تعلق‌پذیری

### Content Validity, Factor Structure and Gender Invariance of Belongingness Orientation Scale

Seyyed Amir AminYazdi  
Farhad Tanhaye Reshvanloo  
Talieh Saeidi Rezvani  
Hossein Kareshki

سید امیر امین یزدی\*  
فرهاد تنهای رشوانلو\*\*  
طلیعه سعیدی رضوانی\*\*\*  
حسین کارشکی\*\*\*\*

#### Abstract

The purpose of present study was to investigate the psychometric characteristics of Belongingness Orientation scale (Lavigne et al, 2011). The research method of this study was correlation and test validation. The statistical population of the study consisted of students of Birjand University (6657 girls and 5691 boys). A total of 292 people (147 women, 145 men) were selected by multi-stage cluster sampling. Participants completed Belongingness Orientation Scale (BOS), Subjective Vitality Scale (SVS-IDL) and Kessler Psychological Distress Scale (K6). Data were analyzed using exploratory factor analysis, confirmatory and intergroup factor analysis, and multiple regression using SPSS.16, and Amos.20 software. Results showed that the structure of two factors that explain 54.34% of the variance. Confirmatory factor analysis also confirmed this structure. The factor structure of the scale was invariant by gender. The internal consistency of the scale was confirmed by Cronbach's alpha and split-half coefficients. Predictive validity in relation to subjective vitality and psychological distress was confirmed. In general, it can be concluded that the belongingness orientation scale has a good validity and reliability in students and can be used as a precise instrument in this regard.

**Keywords:** Belongingness, Factor structure, Content Validity, Reliability, Invariance

#### چکیده

هدف از پژوهش حاضر، بررسی روایی محتوایی، ساختار عاملی، تغییر ناپذیری جنسیتی و روایی پیش‌بین مقیاس جهت‌گیری تعلق‌پذیری (لاوین و همکاران، ۲۰۱۱) بود. روش پژوهش این مطالعه همبستگی و از نوع اعتباریابی آزمون بود. جامعه آماری پژوهش ۱۳۳۴۸ نفر (۶۶۵۷ دختر و ۵۶۹۱ پسر) از دانشجویان دانشگاه بیرجند بودند. تعداد ۲۹۲ نفر (۱۴۷ زن، ۱۴۵ مرد) از این دانشجویان به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شدند. ابزارهای سنجش مورد استفاده در این پژوهش، مقیاس‌های جهت‌گیری تعلق‌پذیری (BOS) سرزندگی ذهنی- فرم تفاوت فردی (SVS-IDL) و فشار روانی کسلر (K6) بود. تجزیه و تحلیل داده‌ها با تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی مرتبه اول و بین‌گروهی و رگرسیون چندگانه و با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS-۱۶ و Amos-۲۰ انجام شد. نتایج نشان داد که مقیاس جهت‌گیری تعلق‌پذیری از ساختاری دو عاملی مشتعل بر جهت‌گیری ترقی و کاستن از کمبود برخوردار است که ۵۴/۳۴ درصد واریانس را تبیین می‌کند. تحلیل عاملی تأییدی نیز، این ساختار را تأیید کرد. ساختار عاملی مقیاس برحسب جنسیت تغییرناپذیر بود. همسانی درونی مقیاس نیز، با آلفای کرونباخ و دونیمه کردن به تأیید رسید. روایی پیش‌بین در ارتباط با سرزندگی ذهنی و فشار روانی در سطح مطلوب قرار داشت. در مجموع به نظر می‌رسد که مقیاس جهت‌گیری تعلق‌پذیری در دانشجویان از اعتبار و روایی مناسبی برخوردار است.

**واژه‌های کلیدی:** تعلق‌پذیری، ساختار عاملی، روایی محتوایی، اعتبار، تغییر ناپذیری

\*استاد گروه روان‌شناسی مشاوره و تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران

\*\*نویسنده مسؤل: دانشجوی دکتری روان‌شناسی تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران

\*\*\*دانشجوی دکتری روان‌شناسی تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران

\*\*\*\*دانشیار گروه روان‌شناسی مشاوره و تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه فردوسی مشهد، مشهد، ایران

Email: tanha@alumni.ut.ac.ir

Received: 7 Mar 2019

Accepted: 30 Nov 2019

پذیرش: ۹۸/۰۹/۰۶

دریافت: ۹۷/۱۲/۱۶

## مقدمه

حفظ و نگهداری روابط معنادار با دیگران، یک تمایل دائمی در انسان‌ها است و افراد برای داشتن عملکرد بهینه تمایل دارند تا با یکدیگر در ارتباط باشند (باومیستر و لیری، ۱۹۹۵؛ دسی و رایان، ۲۰۱۴). به نظر می‌رسد که روابط مثبت اجتماعی، عامل مهمی در سلامت و بهزیستی افراد بوده و افراد نیاز ذاتی برای تعلق‌پذیری<sup>۱</sup> دارند. باومیستر و لیری (۱۹۹۵) نیاز به احساس تعلق را به‌عنوان تعاملات شخصی پُر بسامدی که با توجه متقابل عاطفی مشخص می‌شوند، تعریف کرده‌اند. صرف حضور دیگران برآورده کننده نیاز به تعلق نیست؛ بلکه مسئله اصلی کیفیت و معنایی است که ارتباط برای افراد دارد. به نظر می‌رسد، نیاز به احساس تعلق<sup>۲</sup>، نیازی جهان‌شمول باشد (شلدون، الیوت، کیم و کیسر، ۲۰۰۱). تعلق‌پذیری، اثرات چندگانه و قدرتمندی بر الگوهای هیجانی و پردازش‌های شناختی انسان (باومیستر و لیری، ۱۹۹۵) و عملکرد روان‌شناختی بهینه (رایان و دسی، ۲۰۱۴) داشته و سطوح پایین آن، با سطوح بالای بیماری روانی و جسمانی در ارتباط است (باومیستر و لیری، ۱۹۹۵). پژوهش‌ها نشان می‌دهند که میان احساس تعلق با عواطف مثبت (شلدون و همکاران، ۲۰۰۱؛ اسمیت، تومانیس و دودا، ۲۰۰۷؛ تجربی، بشارت، پوربهلول و لاریجانی، ۲۰۱۱؛ لندری و همکاران، ۲۰۱۶)، لذت (کاکس، دونچوون و مک دیوید، ۲۰۰۹)، سرزندگی (رین بوث، دودا و تومانیس، ۲۰۰۴؛ لئون و نونز، ۲۰۱۳)، جهت‌گیری مثبت در زندگی (فرند، مارتیننت و دورماز، ۲۰۱۴)، رضایت از زندگی (اسمیت، تومانیس و دودا، ۲۰۰۷؛ لئون و نونز، ۲۰۱۳؛ لندری و همکاران، ۲۰۱۶)، ابعاد اجتماعی، آموزشگاهی و هیجانی کیفیت زندگی مبتنی بر سلامت (استندیج و گیلیسون، ۲۰۰۷)، تعادل عاطفی (شلدون و همکاران، ۲۰۰۱)، علاقه‌مندی (رین بوث، دودا و تومانیس، ۲۰۰۴)، عزت‌نفس (استندیج و گیلیسون، ۲۰۰۷؛ لئون و نونز، ۲۰۱۳)، ابعاد جهت‌گیری بین‌فردی (لیری، کلی، کوتزل و شریندورفر، ۲۰۱۳)، پذیرش از طرف دوستان، کیفیت دوستی، ادراک حمایت معلم (کاکس و اولریش - فرنچ، ۲۰۱۰) و رضایت شغلی (اسپیهار، فورست و استن سنگ، ۲۰۱۶) رابطه مثبتی وجود دارد. از سوی دیگر، به نظر می‌رسد که وقتی روابط اجتماعی انسان مختل شوند، ادراک احساس تنهایی اثر تعیین‌کننده‌ای بر سلامت بگذارد (کاچیوپو و کاچیوپو، ۲۰۱۴). نتایج پژوهش‌ها نشان‌دهنده آن است که عدم احساس تعلق با عواطف منفی (شلدون و همکاران، ۲۰۰۱؛ اسمیت، تومانیس و دودا، ۲۰۰۷؛ تجربی و همکاران، ۲۰۱۱؛ لندری و همکاران، ۲۰۱۶)، ناسلامتی روانی و افسردگی (لندری و همکاران، ۲۰۱۶؛ قربانی سفیده‌خوان و حسین‌ثبات، ۱۳۹۵)، نگرانی (اولریش - فرنچ و کاکس، ۲۰۰۹؛ کاکس و اولریش - فرنچ، ۲۰۱۰)، حمایت اجتماعی ادراک شده پایین از سوی خانواده، دوستان و سایرین (رشید و همکاران، ۱۳۹۵) رابطه مثبت دارد.

علاوه بر رویکرد تعلق‌پذیری (باومیستر و لیری، ۱۹۹۵) که بیشتر مورد اشاره قرار گرفت، در نظریه خودتعیین‌گری (دسی و رایان، ۱۹۸۵؛ رایان و دسی، ۲۰۱۷) نیز به احساس تعلق پرداخته شده است. خودتعیین‌گری، نظریه‌ای کلان است که به انگیزش و بهزیستی آدمی توجه کرده است. بر اساس این نظریه،

1. belongingness
2. need to relatedness

انسان به‌طور ذاتی برای انجام فعالیت‌هایی که نیازهای بنیادینش را برآورده می‌سازند، برانگیخته می‌شود که این خود، تعالی و بهزیستی روان‌شناختی وی را در گستره‌های مختلف زندگی شخصی و کاری ارتقا می‌بخشد. در این نظریه سه نیاز ذاتی و جهان‌شمول خودمختاری<sup>۱</sup> یا انتخاب آزادانه اعمال و خواسته‌ها، شایستگی<sup>۲</sup> یا احساس تسلط بر اعمال و رویدادها و احساس تعلق یا برقراری رابطه با افراد مهم زندگی و برخورداری از حمایت آنان مورد اشاره قرار گرفته است (دسی و رایان، ۱۹۸۵؛ رایان و دسی، ۲۰۱۷). دسی و رایان (۲۰۱۴) احساس تعلق را احساس مرتبط بودن با دیگران و داشتن تعلق به مجموعه خود تعریف و ارتباط آن را با دو نیاز روان‌شناختی خودمختاری و شایستگی مورد تأکید قرار می‌دهند، به‌طوری که بر اساس خرده نظریه انگیزش روابط<sup>۳</sup> (RMT)، به‌عنوان یکی از شش خرده نظریه خودتعیین‌گری، چنین در نظر گرفته می‌شود که گرچه برآورده شدن نیاز به احساس تعلق، احساس رضایت در روابط یا بهزیستی در روابط را پیش‌بینی می‌کند؛ اما تنها ارضای این نیاز نمی‌تواند روابط میان‌فردی با کیفیت بالا را موجب شود و علاوه بر آن، باید نیاز به خودمختاری و شایستگی نیز برآورده شوند.

لاوین، ولرند و کرویر- براود (۲۰۱۱)، در مروری بر پیشینه نظری و تجربی و استفاده از رویکرد مک‌کلند (۱۹۸۷) در خصوص نیاز به پیوندجویی<sup>۴</sup>، رویکرد تعلق‌پذیری (باومیستر و لیری، ۱۹۹۵) و نظریه خودتعیین‌گری (دسی و رایان، ۱۹۸۵؛ رایان و دسی، ۲۰۱۷)، نیاز به تعلق‌پذیری را مطرح و به‌عنوان نیازی فراگیر برای ایجاد و نگهداشت روابط بین‌فردی پایا و مثبت تعریف کردند و به این نتیجه رسیدند که در نیاز به تعلق در میان افراد تفاوت‌های کیفی وجود داشته و آنان سطوح مختلفی از تعلق‌پذیری را دارا هستند. آنان مدل جهت‌گیری تعلق‌پذیری<sup>۵</sup> (BOM) را بر اساس چهار گزاره مطرح کردند؛ نخست آن که نیاز تعلق‌پذیری، ذاتی و بر این اساس جهان‌شمول است. دوم آن که دو جهت‌گیری در خصوص این که چگونه نیاز به تعلق افراد را برای تعامل با جهان اجتماعی به پیش می‌برد، وجود دارد؛ جهت‌گیری ترقی<sup>۶</sup> و جهت‌گیری کاستن از کمبود<sup>۷</sup>. بر اساس جهت‌گیری ترقی، برقراری ارتباط با دیگران مبتنی بر علاقه ذاتی به آنان و تمایل به آغاز این روابط بدون ترس از قضاوت شدن است. چنین ارتباطی منتهی به پیشرفت فردی و بین‌فردی خودمختار در افراد می‌شود. برعکس، جهت‌گیری کاستن از کمبود، منجر به برقراری روابط با دیگران برای پر کردن خلأهای اجتماعی است. این جهت‌گیری بر اساس میل شدید به پذیرش اجتماعی شکل می‌گیرد. افراد به‌دنبال پذیرش از سوی دیگران هستند تا احساس امنیت کنند. سوم آن که تجارب اجتماعی افراد شکل‌دهنده نوع جهت‌گیری آنان است. هر دو جهت‌گیری به میزانی در همه افراد وجود دارند و تجارب زندگی آنان، نوع جهت‌گیری غالب‌شان

- 
1. autonomy
  2. competence
  3. relationships motivation theory (RMT)
  4. affiliation
  5. Belongingness Orientation Model (BOM)
  6. growth orientation
  7. deficit reduction orientation

را تعیین می‌کند. در نهایت، گزاره چهارم این که نوع جهت‌گیری افراد، کیفیت روابط و پیامدهای متفاوتی برای آنان از ابعاد روانی و اجتماعی به‌دنبال دارد (لاوین، ولرند و کرویر- براود، ۲۰۱۱). آنان جهت اندازه‌گیری جهت‌گیری تعلق‌پذیری، مقیاسی را با ۱۴ عبارت تدوین و فرم اولیه آن را بر روی نمونه‌ای از دانشجویان اجرا کردند. تحلیل مؤلفه‌های اصلی با حذف چهار عبارت، ساختاری دو عاملی را به‌دست داد. تحلیل عاملی تأییدی نیز، از این ساختار حمایت می‌کرد. آنان در ادامه روایی همگرا و واگرایی مقیاس را مورد بررسی قرار داده و رابطه مثبت و معناداری میان جهت‌گیری ترقی و کاستن از کمبود با نیاز به احساس تعلق، پیوندجویی، برانگیختگی مثبت و حمایت هیجانی به‌دست آوردند. رابطه جهت‌گیری ترقی با برون‌گرایی، تعهد، انعطاف‌پذیری و افسای خود و رابطه جهت‌گیری کاستن از کمبود با نیاز به تعلق، توجه و مقایسه اجتماعی، نیاز به امنیت و نیاز به محبوبیت نیز مثبت و معنادار بود. آنان در بخش دیگری از مطالعه خود، رابطه منفی جهت‌گیری ترقی با اضطراب اجتماعی و احساس تنهایی و رابطه مثبت آن با عزت‌نفس را به تأیید رساندند؛ در حالی که رابطه جهت‌گیری کاستن از کمبود با اضطراب اجتماعی و احساس تنهایی مثبت و با عزت‌نفس منفی بود. در بررسی همسانی درونی نیز، ضرایب همبستگی ۰/۲۱ تا ۰/۳۹ (در سه گروه نمونه) میان دو جهت‌گیری به‌دست آمد. ضرایب آلفای کرونباخ برای عبارت‌ها نیز از ۰/۷۷ تا ۰/۸۳ در تغییر بود. در طی سه مطالعه مجزای دیگر، ضرایب آلفای کرونباخ ۰/۷۹ و ۰/۸۱ برای جهت‌گیری ترقی و ۰/۸۱، ۰/۸۱ و ۰/۸۸ برای جهت‌گیری کاستن از کمبود به‌دست آمد.

مقیاس جهت‌گیری تعلق‌پذیری در مطالعات دیگری نیز به‌کار رفته است. سی هوسن و همکاران (۲۰۱۳)، در مطالعه‌ای رابطه مثبت و معناداری میان دو جهت‌گیری به‌دست آوردند. آنان همچنین به این نتیجه رسیدند که جهت‌گیری کاستن از کمبود، آمادگی افراد برای حسرت گذشته را پیش‌بینی می‌کند و با روان‌نژندی رابطه منفی دارد. در مطالعه دیگری سینکلر (۲۰۱۵)، خرده مقیاس جهت‌گیری ترقی را به‌کار برد و آلفای کرونباخ ۰/۹۱ را برای آن گزارش کرد. وی همچنین رابطه مثبتی میان جهت‌گیری ترقی با ارتباطات اجتماعی مجازی و حقیقی و بهزیستی ذهنی به‌دست آورد؛ در حالی که رابطه این جهت‌گیری با افسردگی، اضطراب، استرس و احساس تنهایی منفی و معنادار بود. در بررسی ارتباط تعلق‌پذیری با شاخص‌های جمعیت‌شناختی اسپیهار، فورست و استن سنگ (۲۰۱۶)، رابطه معناداری میان جنسیت، سن و میزان تحصیلات به‌دست نیاورند؛ در حالی که آدامزیک (۲۰۱۸)، در نیاز به تعلق و تعلق‌پذیری تفاوت جنسیتی معناداری به‌دست آورد. بدین ترتیب که زنان تعلق‌پذیری بالاتری داشتند.

مروری بر پیشینه پژوهشی نشان می‌دهد که مقیاس جهت‌گیری تعلق‌پذیری (لاوین، ولرند و کرویر- براود، ۲۰۱۱) در مطالعه دیگری جز مطالعه اصلی، از بُعد روایی عاملی و سایر روش‌های تحقق روایی مورد بررسی قرار نگرفته است. علاوه بر آن، در مطالعات داخلی منتشر شده نیز از این مقیاس استفاده نشده و اطلاعاتی در خصوص اعتبار و روایی مقیاس در نمونه ایرانی در دست نیست. از آن‌جا که تعلق‌پذیری، سازه‌ای معطوف به فرهنگ است؛ به‌نظر می‌رسد، اطمینان از وجود نشانگرهای آن در بافت فرهنگی ایران، نیازمند بررسی بیشتر باشد. بدین معنی که باید مشخص شود که آیا این مقیاس نشانگرهای تعلق‌پذیری موردنظر در فرهنگ ایرانی

را در خود دارد یا خیر؟ بر این اساس، به‌نظر می‌رسد اجرای مطالعه‌ای بر روی نمونه دانشجویان ایرانی و بررسی روایی محتوایی<sup>۱</sup>، ساختار عاملی، تغییر ناپذیری جنسیتی، روایی پیش‌بین و اعتبار<sup>۲</sup> مقیاس می‌تواند علاوه بر فراهم آوردن ابزاری معتبر و روا جهت استفاده پژوهشگران داخلی، به ارزیابی دقیق‌تری از این مقیاس منتهی شود. این پژوهش با همین هدف طرح‌ریزی و اجرا شده است.

## روش

### جامعه آماری، نمونه و روش اجرای پژوهش

این پژوهش با توجه به شیوه گردآوری داده‌ها در زمره پژوهش‌های همبستگی و به‌صورت دقیق‌تر اعتباریابی آزمون قرار داشت. جامعه آماری پژوهش را تمامی دانشجویان مقطع کارشناسی دانشگاه بیرجند تشکیل می‌داد. جهت تعیین حجم نمونه با در نظر گرفتن حداقل ۳۰۰ نفر برای مطالعات مبتنی بر تحلیل عاملی تأییدی (میرز و همکاران، ۲۰۱۱) و با در نظر گرفتن احتمال ریزش نفرات، ۳۲۰ نفر انتخاب شدند. انتخاب نمونه با روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چند مرحله‌ای صورت گرفت. بدین ترتیب که در ابتدا دانشکده‌ها به‌عنوان واحد اولیه در نظر گرفته شد و از هر دانشکده، بر اساس سال ورود به دانشگاه و رشته تحصیلی چهار کلاس به‌صورت تصادفی ساده انتخاب و ابزارها بر روی دانشجویان هر کلاس که رضایت کامل از شرکت در پژوهش داشتند، اجرا گردید. در نهایت، با حذف پرسشنامه‌های ناقص، داده‌های مربوط به ۲۹۲ نفر مورد تحلیل قرار گرفت. میانگین و انحراف معیار سن در کل نمونه ۲۰/۵۳ و ۱/۹۳ با دامنه ۱۸ تا ۳۰ سال بود. در کل نمونه ۵۰/۳ درصد شرکت‌کنندگان را زنان تشکیل می‌دادند و ۸۲/۲ درصد شرکت‌کنندگان مجرد بودند.

در این پژوهش، با هدف بررسی روایی محتوایی، از ده نفر از اعضای هیئت علمی، متخصص در زمینه روان‌شناسی و مشاوره استفاده شد. از این تعداد شش مرد و چهار زن بودند. میانگین سنی این گروه ۴۸/۲۶ با انحراف معیار ۸/۱۴ بود. مرتبه علمی پنج نفر استادیار، چهار نفر دانشیار و یک نفر استاد تمام بود. این افراد دارای سوابق علمی و پژوهشی در زمینه روابط بین‌فردی و زمینه‌های مشابه بودند.

پس از ترجمه و آماده‌سازی اولیه، مقیاس جهت بررسی روایی محتوایی در اختیار متخصصان قرار گرفت تا از بُعد ضرورت (لاوشه، ۱۹۷۵) و مرتبط بودن (لاین، ۱۹۸۶) مورد بررسی قرار گرفته و شاخص‌های نسبت روایی محتوایی<sup>۳</sup> (CVR) و شاخص روایی محتوایی<sup>۴</sup> (CVI) محاسبه شوند. پس از تأیید روایی محتوایی و اخذ مجوزهای لازم، مقیاس توسط دستیاران پژوهشی که آموزش‌های لازم را دریافت کرده بودند، به‌صورت گروهی اجرا شد. پس از گردآوری داده‌ها، بررسی همسانی درونی و اعتبار مقیاس با محاسبه همبستگی میان عبارت‌ها و نیز همبستگی نمره هر عبارت با نمره کل، آلفای کرونباخ و ضریب تصنیف گاتمن صورت گرفت. سپس به بررسی روایی عاملی اکتشافی مقیاس پرداخته شد. از تحلیل عاملی تأییدی مرتبه اول و چند گروهی

1. content validity
2. reliability
3. Content Validity Ratio
4. Content Validity

جهت بررسی روایی عاملی تأییدی و تغییر ناپذیری جنسیتی استفاده شد. در ادامه روایی پیش‌بین مقیاس از طریق محاسبه رگرسیون چندگانه میان جهت‌گیری تعلق‌پذیری با سرزندگی ذهنی و فشار روانی مورد بررسی قرار گرفت. تحلیل‌های آماری با نرم‌افزار Spss-۱۶ و Amos-۲۰ صورت گرفت.

### ابزار سنجش

**مقیاس جهت‌گیری تعلق‌پذیری<sup>۱</sup> (BOS):** این مقیاس توسط لاولین، ولرند و کرویر- براود (۲۰۱۱) تدوین شده و دارای ۱۰ عبارت است که در طیف لیکرت پنج درجه‌ای لیکرت از کاملاً مخالفم (۱) تا کاملاً موافقم (۵) نمره‌گذاری می‌شود. این مقیاس دارای دو بُعد جهت‌گیری ترقی (۵ عبارت) و جهت‌گیری کاستن از کمبود (۵ عبارت) است. نمرات بالاتر در هر بُعد به معنای وضعیت مطلوب‌تر پاسخگو در آن بُعد می‌باشد. روایی این ابزار در مطالعه اصلی با تحلیل عاملی اکتشافی، تأییدی، همگرا و واگرا بررسی شده و به تأیید رسیده است. اعتبار مقیاس نیز، در مطالعه اصلی و نیز مطالعه سینکلر (۲۰۱۵) مطلوب گزارش شده است. جهت آماده‌سازی ابزار، پس از کسب مجوز الکترونیکی از تدوین‌کنندگان، ابزار توسط یک متخصص روان‌شناسی مسلط به زبان انگلیسی، به فارسی برگردانده شد. سپس توسط یک نفر عضو هیئت علمی روان‌شناسی ترجمه معکوس گردید. در نهایت، هر دو فرم توسط یک نفر عضو هیئت علمی تطبیق داده شدند. هر دو متن انگلیسی، توسط تدوین‌کننده اصلی، مورد بررسی و تأیید قرار گرفت.

**مقیاس سرزندگی ذهنی- فرم تفاوت فردی<sup>۲</sup> (SVS-IDL):** این مقیاس توسط رایان و فردریک (۱۹۹۷) تدوین شده و دارای هفت عبارت بوده و در طیف هفت درجه‌ای لیکرت از «در مورد من اصلاً درست نیست» (۱) تا «در مورد من کاملاً درست است» (۷) نمره‌گذاری می‌شود. عبارت ۲، به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شود. نمرات بالاتر به معنای سرزندگی ذهنی بالاتر است و برعکس. اعتبار و روایی این ابزار در مطالعه اصلی (رایان و فردریک، ۱۹۹۷) و سایر مطالعات خارجی (ساریکام، ۲۰۱۶) به تأیید رسیده است. ساختار عاملی، تغییر ناپذیری جنسیتی، روایی همگرا و اعتبار این مقیاس در نمونه دانشجویان ایرانی مطلوب گزارش شده است (تنهای رشوانلو، کرامتی، کارشکی و ترکمنی، ۱۳۹۷). آلفای کرونباخ برای این مقیاس در مطالعه حاضر برابر با ۰/۸۴ به دست آمد.

**مقیاس فشار روانی کسلر<sup>۳</sup> (K6):** این مقیاس توسط کسلر و همکاران (۲۰۰۲) تدوین شده و دارای شش عبارت است که در طیف پنج درجه‌ای لیکرت و از هیچ‌وقت (صفر) تا همیشه (۴) نمره‌گذاری می‌شود. نمرات بالاتر در این مقیاس به معنای فشار روانی بیشتر است. روایی و پایایی این مقیاس در مطالعات مختلف مورد بررسی قرار گرفته و به تأیید رسیده است (کسلر و همکاران، ۲۰۱۰؛ دادفر، عاطف وحید، لستر و بهرامی، ۲۰۱۶). آلفای کرونباخ این مقیاس در مطالعه حاضر ۰/۸۶ بود.

1. Belongingness Orientation Scale (BOS)

2. Subjective Vitality Scale-Individual Difference Level (SVS-IDL)

3. Kessler Psychological Distress Scale (K6)

## یافته‌ها

ضرایب روایی محتوایی هر عبارت در جدول ۱، آمده است. نتایج نشان می‌دهد که ضرایب روایی محتوایی برای تمامی عبارت‌ها در سطح مطلوبی قرار دارد. شاخص CVR برای کل مقیاس برابر با ۰/۹۰ و شاخص CVI برابر با یک به دست آمد.

در بررسی همسانی درونی و قدرت تشخیص عبارت‌ها، همبستگی نمره هر عبارت با سایر عبارت‌ها و نیز با نمره کل مقیاس بررسی شد. نتایج نشان داد که همبستگی عبارت‌ها با یکدیگر برای کل مقیاس از ۰/۳۲ تا ۰/۶۱ در تغییر است. سایر نتایج گویای قدرت تشخیص مناسب عبارت‌ها بود. کمترین همبستگی مربوط به عبارت ۱ و برابر با ۰/۳۱ و بیشترین همبستگی مربوط به عبارت هشت و معادل ۰/۵۲ بود. شاخص‌های توصیفی و ضرایب همبستگی عبارت‌ها با نمره کل در جدول ۱، آورده شده است.

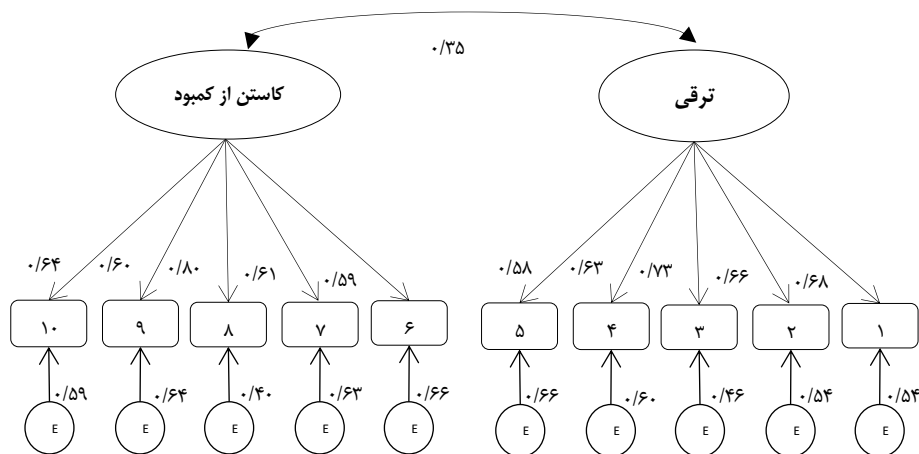
به‌عنوان پیش‌فرضی برای تحلیل عاملی اکتشافی با الگوی مؤلفه‌های اصلی، به محاسبه شاخص کفایت نمونه‌برداری (KMO) و آزمون کرویت بارتلت پرداخته شد. نتایج نشان داد که با مقدار KMO برابر با ۰/۸۲ و رد فرض صفر در آزمون کرویت بارتلت ( $\chi^2=793/20$ ,  $df=45$ ,  $P=0/0001$ ) شرایط برای تحلیل عاملی وجود دارد. تحلیل مؤلفه‌های اصلی با در نظر گرفتن بار عاملی بیشتر از ۰/۴۰ اجرا شد. تحلیل اولیه دو عامل با ارزش ویژه بالاتر از ۱ را به دست می‌داد. نمودار اسکری نیز از ساختار دو عاملی حمایت می‌کرد. واریانس تبیین شده ساختار دو عاملی ۵۴/۳۴ درصد بود. واریانس مشترک تمامی عبارت‌ها از ۰/۵۰ بالاتر بود. بارهای عاملی مربوط به هر عبارت در جدول ۱، آورده شده است. نتایج نشان می‌دهد، تمامی عبارت‌ها دارای بار عاملی بزرگ‌تر از ۰/۵۰ هستند.

به‌منظور تأیید ساختار عاملی به دست آمده، تحلیل عاملی تأییدی با نرم‌افزار Amos-۲۰ و روش بیشینه درست‌نمایی به اجرا در آمد. جهت ارزیابی مدل از شاخص‌های برازندگی استفاده شد. شاخص‌های برازش مدل اولیه در سطح مطلوبی قرار داشت ( $\chi^2/df=1/23$ ,  $GFI=0/97$ ,  $AGFI=0/96$ ,  $NFI=0/95$ ,  $CFI=0/99$ ,  $RMSEA=0/03$ ). بارهای عاملی نیز در شکل ۱ آورده شده‌اند. بارهای عاملی استاندارد شده و واریانس تبیین شده برای ساختار دو عاملی در شکل ۱، ارائه شده است. تمامی بارهای عاملی بزرگ‌تر از ۰/۵۰ بوده و در سطح کوچک‌تر از  $\alpha=0/01$  معنادارند.

جدول ۱- شاخص‌های توصیفی، ضرایب همسانی درونی و نتایج تحلیل عاملی اکتشافی مقیاس جهت‌گیری تعلق‌پذیری

محتوای عبارات	CVR	CVI	میانگین	انحراف استاندارد	کجی	کشیدگی	همبستگی با نمره کل	آلفای کرونباخ	بارهای عاملی ترقی	کاستن از کمبود
گفت‌وگو در مورد مسائل هیجان‌انگیز	۰/۸۰	۰/۹۰	۳/۳۸	۱/۱۲	-۰/۸۷	-۰/۰۱	۰/۳۸	۰/۷۷	۰/۷۷	
داشتن علاقه قبلی	۱	۰/۸۰	۳/۴۱	۰/۹۸	-۰/۴۹	-۰/۱۲	۰/۳۷	۰/۷۷	۰/۷۲	
جذاب بودن دیگران	۱	۱	۳/۲۵	۱/۰۶	-۰/۴۵	-۰/۳۰	۰/۴۱	۰/۷۶	۰/۷۷	
شناخت دیگران	۰/۸۰	۰/۸۰	۳/۶۳	۰/۹۷	-۰/۸۸	-۰/۷۳	۰/۳۸	۰/۷۷	۰/۷۴	
شناخت خود	۰/۸۰	۰/۷۰	۳/۵۹	۰/۹۷	-۰/۷۸	-۰/۳۴	۰/۳۶	۰/۷۷	۰/۶۹	
کسب آرامش	۰/۸۰	۰/۹۰	۳/۴۸	۰/۹۹	-۰/۲۸	-۰/۴۶	۰/۳۵	۰/۷۸	۰/۷۲	
نیاز به پذیرش	۱	۱	۳/۱۰	۱/۰۶	-۰/۰۸	-۰/۶۱	۰/۳۷	۰/۷۷	۰/۶۹	
تنهایی	۱	۰/۸۰	۳/۳۱	۱/۱۲	-۰/۲۷	-۰/۷۳	۰/۵۲	۰/۷۶	۰/۸۱	
تصمیم‌گیری	۰/۸۰	۱	۳/۳۷	۱/۰۶	-۰/۳۳	-۰/۳۹	۰/۳۱	۰/۷۷	۰/۷۱	
پرکردن خلأهای زندگی	۱	۰/۷۰	۳/۰۸	۱/۰۹	-۰/۲۰	-۰/۵۳	۰/۳۵	۰/۷۷	۰/۷۴	
						ارزش ویژه			۳/۴۵	۱/۹۹
						واریانس تبیین شده			۳۴/۴۹	۱۹/۸۵
						آلفای کرونباخ			۰/۷۹	۰/۷۹
						ضریب دونیمه کردن			۰/۷۰	۰/۷۴





شکل ۱- بارهای عاملی تأییدی مقیاس جهت‌گیری تعلق‌پذیری

برای بررسی تغییر ناپذیری جنسیتی ساختار عاملی به‌دست آمده، تحلیل عاملی تأییدی با مقایسه ساختارهای عاملی در گروه زنان و مردان بر اساس بارهای عاملی و واریانس و کوواریانس‌های عاملی انجام شد. بدین ترتیب که در ابتدا مدل‌ها بدون محدودیت و به تفکیک دو جنس مورد بررسی قرار گرفتند. بارهای عاملی استاندارد شده ساختار دو عاملی در گروه زنان و مردان در جدول ۲ و شاخص‌های برازندگی در جدول ۳، آورده شده است.

جدول ۲، نشان می‌دهد که تمامی بارهای عاملی بزرگ‌تر از ۰/۵۰ بوده و در سطح کوچک‌تر از  $\alpha=0/01$  معنادارند. نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که مدل‌های تحلیل عاملی در گروه زنان ( $\chi^2/df=1/60$ ،  $GFI=0/90$ ،  $AGFI=0/90$ ،  $NFI=0/90$ ،  $CFI=0/95$ ،  $RMSEA=0/06$ ) و مردان ( $\chi^2/df=1/02$ ،  $GFI=0/96$ ،  $AGFI=0/93$ ،  $NFI=0/91$ ،  $CFI=0/99$ ،  $RMSEA=0/01$ ) از برازش قابل‌قبولی برخوردار هستند.

جدول ۲- بارهای عاملی استاندارد شده و واریانس تبیین شده ساختار دو عاملی در زنان و مردان در مدل بدون محدودیت

عبارات	زنان		مردان	
	کاستن از کمبود		کاستن از کمبود	
	تربیی شده	تربیی شده	تربیی شده	تربیی شده
۱	۰/۷۴	۰/۵۵	۰/۶۲	۰/۳۸
۲	۰/۶۳	۰/۳۹	۰/۶۸	۰/۴۷
۳	۰/۷۴	۰/۵۵	۰/۷۴	۰/۵۴
۴	۰/۶۱	۰/۳۷	۰/۶۴	۰/۴۱
۵	۰/۵۳	۰/۲۸	۰/۶۱	۰/۳۷
۶	۰/۵۹	۰/۳۵		
۷	۰/۶۲	۰/۳۹		
۸	۰/۷۷	۰/۵۹		
۹	۰/۶۰	۰/۳۶		
۱۰	۰/۵۵	۰/۳۱		
			۰/۵۸	۰/۳۳
			۰/۶۰	۰/۳۶
			۰/۸۴	۰/۷۰
			۰/۶۴	۰/۴۱
			۰/۷۲	۰/۵۳

جدول ۳- شاخص‌های برازندگی مدل‌های تحلیل عاملی تأییدی مرتبه اول و چندگروهی

مدل	$\chi^2$	df	$\chi^2/df$	GFI	AGFI	NFI	CFI	RMSEA	$\Delta\chi^2$	$\Delta df$
زنان	۵۴/۲۲	۳۴	۱/۶۰	۰/۹۵	۰/۹۰	۰/۹۰	۰/۹۵	۰/۰۶	-	-
مردان	۳۴/۸۰	۳۴	۱/۰۲	۰/۹۶	۰/۹۳	۰/۹۱	۰/۹۹	۰/۰۱	-	-
مدل بدون محدودیت	۸۹/۰۲	۶۸	۱/۳۱	۰/۹۵	۰/۹۱	۰/۹۰	۰/۹۷	۰/۰۳	-	-
محدودیت بارهای عاملی	۹۵/۴۸	۷۶	۱/۲۶	۰/۹۴	۰/۹۱	۰/۸۹	۰/۹۷	۰/۰۳	۶/۴۶	۸
محدودیت واریانس کوواریانس عاملی	۹۷/۱۶	۷۹	۱/۲۳	۰/۹۴	۰/۹۲	۰/۸۹	۰/۹۸	۰/۰۳	۸/۱۵	۱۱

\* تمامی مقادیر  $\chi^2$  و  $\Delta\chi^2$  در سطح  $P \leq 0/05$  غیرمعنا دارند.

در ادامه مدل‌های بدون محدودیت مورد بررسی قرار گرفته و سپس شاخص‌های برازش مدل‌های با محدودیت بار عاملی و واریانس و کوواریانس‌های عاملی با مدل بدون محدودیت مقایسه شدند. مقادیر  $\Delta\chi^2$  که با هدف آزمون  $\chi^2$  الگوی با محدودیت و الگوی بدون محدودیت محاسبه شد، نشان می‌دهد که بارهای عاملی ( $P=0/60$ )،  $(\Delta\chi^2_{(8)}=6/46)$  در میان زنان و مردان برابر است. سایر نتایج نیز گویای آن است که واریانس- کوواریانس‌های عاملی ( $P=0/70$ )،  $(\Delta\chi^2_{(11)}=8/15)$  نیز در دو گروه زنان و مردان برابر هستند. بر این اساس، تغییر ناپذیری جنسیتی در مقیاس جهت‌گیری تعلق پذیری به تأیید می‌رسد.

بررسی روایی پیش‌بین از طریق محاسبه رگرسیون چندگانه سرزندگی ذهنی و فشار روانی برحسب ابعاد جهت‌گیری تعلق‌پذیری صورت گرفت. در گام اول، بررسی ضرایب همبستگی نشان داد که میان جهت‌گیری ترقی ( $r=0/43$ ) و کاستن از کمبود ( $r=0/33$ ) با سرزندگی ذهنی رابطه مثبت و با فشار روانی رابطه منفی وجود دارد ( $r=-0/30$ ) و تمامی ضرایب در سطح کوچک‌تر از  $0/01$  معنادار هستند.

در بررسی مفروضات تحلیل رگرسیون، نمودار باکس نشان داد که پرت تک متغیره‌ای وجود ندارد؛ مقادیر بزرگ‌تر از  $0/001$  آماره فواصل ماهالانوبیس<sup>۱</sup> با اصلاح بر اساس درجات آزادی ۲ (میرز، گامست و گارینو، ۲۰۱۶) نشان داد که پرت چند متغیره‌ای وجود ندارد؛ بررسی نرمال بودن تک‌متغیره با در نظر گرفتن کجی  $\pm 2$  (شوماخر و لوماکس، ۲۰۱۲) و کشیدگی  $\pm 7$  (وست، فینچ و کوران، ۱۹۹۵) نشان‌دهنده نرمال بودن تک‌متغیره بود؛ ضرایب آماره کالموگروف اسمیرنوف غیرمعتادار بوده ( $P \leq 0/05$ ) و نرمال بودن توزیع باقیمانده‌ها محقق شد؛ ضرایب آماره دوربین واتسون برای مدل سرزندگی ذهنی و فشار روانی به ترتیب برابر با  $1/79$  و  $1/76$  بوده و استقلال خطاها را مورد تأیید قرار داد. عدم همخطی میان متغیرهای پیش‌بین با آماره‌های تولرانس و VIF به ترتیب برابر با  $0/93$  و  $1/07$  بوده و عدم همخطی را نشان می‌داد.

تحلیل رگرسیون نشان داد که واریانس تبیین شده مدل پیش‌بینی سرزندگی ذهنی برابر با  $R^2 = 0/20$  بوده و مدل معتادار است ( $F = 32/23, P \geq 0/01$ ). در این مدل جهت‌گیری ترقی ( $\beta = 0/40, t = 7/21, P \geq 0/01$ ) و کاستن از کمبود ( $\beta = 0/12, t = 2/21, P \geq 0/05$ )، پیش‌بینی‌کننده مثبت سرزندگی ذهنی بودند. سایر نتایج نشان داد که در مدل فشار روانی، واریانس تبیین شده مدل برابر با  $R^2 = 0/21$  بوده و مدل معتادار است ( $P \geq 0/01$ ). در این مدل جهت‌گیری ترقی ( $\beta = 0/31, t = -5/62, P \geq 0/01$ ) و کاستن از کمبود ( $\beta = -0/27, t = -4/88, P \geq 0/01$ )، پیش‌بینی‌کننده منفی فشار روانی بودند.

در نهایت، وجود همبستگی مثبت و معتادار ( $r = 0/27$ ) میان دو جهت‌گیری ترقی و کاستن از کمبود، ضرایب آلفای کرونباخ  $0/79$  برای زیرمقیاس‌ها و ضرایب دونیمه کردن  $0/70$  برای جهت‌گیری ترقی و  $0/74$  برای جهت‌گیری کاستن از کمبود (جدول ۱) نشان از اعتبار مناسب مقیاس جهت‌گیری تعلق‌پذیری داشت.

## بحث و نتیجه‌گیری

هدف از پژوهش حاضر، بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس جهت‌گیری تعلق‌پذیری در نمونه‌ای از دانشجویان بود. بررسی روایی محتوایی مقیاس نشان داد که عبارت‌ها به‌خوبی جهت‌گیری تعلق‌پذیری افراد را مورد بررسی قرار می‌دهند. سایر نتایج نشان داد که همسانی درونی مناسبی میان عبارت‌های مقیاس و نیز هر عبارت با نمره کل وجود دارد. این یافته با پژوهش لاورین، ولرند و کرویر- براود (۲۰۱۱) همسویی دارد. آنان نیز همبستگی مطلوبی میان عبارت‌ها به‌دست آوردند.

بررسی ساختار عاملی با تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی نشان داد که مقیاس از ساختاری دو عاملی برخوردار است. این یافته با نتایج پژوهش لاورین، ولرند و کرویر- براود (۲۰۱۱) همسویی دارد. بررسی تغییر ناپذیری جنسیتی با تحلیل عاملی تأییدی بین‌گروهی نشان داد که بارهای عاملی و واریانس و کوواریانس‌های عاملی در بین دو گروه برابرند و تغییرپذیری جنسیتی در ساختار عاملی مقیاس جهت‌گیری تعلق‌پذیری وجود ندارد. بر این اساس، چنین استنباط می‌شود که می‌توان مقیاس را با ساختار موجود در هر دو جنس به‌کار برد.

1. mahalanobis

نتایج بررسی روایی پیش‌بین مقیاس نشان داد که میان جهت‌گیری ترقی و کاستن از کمبود با سرزندگی ذهنی رابطه مثبت و معناداری وجود دارد و این ابعاد می‌توانند سرزندگی ذهنی را به‌طور مثبت پیش‌بینی کنند. در پیشینه پژوهشی، روابط این متغیرها به‌طور دقیق مورد بررسی قرار نگرفته است. اما پژوهش‌های زیادی (رین بوث، دودا و تومانیس، ۲۰۰۴؛ لئون و نونز، ۲۰۱۳) رابطه احساس تعلق با سرزندگی ذهنی را به تأیید رسانده‌اند. در چهارچوب نظریه خودتعیین‌گری (دسی و رایان، ۲۰۱۴) نیز، تعلق به دیگران در کنار خودمختاری و ادراک شایستگی با پیامدهای مثبت روان‌شناختی همانند بهزیستی روانی و سرزندگی در ارتباط است. بر این اساس، می‌توان روایی پیش‌بین مقیاس جهت‌گیری تعلق‌پذیری را مناسب ارزیابی کرد.

نتایج پژوهش حاضر، مؤید رابطه منفی تعلق‌پذیری با فشار روانی بود. علاوه بر آن، ابعاد جهت‌گیری تعلق‌پذیری می‌توانستند فشار روانی را به‌طور منفی پیش‌بینی کنند. نتایج پژوهش لاون، ولرند و کرویر-براد (۲۰۱۱)، نشان داد که اضطراب اجتماعی و احساس تنهایی با جهت‌گیری ترقی رابطه منفی و با جهت‌گیری کاستن از کمبود رابطه مثبت دارند. آنان فشار روانی یا سایر سازه‌های حاکی از ناسلامتی روانی را مورد بررسی قرار ندادند؛ اما سایر پژوهش‌ها در خصوص احساس تعلق نشان می‌دهند که روابط منفی و معناداری میان این سازه با عواطف منفی (لندری و همکاران، ۲۰۱۶)، ناسلامتی روانی و افسردگی (لندری و همکاران، ۲۰۱۶؛ قربانی سفیده‌خوان و حسین‌ثبات، ۱۳۹۵) و نگرانی (اولریش-فرنج و کاکس، ۲۰۰۹؛ کاکس و اولریش-فرنج، ۲۰۱۰) وجود دارد. بر این اساس، به‌نظر می‌رسد می‌توان روایی پیش‌بین مقیاس جهت‌گیری تعلق‌پذیری در ارتباط با فشار روانی را مطلوب قلمداد کرد.

در نهایت، نتایج بررسی اعتبار نشان داد که عبارت‌ها و ابعاد از همسانی درونی مناسبی برخوردارند. ضرایب آلفای کرونباخ و دونیمه کردن نیز در سطح مطلوبی قرار داشتند. بر این اساس، اعتبار مقیاس جهت‌گیری تعلق‌پذیری مطلوب ارزیابی می‌شود.

در مجموع به‌نظر می‌رسد که مقیاس جهت‌گیری تعلق‌پذیری ابزاری است که با ۱۰ عبارت و ساختاری دوعاملی، دارای اعتبار، روایی عاملی و پیش‌بین و نیز تغییر ناپذیری جنسیتی است. بر اساس یافته‌های حاصل از پژوهش حاضر، استفاده از این مقیاس در میان زنان و مردان که در دامنه سنی ۱۸ تا ۳۰ سال قرار دارند، از روایی و اعتبار مناسبی برخوردار است؛ اما به‌نظر می‌رسد، این استفاده باید با احتیاط صورت گیرد؛ چرا که همانند سایر پژوهش‌ها، مطالعه حاضر نیز با محدودیت‌هایی از قبیل اجرا در یک بافت فرهنگی و اجتماعی خاص، تعداد کم نمونه پژوهش و استفاده صرف از ابزار خودگزارشی همراه بود. این محدودیت‌ها تعمیم نتایج را به سایر گروه‌ها و بافت‌های اجتماعی و فرهنگی با محدودیت مواجه می‌سازد. بررسی روایی ملاکی برحسب جنسیت، سن و وضعیت تأهل به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌گردد.

## منابع

تنهای رشوانلو، ف.، کرامتی، ر.، کارشکی، ح.، و ترکمنی، م. (۱۳۹۷). ساختار عاملی و تغییر ناپذیری جنسیتی مقیاس سرزندگی ذهنی در دانشجویان. *فصلنامه پژوهش‌های کاربردی روان‌شناختی*. ۹(۳)، ۱۴-۱۰.

- رشید، س.، کیانی، ا. ر.، خرمدل، ک.، محمدنژادی، ب.، عبدالهی، ب.، و مکارمی مقدم، ف. (۱۳۹۵). همبستگی حمایت اجتماعی ادراک شده، تعلق‌پذیری خنثی و احساس بار بودن با خودکشی در دانشجویان دانشگاه محقق اردبیلی. *پژوهنده*. ۱۹۲-۱۹۸، (۴)۳۱.
- قربانی سفیده‌خوان، م.، و حسین‌نات، ف. (۱۳۹۵). بررسی همبستگی بین شاخص‌های سبک دلبستگی و ارضای نیازهای بنیادین روان‌شناختی با افسردگی (از طریق تحلیل مسیر). *پژوهنده*. ۱۳-۲۰، (۱)۳۱.

## References

- Adamczyk, K. (2018). Direct and indirect effects of relationship status through unmet need to belong and fear of being single on young adults' romantic loneliness. *Personality and Individual Differences*. 124, 124-129.
- Baumeister, R. F., & Leary, M. R. (1995). The need to belong: desire for interpersonal attachments as a fundamental human motivation. *Psychological Bulletin*. 117(3), 497-529.
- Cacioppo, J. T., & Cacioppo, S. (2014). Social relationships and health: The toxic effects of perceived social isolation. *Social and personality Psychology Compass*. 8(2), 58-72.
- Cox, A. E., & Ullrich-French, S. (2010). The motivational relevance of peer and teacher relationship profiles in physical education. *Psychology of Sport and Exercise*. 11(5), 337-344.
- Cox, A., Duncheon, N., & McDavid, L. (2009). Peers and teachers as sources of relatedness perceptions, motivation, and affective responses in physical education. *Research Quarterly for Exercise and Sport*. 80(4), 765-773.
- Dadfar, M., Atef Vahid, M. K., Lester, D., & Bahrami, F. (2016). Kessler psychological distress scale (K6): psychometric testing of the Farsi form in psychiatric outpatients. *Advances in BioResearch*. 7(2), 105-108.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (1985). *Intrinsic motivation and self-determination in human behavior*. New York: Plenum.
- Deci, E. L., & Ryan, R. M. (2014). Autonomy and need satisfaction in close relationships: Relationships motivation theory. In *Human motivation and interpersonal relationships* (pp. 53-73). Springer, Dordrecht.
- Ferrand, C., Martinent, G., & Durmaz, N. (2014). Psychological need satisfaction and well-being in adults aged 80 years and older living in residential homes: Using a self-determination theory perspective. *Journal of Aging Studies*. 30, 104-111.
- Kessler, R. C., Andrews, G., Colpe, L. J., Hiripi, E., Mroczek, D. K., Normand, S. L., ... & Zaslavsky, A. M. (2002). Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress. *Psychological Medicine*. 32(6), 959-976.
- Kessler, R. C., Green, J. G., Gruber, M. J., Sampson, N. A., Bromet, E., Cuitan, M., ... & Lara, C. (2010). Screening for serious mental illness in the general population

- with the K6 screening scale: results from the WHO World Mental Health (WMH) survey initiative. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*. 19(S1), 4-22.
- Landry, A. T., Kindlein, J., Trépanier, S. G., Forest, J., Zigarmi, D., Houson, D., & Brodbeck, F. C. (2016). Why individuals want money is what matters: Using self-determination theory to explain the differential relationship between motives for making money and employee psychological health. *Motivation and Emotion*. 40(2), 226-242.
- Lavigne, G. L., Vallerand, R. J., & Crevier-Braud, L. (2011). The fundamental need to belong: On the distinction between growth and deficit-reduction orientations. *Personality and Social Psychology Bulletin*. 37(9), 1185-1201.
- Lawshe, C. H. (1975). A quantitative approach to content validity. *Personnel Psychology*. 28(4), 563-575.
- Leary, M. R., Kelly, K. M., Cottrell, C. A., & Schreindorfer, L. S. (2013). Construct validity of the need to belong scale: Mapping the nomological network. *Journal of Personality Assessment*. 95(6), 610-624.
- León, J., & Núñez, J. L. (2013). Causal ordering of basic psychological needs and well-being. *Social Indicators Research*. 114(2), 243-253.
- Lynn, M. R. (1986). Determination and quantification of content validity. *Nursing Research*. 35(6), 382-385.
- McClelland, D. C. (1987). Biological aspects of human motivation. In *Motivation, intention, and volition* (pp. 11-19). Springer, Berlin, Heidelberg.
- Meyers, L. S., Gamst, G., & Guarino, A. J. (2016). *Applied multivariate research: Design and interpretation*. Sage publications.
- Myers, N. D., Ahn, S., & Jin, Y. (2011). Sample size and power estimates for a confirmatory factor analytic model in exercise and sport: A Monte Carlo approach. *Research Quarterly for Exercise and Sport*. 82(3), 412-423.
- Reinboth, M., Duda, J. L., & Ntoumanis, N. (2004). Dimensions of coaching behavior need satisfaction, and the psychological and physical welfare of young athletes. *Motivation and Emotion*. 28(3), 297-313.
- Ryan, R. M., & Deci, E. (2014). *Self-determination theory*. In *Encyclopedia of quality of life and well-being research* (pp. 5755-5760). Springer Netherlands.
- Ryan, R. M., & Deci, E. L. (2017). *Self-determination theory: Basic psychological needs in motivation, development, and wellness*. Guilford Publications.
- Ryan, R. M., & Frederick, C. (1997). On energy, personality, and health: Subjective vitality as a dynamic reflection of well-being. *Journal of Personality*. 65(3), 529-565.
- Sarıçam, H. (2016). Examining the Relationship between Self-rumination and Happiness: The Mediating and Moderating Role of Subjective Vitality. *Universities Psychological*. 15(2), 383-396.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2012). *A beginner's guide to structural equation*

- modeling*. Routledge.
- Seehusen, J., Cordaro, F., Wildschut, T., Sedikides, C., Routledge, C., Blackhart, G. C., ... & Vingerhoets, A. J. (2013). Individual differences in nostalgia proneness: The integrating role of the need to belong. *Personality and Individual Differences*, 55(8), 904-908.
- Sheldon, K. M., Elliot, A. J., Kim, Y., & Kasser, T. (2001). What is satisfying about satisfying events? Testing 10 candidate psychological needs. *Journal of Personality and Social Psychology*, 80(2), 325-339.
- Sinclair, T. J. (2015). *Staying connected: mechanisms related to the wellbeing of older adults online*. Unpublished Doctoral dissertation, University of Tasmania.
- Smith, A., Ntoumanis, N., & Duda, J. (2007). Goal striving, goal attainment and well-being: Adapting and testing the self-concordance model in sport. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 29(6), 763-782.
- Spehar, I., Forest, J., & Stenseng, F. (2016). Passion for Work, Job Satisfaction, and the Mediating Role of Belongingness. *Scandinavian Journal of Organizational Psychology*, 8(1), 5-14.
- Standage, M., & Gillison, F. (2007). Students' motivational responses toward school physical education and their relationship to general self-esteem and health-related quality of life. *Psychology of Sport and Exercise*, 8(5), 704-721.
- Tajrishi, K. Z., Besharat, M. A., Pourbohloul, S., & Larijani, R. (2011). Psychometric properties of a Farsi version of the Basic Needs Satisfaction in General Scale in a sample of Iranian population. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 30, 221-225.
- Ullrich-French, S., & Cox, A. (2009). Using cluster analysis to examine the combinations of motivation regulations of physical education students. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 31(3), 358-379.
- West, S. G., Finch, J. F. & Curran, P. J. (1995). Structural equation models with non-normal variables: Problems and remedies, In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues and ...* 56-75), Sage, Thousand Oaks, 1995.

