

رشد و یادگیری حرکتی - ورزشی - زمستان ۱۳۹۷
دوره ۱۰، شماره ۴، ص: ۴۸۳ - ۴۶۷
تاریخ دریافت: ۹۵ / ۰۵ / ۱۰
تاریخ پذیرش: ۹۵ / ۰۷ / ۲۶

بررسی روایی و پایایی نسخه فارسی مقیاس نگرش دانش آموزان نسبت به تربیت بدنی (SATPES)

میثم بیابانی^۱ - رسول حمایت طلب^۲ - فضل الله باقرزاده^{۳*} - الهه عرب عامری^۴

۱. کارشناس ارشد رفتار حرکتی، دانشکده تربیت بدنی و علوم ورزشی، دانشگاه تهران، تهران، ایران ۲. استاد،
دانشکده تربیت بدنی و علوم ورزشی، دانشگاه تهران، تهران، ایران ۳ و ۴. دانشیار، دانشکده تربیت بدنی و علوم
ورزشی، دانشگاه تهران، تهران، ایران

چکیده

نگرش نقش مهمی در موفقیت افراد دارد و یکی از جنبه‌هایی است که یادگیری دانش آموزان را تحت تأثیر قرار می‌دهد. هدف از پژوهش حاضر، بررسی روایی و پایایی نسخه فارسی مقیاس نگرش دانش آموزان نسبت به تربیت بدنی بود. این پژوهش از نوع توصیفی-همبستگی بود که جامعه آماری آن را تمامی دانش آموزان ۱۲ تا ۱۴ ساله مقطع متوسطه دوره اول شهر تهران تشکیل دادند. ابزار اندازه‌گیری، مقیاس نگرش دانش آموزان نسبت به تربیت بدنی بود که سابرامانیام و سیلورمن (۲۰۰۰) اعتباریابی کرده‌اند. این ابزار دارای دو خرده‌مقیاس و ۲۰ گویه پنج‌ارزشی لیکرتی است که ۴۱۵ پرسشنامه از این ابزار توسط دانش آموزان تکمیل شد. به منظور محاسبه پایایی زمانی از روش آزمون-بازآزمون و برای تعیین همسانی درونی از آلفای کرونباخ و برای تعیین روایی سازه از تحلیل عامل تأییدی و اکتشافی استفاده شد. نتایج نشان داد که نسخه فارسی مقیاس نگرش دانش آموزان نسبت به تربیت بدنی از رویکرد دوبعدی نگرش در ابعاد لذت بردن و سودمندی با ۲۰ گویه حمایت می‌کند و روایی (شاخص‌های برازش بالاتر از حد قابل قبول ۰/۹ بودند) و پایایی (بالاتر از حد قابل قبول ۰/۷ بودند) مقیاس تأیید می‌شود. در نتیجه، نسخه فارسی مقیاس نگرش دانش آموزان نسبت به تربیت بدنی برای سنجش نگرش دانش آموزان توصیه می‌شود.

واژه‌های کلیدی

پایایی، تحلیل عاملی، روایی، نگرش.

مقدمه

درک نگرش دانش‌آموزان به معلمان در بهبود محتوای آموزش و تشکیل نگرش مثبت در میان دانش‌آموزان کمک می‌کند (۱). در دو دهه گذشته، متخصصان حوزه تربیت بدنی^۱ شاهد افزایش دانش در چندین حوزه مربوط به آموزش^۲ و یادگیری^۳ بوده‌اند. عوامل زیادی وجود دارند که ممکن است بر یادگیری دانش‌آموزان تأثیر بگذارند. مسئله کلیدی در تحقیقات آموزشی شناسایی و درک چگونگی تأثیر این عوامل بر موفقیت دانش‌آموزان است. از طریق همین دانش است که می‌توانیم محیط یادگیری مناسبی را برای بهبود یادگیری ایجاد کنیم. علاوه بر این، این دانش ما را قادر به درک بهتر کرده و اجزایی را که می‌توانند در فرایند یادگیری تداخل ایجاد کنند، به حداقل می‌رساند. یکی از جنبه‌هایی که ممکن است یادگیری دانش‌آموزان را تحت تأثیر قرار دهد، نگرش^۴ است (۲). نگرش‌ها نقش مهمی در موفقیت افراد در کارهایشان دارند. با وجود این، افراد با آن نگرش‌ها به دنیا نیامده‌اند، بلکه آنها را پس از مدتی به دست می‌آورند (۳). به عبارتی دیگر، نگرش‌ها از طریق یادگیری توسعه پیدا می‌کنند و با گذشت زمان تغییر و توسعه می‌یابند (۴). هنگامی که معلمان محیط یادگیری‌ای را ایجاد می‌کنند که در آن دانش‌آموزان احساس راحتی و اطمینان داشته باشند، این مسئله نگرش مثبت به تربیت بدنی را افزایش خواهد داد (۵).

با وجود اطلاعات زیادی که در این زمینه‌ها وجود دارد، پژوهشگران حیطه آموزش تربیت بدنی شواهد اندکی را در حمایت از اهمیت نگرش در یادگیری دانش‌آموزان فراهم کرده‌اند (۶). براساس شواهد جدید دانش‌آموزانی که نگرش مثبت‌تری به فعالیت بدنی در تربیت بدنی نشان می‌دهند، احتمال بیشتری برای شرکت آنها در فعالیت بدنی در خارج از مدرسه وجود دارد (۷). مقیاس‌های مختلفی برای ارزیابی نگرش دانش‌آموزان در مطالعات تربیت بدنی گزارش شده است. در بازبینی تحقیقات نگرش در تربیت بدنی، سیلورمن و سابرامانیام^۵ (۱۹۹۹) دریافتند که این ابزارها یا موفق به دنبال کردن مراحل اعتبارسنجی مناسب ابزار نشده بودند یا در این ابزارها نظریه نگرش به‌عنوان چارچوب راهنما در ارزیابی خصیصه موردنظر به‌کار گرفته نشده بودند که این ممکن است به یافته‌های آمیخته‌ای از مطالعات نگرش

-
1. Physical Education
 2. Pedagogy
 3. Learning
 4. Attitude
 5. Silverman & subramaniam

در حیطه تربیت بدنی منجر شود (۸). بنابراین، تفسیر نمرات چنین ابزاری می‌تواند مشکل‌ساز باشد. پس ابزاری که نمرات آن روا و پایا بوده و بر پایه نظریه‌های نگرش و روان‌شناختی استوار است، به توسعه و روان‌سنجی نیاز دارد تا سازه موجود در یک برنامه تربیت بدنی را با موفقیت اندازه‌گیری کند. توسعه چنین ابزاری تفسیر نمرات را معنادار کرده و همچنین خلأ موجود در تحقیقات نگرش در آموزش تربیت بدنی را پر می‌کند (۹، ۱۰). نگرش به‌عنوان یک سازه^۱ تک‌جزئی، دوجزئی یا چندجزئی توسط محققان نگرش مشاهده شده است. برخی پژوهشگران نگرش را تک‌بعدی می‌دانند. وقتی کاربرد این واژه تنها به بعد عاطفی^۲ منحصر شود، نگرش یک سازه تک‌بعدی^۳ است (۱۱، ۱۲). برخی پژوهشگران اعتقاد دارند نگرش باید یک سازه دوجزئی^۴ دیده شود (۱۶-۱۳). طرفداران مدل دوعاملی فرض می‌کنند که نگرش شامل جنبه‌های شناختی^۵ و عاطفی است. بعد عاطفی میزان تمایل احساسی یا احساس به موضوع نگرش را اندازه‌گیری می‌کند و بعد شناختی در مورد عقاید موجود در زمینه ویژگی‌های موضوع نگرش است. طرفداران نظریه نگرش چندجزئی^۶ نشان دادند که نگرش شامل سه جزء است: الف) شناختی، ب) عاطفی، ج) تمایل به عمل (جزء رفتاری). حامیان این دیدگاه سه‌بخشی پیشنهاد دادند که احساسات نسبت به یک موضوع نگرشی و عقاید درباره ویژگی‌های موضوع نگرشی بر رفتار تأثیر می‌گذارد (۱۹-۱۷). در اصل، دیدگاه چندجزئی نگرش، یک مدل سلسله‌مراتبی از شناختی، عاطفی، و تمایل به عمل به‌عنوان عوامل اول، و نگرش به‌عنوان تنها عامل مرتبه دوم است (۲۰). نظریه دوجزئی نگرش به‌عنوان چارچوب نظری این مطالعه استفاده شده است، به‌طوری‌که مقیاس نگرش دانش‌آموزان نسبت به تربیت بدنی، دو جزء لذت بردن (عاطفی) و سودمندی ادراکی (شناختی) دانش‌آموزان تربیت بدنی را در رابطه با معلم تربیت بدنی مدرسه آنها اندازه‌گیری می‌کند. ابزارهای زیادی برای ارزیابی نگرش دانش‌آموزان در تربیت بدنی ساخته شده است. ولی لزوماً تعداد ابزارها تفسیر نمره‌های به‌دست‌آمده از این ابزارها را به‌خوبی منعکس نمی‌کند. بیشتر تحقیقات کمی در این زمینه یا از ابزار کنیون^۷ (۱۹۶۸، ۱۹۶۸ب) یا از ابزار سایمون و اسمول^۸ (۱۹۷۴) استفاده کرده‌اند. سازه اساسی در این

-
1. Construct
 2. Affective
 3. Unidimensional
 4. Two-component
 5. Cognitive
 6. Multicomponent
 7. Kenyon
 8. Simon & Smoll

ابزارها نمی‌تواند معیاری برای اندازه‌گیری نگرش باشد. چون در ابزار کنیون، فعالیت بدنی و نه نگرش، به‌عنوان یک سازه چندبعدی مفهوم‌سازی شده است. در این ابزار، مفهوم نگرش به‌عنوان داشتن ابعاد عاطفی، شناختی و تمایل به عمل بیان نشده است. بنابراین، کاربرد این ابزار به‌عنوان ارزیابی مشکل‌ساز است، چراکه نگرش یک سازه اصلی است. از طرفی ابزار سایمون و اسمول هم براساس کار کنیون (مردان و زنان دانشگاهی) و با تغییراتی اساسی در بازنویسی این قسمت‌ها با توجه به کودکان ابتدایی است. استفاده از ابزار توسعه‌یافته برای جمعیت‌های خاص بر روی گروه‌های دیگر نیز می‌تواند مشکل‌ساز باشد (۶). بازنویسی و کاربرد یک ابزار ساخته‌شده برای بزرگسالان ممکن است برای کودکان معتبر نباشد (۲۲، ۲۱). ما اطلاعات خیلی کمی درباره تفاوت‌های رشدی بالقوه در مورد نگرش مرتبط با سن در اختیار داریم (۲۳).

مطالعه و درک نگرش دانش‌آموزان به چند دلیل اهمیت دارد؛ از جمله اینکه، نگرش دانش‌آموز می‌تواند نقش متغیر میانجی را در بسیاری از تحقیقات مرتبط با این مقوله داشته باشد و با توجه به کمبود ابزارهای مناسب برای تحقیق در این زمینه، با مطالعه و بررسی بیشتر این سازه روان‌شناختی، می‌توان موجب بهبود کیفی محیط یادگیری دانش‌آموزان و دیگر موضوعات مرتبط با نگرش در این افراد شد. همچنین، نگرش دانش‌آموزان اطلاعات ارزشمندی درباره نوع تفکر و احساس آنها در مورد تربیت بدنی به ما می‌دهد که این اطلاعات می‌تواند موجب تغییر در برنامه آموزشی دانش‌آموزان در صورت نیاز شود. ضمن اینکه نگرش مثبت دانش‌آموزان به تربیت بدنی می‌تواند موجب ترغیب آنها به شرکت در فعالیت بدنی در خارج از برنامه آموزشی مدارس نیز شود که در این صورت می‌توانیم با تأثیر بر نگرش دانش‌آموزان با روش‌های مناسب باعث ارتقای سبک زندگی در میان نوجوانان شویم.

سابرامانیام و سیلورمن (۲۰۰۰) در آمریکا اقدام به ساخت و اعتباریابی ابزاری کردند که در آن نگرش دانش‌آموزان مقطع متوسطه را نسبت به تربیت بدنی ارزیابی کردند. هو و همکاران (۲۰۱۴) نیز تلاش مشابهی را در چین انجام دادند و این سازه را در دانش‌آموزان مقطع متوسطه ارزیابی کردند. دمیرهان و آلتای (۲۰۰۱) هم در ترکیه اقدام به اعتباریابی سازه نگرش کردند که البته برخلاف دو مطالعه پیشین، پژوهش آنها بر روی دانش‌آموزان مقطع دبیرستان بود (۱۱).

برای استفاده از این ابزار باید جنبه‌های بومی و فرهنگی هر کشوری که قصد استفاده از این پرسشنامه را دارد، در نظر گرفته شود (۲۴). در ضمن برای پیشگیری از سوءتعبیرهایی که هنگام

استفاده از پرسشنامه‌های روان‌شناختی رخ می‌دهد، باید روایی^۱ و پایایی^۲ آنها کاملاً روشن باشد، زیرا داشتن دانش کافی درباره مفاهیم آماری و درک مفهوم روایی و پایایی در تصمیم‌گیری درباره نتایج ضروری است (۲۵). پس از آنجا که مبنای انجام هر پژوهشی استفاده از ابزارهای اندازه‌گیری روا و پایاست و تفسیر نتایج پژوهش به روایی ابزار به‌کارگرفته‌شده بستگی دارد، پژوهشگر باید از روایی پرسشنامه‌ای که از آن استفاده می‌کند، مطمئن باشد. با توجه به آنچه بیان شد، پژوهش حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس نگرش دانش‌آموزان نسبت به تربیت بدنی که با استفاده از تفسیر نتایج حاصل از ابزاری که از دیدگاه دوجزئی نگرش تبعیت می‌کند، انجام گرفت و در پی پاسخ دادن به این پرسش برآمد که آیا ترجمه فارسی این مقیاس در بین دانش‌آموزان ایرانی از روایی و پایایی مناسبی برخوردار است یا خیر؟

روش پژوهش

شرکت‌کنندگان

جامعه آماری پژوهش حاضر، کلیه دانش‌آموزان شهر تهران در مقاطع تحصیلی ششم، هفتم و هشتم در دامنه سنی ۱۲ تا ۱۴ سال بودند. انتخاب حجم نمونه به‌صورت تصادفی طبقه‌ای برحسب نوع هدف تحقیق انجام گرفت. در بحث انتخاب تعداد نمونه مورد نیاز در مطالعات تحلیل عاملی، برای پرسشنامه‌های بالای ۲۰ گویه ۱۵-۱۰ آزمودنی و برای پرسشنامه‌های زیر ۲۰ گویه ۲۰-۱۵ آزمودنی به ازای هر گویه پرسشنامه پیشنهاد شده است (۲۶، ۲۷) و با توجه به اینکه تعداد گویه‌های این مقیاس ۲۰ گویه است، تعداد نمونه باید بین ۲۰۰ تا ۴۰۰ نفر باشد که با توجه تحقیقات قبلی و شاخص نمونه مکفی، تعداد ۴۲۵ نفر به‌عنوان نمونه آماری ابزار تحقیق را تکمیل کردند که از این تعداد ۴۱۵ پرسشنامه مورد قبول بود.

ابزار مورد استفاده در پژوهش

فرم ثبت مشخصات فردی

شامل مشخصات فردی است که براساس نیاز پژوهش به اطلاعات مربوط به ویژگی‌های فردی آزمودنی‌ها توسط محقق آماده شده است. برای جمع‌آوری اطلاعات جمعیت‌شناختی از یک فرم که

1. Validity
2. reliability

دربرگیرنده ۴ سؤال بازپاسخ (شامل سن، رشته ورزشی، تعداد جلسات ورزش در طول هفته در خارج از مدرسه و مقطع تحصیلی) و ۲ سؤال بسته‌پاسخ (شامل جنسیت و سطح فعالیت ورزشی) بود، استفاده شد.

مقیاس نگرش دانش‌آموزان نسبت به تربیت بدنی

این مقیاس ۲۰ سؤالی دارای دو عامل لذت بردن^۱ (برای مثال، معلم ورزش من باعث می‌شود این کلاس برایم جالب باشد) و سودمندی^۲ (برای مثال، بازی‌هایی که در زنگ ورزش یاد می‌گیرم، برایم مفیدند) است که هر خرده‌مقیاس حاوی ۱۰ سؤال است. مقیاس مربوط از روایی ($GFI=0/86$ ، $RMSEA=0/08$ ، $RMSR=0/09$) و پایایی (آلفای کرونباخ برای عامل‌های لذت بردن، سودمندی و کل مقیاس به ترتیب برابر $0/86$ ، $0/84$ و $0/92$) مناسبی برخوردار بود و نحوه امتیازدهی این مقیاس براساس مقیاس ۵ ارزشی لیکرت است که در دامنه کاملاً مخالفم با شماره ۱ تا کاملاً موافقم با شماره ۵ قرار دارد. نمره‌های کل برای هر مؤلفه، از مجموع نمره‌های سؤالات مربوط به هر خرده‌مقیاس به‌دست می‌آید. محدوده نمره‌ها برای هر خرده‌مقیاس بین ۱۰ تا ۵۰ متغیر است (۶).

فرایند ترجمه

برای آغاز پژوهش حاضر، ابتدا از طریق مکاتبه با پژوهشگر سازنده این مقیاس، زمینه تهیه و اجرای پژوهش فراهم شد. ابتدا مقیاس ترجمه و از نه نفر از استادان روان‌شناسی ورزش و رفتار حرکتی مسلط به زبان انگلیسی برای اصلاح آن به‌منظور تعیین نسبت روایی محتوا (CVR) و شاخص روایی محتوا (CVI) کمک گرفته شد که این مقادیر به ترتیب برابر با $0/92$ و $0/95$ به‌دست آمد. سپس دوباره به زبان انگلیسی برگردانده شد و مورد ارزیابی استادان قرار گرفت و اصلاحات مورد نیاز اعمال شد. پس از تهیه نسخه فارسی، مقیاس در اختیار سه متخصص زبان انگلیسی قرار گرفت تا فرایند ترجمه معکوس انجام گیرد و به زبان انگلیسی برگردانده شود. در مرحله بعد، ترجمه معکوس با نسخه اصلی مطابقت داده شد و از صحت برگردان فارسی آن اطمینان حاصل شد. مطالعه مقدماتی به‌منظور بررسی درک و مفهوم سؤالات پرسشنامه برای پاسخ‌دهندگان در یک جامعه کوچک (۱۶ پسر و ۱۱ دختر) اجرا شد. ترجمه

-
1. Enjoyment
 2. Usefulness

فارسی مقیاس در بین افراد توزیع شد و با عدم مشاهده مشکلات مرتبط با فهم گویه‌ها، نسخه نهایی برای توزیع آماده و در نهایت با در نظر گرفتن ظاهر مقیاس اصلی، نسخه نهایی تدوین شد.

روش اجرای پژوهش

از گروه همکاران پژوهش برای یکسان‌سازی اجرا (توزیع و جمع‌آوری پرسشنامه) در جامعه هدف دعوت شد و موارد مهم در اجرای طرح مرور شد. برای اینکه مقیاس از روایی ظاهری برخوردار باشد و همچنین با نسخه اصلی آن شباهت داشته باشد، سعی شد تا مقیاس در یک صفحه قرار گیرد و هر سؤال به صورت رنگ‌شده قرار گیرد تا هم برای آزمودنی جذاب باشد و هم در پیدا کردن محل جواب سؤال به مشکلی برخوردند. مشارکت دانش‌آموزان داوطلبانه بود. همچنین به پاسخ‌دهندگان اطمینان داده شد که پاسخ آنها محرمانه شمرده می‌شود و تنها برای اهداف پژوهشی از آنان بهره گرفته خواهد شد. برای رعایت روایی اکولوژیک^۱، سعی شد آزمودنی‌ها مقیاس را در ساعت، محل و شرایط یکسان و مناسبی تکمیل کنند (۲۹،۲۸).

روش‌های تجزیه و تحلیل داده‌ها

در پژوهش حاضر از شاخص‌های آمار توصیفی و استنباطی استفاده شد. از آمار توصیفی برای محاسبه شاخص‌های مرکزی، پراکندگی، همبستگی و ترسیم جداول و از شاخص نمونه مکفی به منظور تأیید تعداد نمونه مورد نظر استفاده شد. در ادامه، برای تحلیل داده‌ها و بررسی اعتبار عاملی از تحلیل عامل تأییدی^۲ استفاده شد. بنابراین برای انجام تحلیل عاملی تأییدی از روش برآورد مقاوم بیشینه احتمال^۳ (RML) ساتروا-بنتلر^۴ استفاده شد (۳۰). از چند شاخص برازندگی نیز برای برآورد مناسب مدل استفاده شد (۳۱). برای اطمینان از عدم صفر بودن همبستگی جامعه پژوهش از آزمون کرویت بارتلست استفاده شد. همسانی درونی^۵ مقیاس با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ^۶ محاسبه شد. علاوه بر این، پایایی زمانی سؤالات به وسیله ضریب همبستگی درون طبقه‌ای^۷ (ICC) با استفاده از روش آزمون - آزمون مجدد^۸، تعیین شد. عملیات آماری با استفاده از نرم‌افزار SPSS نسخه ۱۶ و LISREL ویرایش ۸/۸ انجام گرفت (۲۶).

1. Ecological Validity
2. Confirmatory Factor Analyses
3. Robust Maximum likelihood- (RML)
4. Satorra-Bentler
5. Satorra-Bentler
6. Cronbach's alpha
7. Interclass correlation coefficient
8. Test-retest

یافته‌ها

براساس یافته‌های پژوهش حاضر، شاخص کایزر، میبیر و الکین^۱ (KMO)، ۰/۸۲۳ به دست آمد. به این ترتیب داده‌های مربوط به این متغیر قابل تقلیل به تعدادی عامل زیربنایی و بنیادی بود. به علاوه آزمون کرویت بارتلت^۲ ($\chi^2=493/66$, $df=169$, $P<0/001$) نشان می‌دهد که ماتریس همبستگی بین گویه‌ها ماتریس واحدی نیست؛ از این رو بین گویه‌های داخل هر عامل همبستگی بالایی وجود دارد. از طرف دیگر، بین گویه‌های یک عامل با گویه‌های عامل دیگر، هیچ‌گونه همبستگی مشاهده نمی‌شود (۳۳،۳۲). این یافته‌ها نشان‌دهنده پیش‌فرض‌های لازم برای استفاده از تحلیل عاملی این مطالعه بود.

از مجموع ۴۱۵ نفر مورد مطالعه ۲۱۳ نفر (۵۱/۳ درصد) پسر و ۲۰۲ نفر (۴۸/۷ درصد) دختر بودند. از این تعداد ۱۳۸ نفر (۳۳/۲۵ درصد) در مقطع تحصیلی ششم، ۱۳۴ نفر (۳۲/۳۰ درصد) در مقطع تحصیلی هفتم و ۱۴۳ نفر (۳۴/۴۵ درصد) در مقطع تحصیلی هشتم بودند. به تفکیک سن نیز، ۱۴۱ نفر (۳۴ درصد) ۱۲ ساله، ۱۳۸ نفر (۳۳/۲۵ درصد) ۱۳ ساله و ۱۳۶ نفر (۳۲/۷۵ درصد) نیز ۱۴ ساله بودند. میانگین عامل لذت بردن در گروه پسران ۳۸/۳۰ و انحراف معیار مشاهده‌شده برای این متغیر ۸/۷ بود. همچنین، در گروه دختران میانگین عامل لذت بردن ۳۸/۹۴ و انحراف معیار برای این متغیر ۸/۲ بود. میانگین عامل سودمندی در گروه پسران نیز ۳۷/۳۶ و انحراف معیار مشاهده‌شده برای این متغیر ۸/۹۷ بود. همچنین، در گروه دختران میانگین عامل سودمندی ۳۸/۱۰ و انحراف معیار برای این متغیر ۸/۴۹ بود.

تحلیل عاملی تأییدی

تحلیل عاملی تأییدی در نمونه دوم انجام گرفت. قبل از اجرای آن طبیعی بودن چندمتغیره داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار LISREL و از طریق عامل ماردیا^۳ بررسی شد. نتایج نشان‌دهنده عدم توزیع طبیعی داده‌ها در پژوهش حاضر بود ($P<0/05$). از آنجا که در بین متخصصان معادلات ساختاری، توافق کلی درباره اینکه کدامیک از شاخص‌های برازندگی برآورد بهتری از مدل فراهم می‌کند وجود ندارد، پیشنهاد می‌شود ترکیبی از سه تا چهار شاخص گزارش شود. در نتیجه، در پژوهش حاضر و همراستا با مطالعات تحلیل عاملی از بین شاخص‌های برازندگی، شاخص‌های نسبت خی دو به درجه آزادی^۴ (χ^2/df)، شاخص

1. Kaiser-Meyer-Olkin- (KMO)
2. Bartlett
3. Mardia factor
4. Chi- Square /Degree of free

ریشه میانگین مجذور برآورد تقریب^۱ (RMSEA)، شاخص ریشه میانگین مجذور باقیمانده^۲ (RMSR)، شاخص برازندگی غیرهنجار بنتلر بونت^۳ (NNFI)، شاخص برازندگی مقایسه‌ای^۴ (CFI)، شاخص نیکویی برازش^۵ (GFI)، شاخص برازش فزاینده^۶ (IFI) و شاخص نرم‌شده برازندگی^۷ (NFI) استفاده شد.

جدول ۲. شاخص‌های نیکویی برازش تحلیل عاملی تأییدی

مقدار مشاهده شده	شاخص‌های برازش
۴۹۳/۶۶	مجدور کای ^۲ χ^2
۱۶۹	درجه آزادی Df
۲/۹۱	نسبت کای دو به درجات آزادی χ^2/df
۰/۹۳	شاخص برازش هنجاری بنتلر - بونت NFI
۰/۹۴	شاخص برازش افزایشی IFI
۰/۹۴	شاخص برازندگی تطبیقی CFI
۰/۰۶	شاخص ریشه میانگین مجذور باقیمانده RMSR
۰/۰۸	شاخص ریشه میانگین مجذور برآورد تقریب RMSEA
۰/۹۴	شاخص برازندگی غیرهنجار بنتلر بونت یا توکرلوییس NNFI
۰/۹۲	شاخص نیکویی برازش GFI

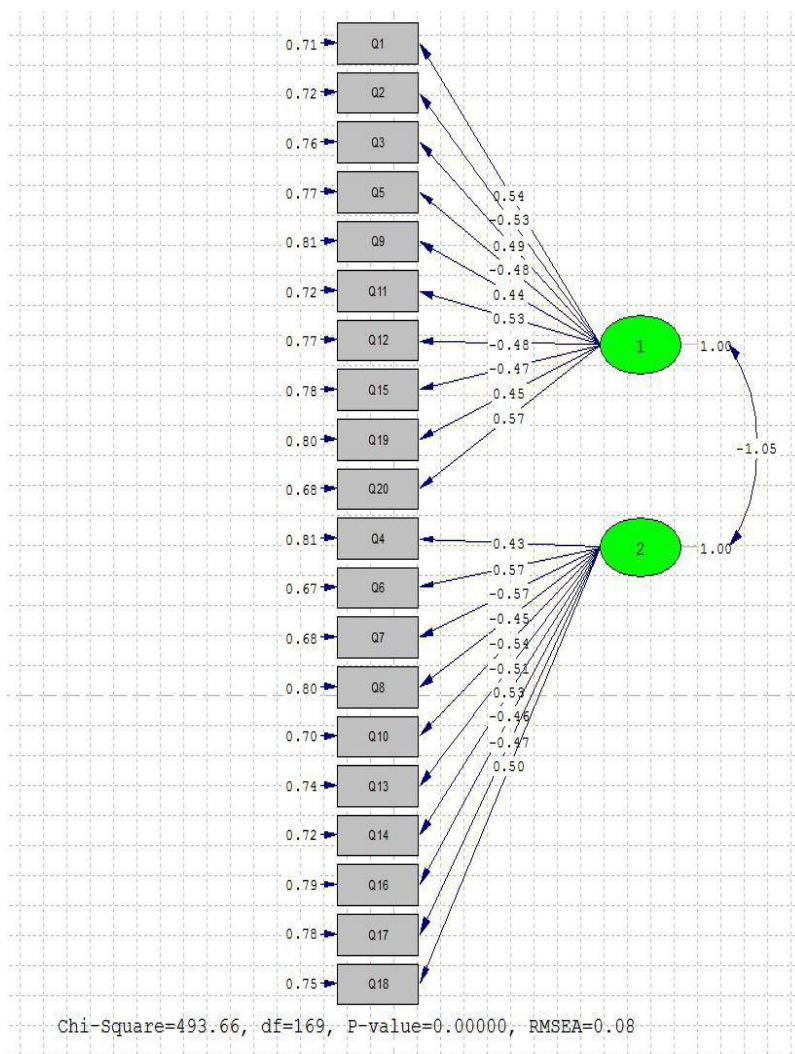
به عقیده متخصصان در شاخص‌های NNFI و CFI که دامنه تغییرات آنها بین ۰ و ۱ است، مقادیر بالاتر از ۰/۸۵ نشان‌دهنده برازش نسبی مدل، بالاتر از ۰/۹۰ برازندگی خوب و بالاتر از ۰/۹۵ برازندگی عالی مدل است. برای RMSR و RMSEA مقادیر کمتر از ۰/۰۸ نشان‌دهنده قابل قبول مدل و کمتر از ۰/۰۶ نشان‌دهنده مدل مناسب است (۳۱). در مورد شاخص χ^2/df توافقی درباره مقادیر قابل قبول وجود ندارد. برخی پژوهشگران مقادیر کمتر از ۳ را برای آن مناسب می‌دانند. همان‌گونه که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، شاخص‌های NFI، GFI، IFI، CFI و NNFI بالاتر از ۰/۹۰ و شاخص RMSEA ۰/۰۸ است، که بیانگر قابل قبول بودن شاخص‌های برازندگی و در نتیجه برازش مناسب مدل تحلیل عاملی

1. Root Mean Square Error of Approximation
2. Root mean square residual
3. Non-normed fit index
4. Comparative fit index
5. Goodness of fit index
6. Incremental fit index
7. Normed fit index

تأییدی است. همچنین شاخص RMSR نشان می‌دهد که خطای مدل بسیار ناچیز و برازش انجام‌گرفته قابل قبول است. برای اطمینان از صحت مدل اندازه‌گیری متغیرهای مشاهده‌شده (برون‌زا) و مکنون (درون‌زا) در همه ابعاد از مدل مسیر در حالت معناداری استفاده شد. چنانچه قدر مطلق عدد معناداری T کمتر از ۱/۹۶ باشد، رابطه یا اثر معنادار نیست (۳۴). مقدار ارزش تی در همه سؤالات بالاتر از این مقدار بود که حاکی از وجود رابطه معنادار بین سؤالات و عامل‌های مربوط است؛ بنابراین فرض برابر بودن ضرایب رگرسیونی رد شد و همه مسیرها بر متغیر پاسخ مؤثر بودند. پ مشاهده می‌شود این مدل (شکل ۲) از برازش قابل قبولی در همه ابعاد برخوردار است. در تحلیل داده‌ها، مدلی که براساس الگوی نسخه اصلی مقیاس شکل داده شد، دارای دو عامل مرتبه اول خط پایه‌ای شامل لذت بردن و سودمندی بودند.

تحلیل پایایی

برای برآورد پایایی مقیاس از روش محاسبه همسانی درونی (روش آلفای کرونباخ) استفاده شد. نتیجه محاسبات انجام‌گرفته برای برآورد پایایی عامل‌های مقیاس نشان داد که مقدار ضریب آلفا برای خرده‌مقیاس‌های لذت بردن و سودمندی به ترتیب برابر با ۰/۸۹ و ۰/۹۰ است (جدول ۳). با توجه به اینکه ضرایب همسانی درونی بالا و مناسب است، بنابراین پایایی این مقیاس تأیید می‌شود. آزمون مجدد پس از سه هفته اجرا شد. ۶۵ ورزشکار (۳۵ پسر و ۳۰ دختر) مقیاس را بار دیگر تکمیل کردند. نتایج آزمون مجدد مقیاس نشان داد که ضریب همبستگی درون‌گروهی خرده‌مقیاس‌ها از ۰/۸۷ تا ۰/۹۱ متفاوت است. همچنین، ضریب همبستگی درون‌گروهی کل مقیاس ۰/۹۵ بود (جدول ۳). نتایج حاکی از آن است که همبستگی درون‌گروهی با فاصله ۹۵ درصد اطمینان در حد مطلوب قرار دارد.



شکل ۱. مدل تخمین استانداردسازی
 ۱، عامل لذت بردن و ۲، عامل سودمندی است

جدول ۳. نتایج ضریب آلفای کرونباخ و ضریب همبستگی درون‌گروهی

بعد/ثبات	ضریب آلفا	همبستگی درون‌گروهی ICC
لذت بردن	۰/۸۹	۰/۸۷
سودمندی	۰/۹۰	۰/۹۱
کل مقیاس	۰/۹۵	۰/۹۵

بحث و نتیجه گیری

توجه به نگرش به محققان و پژوهشگران اجازه می‌دهد تا با ایجاد محیط یادگیری مناسب به پرورش دانش‌آموزان و افزایش یادگیری آنها کمک کنند (۵). در راستای اهمیت این سازه و تأثیری که بر یادگیری دانش‌آموزان دارد، ابزار اندازه‌گیری استاندارد که به لحاظ فرهنگی و اجتماعی بتواند مورد استفاده پژوهشگران در داخل کشور باشد، بیش از گذشته احساس می‌شود. با توجه به اهمیت این مقیاس در حوزه آموزش تربیت بدنی و یادگیری دانش‌آموزان، برای استفاده این مقیاس در ایران باید ویژگی‌های روان‌سنجی آن آزمایش می‌شد. به همین سبب در این پژوهش به بررسی روایی و پایایی نسخه فارسی مقیاس نگرش دانش‌آموزان نسبت به تربیت بدنی با به‌کارگیری از دیدگاه دوبعدی این سازه در جامعه ایران پرداخته شد. برای این منظور پس از انجام کارهای ترجمه و آماده کردن پرسشنامه و اصلاح توسط متخصصان مربوط مقیاس اولیه شکل گرفت. سرانجام این مقیاس به‌منظور تحلیل عاملی تأییدی بین دانش‌آموزان توزیع شد.

با توجه به استفاده نسخه اصلی این مقیاس از دانش‌آموزان دختر و پسر مقاطع تحصیلی ششم، هفتم و هشتم با دامنه سنی ۱۴ - ۱۲ سال، در این تحقیق سعی شد تا این گوناگونی رعایت شود. نتایج به‌دست‌آمده از تحلیل عاملی تأییدی در پژوهش حاضر با مطالعات سابرامانیام و سیلورمن (۲۰۰۰) و هو^۱ و همکاران (۲۰۱۴) همراستاست. مقدار شاخص برازندگی GFI در مطالعه سابرامانیام و سیلورمن (۲۰۰۰) و هو و همکاران (۲۰۱۴) به ترتیب برابر با ۰/۸۶ و ۰/۸۳ بود. همچنین مقادیر شاخص‌های برازندگی CFI و NFI در مطالعه هو و همکاران (۲۰۱۴) به ترتیب برابر با ۰/۹۲۹ و ۰/۹۲۵ بودند که نسبت به مقادیر پژوهش حاضر (GFI و CFI و NFI به ترتیب برابر ۰/۹۲ و ۰/۹۴ و ۰/۹۳) پایین‌ترند. دلیل این امر را می‌توان استفاده از روش RML در پژوهش حاضر ذکر کرد که به موجب آن شاخص‌های برازش با مشکل زیر برآورد روبه‌رو نشدند. مقدار شاخص RMSEA در مطالعه هو و همکاران (۲۰۱۴) برابر با ۰/۰۹۹ و همچنین مقادیر شاخص‌های RMSEA و RMSR در مطالعه سابرامانیام و سیلورمن (۲۰۰۰) به ترتیب برابر با ۰/۰۸ و ۰/۰۹ بودند که همراستا با پژوهش حاضر (RMSR و RMSEA به ترتیب برابر ۰/۰۶ و ۰/۰۸) بود و تفاوت محسوسی بین آنها وجود نداشت و در محدوده قابل قبول برازش قرار دارند. مقادیر این بخش از یافته‌های پژوهش نشان‌دهنده برازش مطلوب ساختار

1. Hu

عاملی نسخه فارسی است. در نتیجه، مدل نسخه فارسی مقیاس حاضر به‌رغم تفاوت‌های بسیار اندک در شاخص‌های برازندگی، شباهت بسیار زیادی با مدل نسخه انگلیسی و چینی دارد و هر سه مطالعه از کفایت برازش مطلوبی برخوردارند. در ضمن مقادیر شاخص‌های χ^2/df و NNFI و IFI در پژوهش حاضر برازش نسبی قابل قبولی داشتند که البته به‌علت اینکه این شاخص‌ها در مطالعات دیگر استفاده نشده‌اند، امکان مقایسه این شاخص‌ها وجود ندارد.

هر دو عامل در پژوهش حاضر همسانی درونی قابل قبولی را کسب کردند. ضریب آلفا برای کل مقیاس ۰/۹۵ بود (جدول ۳). نتایج حاکی از آن است که نسخه ترجمه‌شده این مقیاس تجانس درونی بالایی دارد و از پایایی بالایی برخوردار است. مقایسه نتایج به‌دست‌آمده در این بخش از پژوهش حاضر با نتایج پایایی مقیاس اصلی (سابرامانیام و سیلورمن، ۲۰۰۰) و مقیاس ساخته‌شده توسط هو و همکاران (۲۰۱۴) نشان‌دهنده برخی تفاوت‌هاست، به‌طوری‌که ضریب آلفا برای کل مقیاس در پژوهش سابرامانیام و سیلورمن (۲۰۰۰) و پژوهش هو و همکاران (۲۰۱۴) به‌ترتیب برابر با ۰/۹۲ و ۰/۹۰ بود. در پژوهش سابرامانیام و سیلورمن (۲۰۰۰) ضرایب آلفای کرونباخ مؤلفه‌ها در دامنه‌ای از ۰/۸۴ در عامل سودمندی تا ۰/۸۶ در عامل لذت بردن متغیر بود، که نسبت به پژوهش حاضر در تمامی عوامل کمتر است. در نتیجه به‌نظر می‌رسد نسخه فارسی مقیاس در مقایسه با نسخه اصلی از ثبات (همسانی) درونی بهتری برخوردار باشد.

نتایج پایایی زمانی یا قابلیت تکرارپذیری خرده‌مقیاس‌های نسخه فارسی مقیاس با استفاده از ضریب همبستگی درون‌طبقه‌ای حاصل از آزمون مجدد با سه هفته فاصله در کل مقیاس برابر با ۰/۹۵ بود. همچنین ۰/۸۷ در عامل لذت بردن و ۰/۹۱ در عامل سودمندی بود که با توجه به مقدار قابل قبول ضریب همبستگی درون طبقه‌ای (۰/۷۰)، پایایی زمانی یا قابلیت تکرارپذیری نسخه فارسی مقیاس تأیید می‌شود. در مطالعه سابرامانیام و سیلورمن (۲۰۰۶) همبستگی عوامل با روش همبستگی درون طبقه‌ای محاسبه نشد، اما در مطالعه هو و همکاران (۲۰۱۴) پایایی زمانی برای مؤلفه‌ها ۰/۶۳ و ۰/۹۱ و ۰/۹۴ برای کل مقیاس به‌دست آمد. در نتیجه و با توجه به نتایج حاصل از بخش قبلی یعنی همسانی درونی به‌نظر می‌رسد مدل فارسی مقیاس نسبت به نسخه اصلی از پایایی بهتری برخوردار باشد؛ اگرچه هر دو نسخه همسانی درونی و پایایی زمانی قابل قبول و مطلوبی دارند. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که تلاش‌های به‌عمل‌آمده در زمینه بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس نگرش دانش‌آموزان به تربیت بدنی نتیجه‌بخش بوده و این مقیاس، با توجه به شیوه اجرا و سهولت نمره‌گذاری که مهم‌ترین جنبه

عملی آن است، ابزار مفید و معتبری می‌باشد که می‌تواند آن را ارزیابی کند؛ به گونه‌ای که می‌توان از آن به‌عنوان وسیله‌ای قابل اطمینان در پژوهش‌های ورزشی مرتبط با حوزه ورزش استفاده کرد. همچنین این مقیاس می‌تواند در طراحی مداخلات فردی برای دانش‌آموزانی که الگوی نگرش آنها متفاوت است، مفید باشد. برای مثال، یک ورزشکار با مؤلفه لذت بردن بالا ممکن است با مداخلات مفرح نتیجه بگیرد؛ درحالی‌که برای دانش‌آموزان با مؤلفه سودمندی بالا، آموزش بازی‌های مناسب در کلاس درس که یک مداخله رفتاری است، می‌تواند مفید باشد. البته باید در نظر داشت که در این پژوهش صرفاً به بررسی ویژگی‌های روایی و پایایی این مقیاس در دانش‌آموزان شهر تهران پرداخته شده است و تعمیم نتایج آن به استان‌ها و قومیت‌های دیگر به تأمل نیاز دارد و باید با احتیاط برخورد شود. علاوه بر این، اگرچه تحلیل عاملی یکی از بهترین روش‌ها در بررسی روایی سازه مقیاس‌های روان‌شناختی محسوب می‌شود (۱۸،۳۴)، اما بررسی روایی واگرا^۱ و همزمان^۲ مقیاس با استفاده از سایر پرسشنامه‌ها و ابزارهای معتبر نیز ضروری به نظر می‌رسد. از این‌رو، برای تکمیل روایی مقیاس حاضر، مطالعات بعدی را می‌توان با استفاده از این روش‌های تحلیلی انجام داد. مشکلات و محدودیت‌های جمع‌آوری اطلاعات روان‌شناختی به شیوه سنتی مانند روش مدادکاغذی^۳ را نیز می‌توان با شیوه‌های جدید مانند درگاه‌های وب^۴، برنامه‌های کامپیوتری و اینترنت تا حدودی تعدیل کرد. همچنین پیشنهاد می‌شود با استفاده از نسخه فارسی این مقیاس، نگرش دانش‌آموزان با توجه به جنس، سن، قومیت، رشته ورزشی و سطح رقابت مقایسه شود.

تشکر و قدردانی

از آقای دکتر پریسوی راج سابرامانیا، استاد دانشگاه هافسترا جهت راهنمایی‌های ایشان طی پژوهش، استادان محترم دانشکده تربیت بدنی و اساتدان رشته‌های رفتار حرکتی و دانشگاه تهران، همچنین از دانش‌آموزان و دبیران محترم برای صبر و حوصله و همکاری در پاسخگویی به مقیاس صمیمانه سپاسگزاریم.

-
1. Divergent validity
 2. Concurrent validity
 3. Paper and pencil method
 4. Web Portal

منابع و مأخذ

1. Hu, H. H., Duan, J. L., Wang, G., & Arao, T. (2014). "Reliability and Validity of a Chinese Version of the Students' Attitudes toward Physical Education Scale and Its Related Factors". *Advances in Physical Education*, 4, 181-189.
2. Solmon, M. A. (2003). "Student issues in physical education classes: Attitudes, cognition, and motivation". In S. J. Silverman, & C. D. Ennis (Eds.), *Student learning in physical education: Applying research to enhance instruction*(pp. 147–163). Champaign, IL: Human Kinetics.
3. Morgan, C. T. (2000). "Introduction to Psychology". (Translation: Husnu Arıcı and Orhan Aydın). (Fourteenth Print). Ankara: Meteksan Inc.
4. Morris, C. G. (2002). "Psikolojiyi Anlamak, (Understanding the Psychology).(Translation Editors: Belgin Ayvasık, Melike Sayıl)". Ankara: Turkish Psychiatrists Society Publications No: 23.
5. Subramaniam, P. R., & Silverman, S. (2007). "Middle School Students' Attitudes toward Physical Education". *Teaching and Teacher Education*, 23, 602-611
6. Subramaniam, P. R., & Silverman, S. (2000). "Validation of Scores from an Instrument Assessing Student Attitude toward Physical Education". *Measurement in Physical Education and Exercise Science*, 4, 29-43.
7. Portman, P. A. (1995). "Who Is Having Fun in Physical Education Classes? Experiences of Six-Grade Students in Elementary and Middle Schools". *Journal of Physics Teacher Education*, 14, 445-453.
8. Silverman, S., & Subramaniam, P. R. (1999). "Student attitude toward physical education and physical activity: A review of measurement issues and outcomes". *Journal of Teaching in Physical Education*, 19, 96–124.
9. Cronbach, L. J. (1971). "Test validation". In R. L. Thorndike (Ed.), *Educational measurement* (2nd ed., pp. 443–507). Washington, DC: American Council on Education.
10. Messick, S. (1989). "Validity". In R. L. Linn (Ed.), *Educational measurement* (3rd ed., pp. 13–103). New York: Macmillan.
11. Demirhan G, Altay F. Lise birinci sınıf öğrencilerinin beden eğitimi ve spor dersine ilişkin tutumları ölçeği II. *Spor Bilimleri Dergisi*, 2001; 12(2): 9-20
12. Insko, C. A., & Schopler, T. (1972). "Experimental social psychology". New York: Academic.
13. Bagozzi, R. P., & Burnkrant, R. E. (1979). "Attitude organization and attitude-behavior relationship". *Journal of Personality and Social Psychology*, 37, 913–929.
14. Mohsin, S. M. (1990). "Attitude: Concept, formation and change". New Delhi, India: Wiley.
15. Oppenheim, A. N. (1992). "Questionnaire design, interviewing and attitude measurement". New York: St. Martin's Press.

16. Zajonc, R. B., & Markus, H. (1982). "Affective and cognitive factors in preferences". *Journal of Consumer Research*, 9, 123-131.
17. Hilgard, E. R. (1980). The trilogy of mind: "Cognition, affection, and conation. *Journal of the History of Behavioral Sciences*", 16, 107-117.
18. Reddy, S., & LaBarbera, P. (1985). "Hierarchical models of attitude". *Multivariate Behavioral Research*, 20, 451-471.
19. Triandis, H. C. (1971). "Attitude and attitude change". New York: Wiley.
20. Ajzen, I. (1993). "Attitude theory and the attitude-behavior relation". In D. Krebs & P. Schmidt (Eds.), *New directions in attitude measurement* (pp. 41-57). New York: deGruyter.
21. Brustad, R. J. (1991). "Children's perspectives on exercise and physical activity: Measurement issues and concerns". *Journal of School Health*, 61, 228-230.
22. Brustad, R. J. (1998). "Developmental considerations in sport and exercise psychology measurement". In J. L. Duda (Ed.), *Advances in sport and exercise psychology measurement* (pp. 452-461). Morgantown, WV: Fitness Information Technology.
23. Welk, G. J. (1999). "The youth physical activity promotion model: A conceptual bridge between theory and practice". *Quest*, 51, 5-23.
24. Daouk, L., McDowall, A., y Rust, J. (2006). "A multi-method approach to cross cultural test adaptation: A focus on qualitative methods".
25. Thomas, O., Maynard, I., & Hanton, S. (2004). "Temporal aspects of competitive anxiety and self-confidence as a function of anxiety perceptions". *The Sport Psychologist*, 18, 172-188.
26. Hooman Heidarali. [Structural Equation Modeling Using LISREL Software (in Persian)]. Tehran, Samt. 2006. P. 109-120.
27. Kline, P. (2005). "Principles and practice of structural equation modelling". New York: The Guildford Press.
28. Sarmad, Zohre. Bazargan, Abbas. Hejazi, Elaheh. [Research methods in behavioral sciences (in Persian)]. Agah publication. 2009 P. 170-240.
29. Seif, Aliakbar. [Measurement, Testing and Evaluation in Psychology and Educational Sciences. (in persian)]. 2015. P. 526-593.
30. Raykov, T. (2004). "Behavioral scale reliability and measurement invariance evaluation using latent variable modeling". *Behavior Therapy*, 35(2). Pp: 299-331.
31. Hu, L., & Bentler, P.M. (1999). "Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives". *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6. Pp: 1-55.
32. Bartlet, M. S. (1950). "The stiff significance in factor analysis". *British Journal of Psychology*, (3). Pp: 77-85.
33. Kaiser, H. (1961). "A note on Guttman's lower bound for the number of common factors". *Multivariate Behavioral Research*, 1. Pp: 249-276.

34. Kline, P. (2013). "Principles and practice of structural equation modelling". 4nd New York: The Guildford Press. Pp: 9-64.

Validity and Reliability of Persian Version of Student Attitude Scale Toward Physical Education (SATPES)

Meysam Biyabani¹ - Rasool Hemayattalab² - Fazlollah Bagherzadeh^{*3} - Elaheh Arabameri⁴

1. MSc in Motor Behavior, Faculty of Physical Education and Sport Sciences, University of Tehran, Tehran, Iran 2. Professor, Faculty of Physical Education and Sport Sciences, University of Tehran, Tehran, Iran 3,4. Associate Professor, Faculty of Physical Education and Sport Sciences, University of Tehran, Tehran, Iran

(Received:2016/07/31;Accepted:2016/10/17)

Abstract

Attitude plays an important role in success and is one of the aspects that affect students' learning. The aim of the present study was to investigate the validity and reliability of Persian version of Student's Attitude Toward Physical Education Scale (SATPES). This study was descriptive-correlation and the statistical population consisted of all 12-14-year-old students of 1st grade of middle schools in Tehran city. Student's Attitude Toward Physical Education Scale (SATPES) was used in this study and Subramaniam and Silverman (2000) had validated it. It included two subscales and 20 items with 5-point Likert responses and 415 questionnaires of this scale were completed by students. Test-retest method was applied in order to calculate the temporal reliability and Cronbach's alpha was used to determine internal consistency. To determine construct validity, confirmatory and exploratory factor analyses were applied. The results showed that Persian version of SATPES supported two dimensional approach of attitude in enjoyment and benefit with 20 items; thus validity (fit indexes were above the acceptable level of 0.9) and reliability (above the acceptable level of 0.7) of the scale were confirmed. In conclusion, Persian version of Student's Attitude Toward Physical Education Scale is recommended to measure students' attitude.

Keywords

attitude, factor analysis, reliability, validity.

* Corresponding Author: Email: bagherzad@ut.ac.ir ; Tel: +989128240197