

تاریخ دریافت مقاله: ۹۱/۳/۱۵

تاریخ تصویب مقاله: ۹۱/۶/۲۵

## هنجاریابی پرسشنامه ادراکات محیط یادگیری (PES-HS)

مریم صفایی\*، دکتر علی محمدرضایی\*\*، دکتر معصومه خسروی\*\*\*،  
مریم مهدوی غروی\*\*\*\*، طیبه بهرامیان\*\*\*\*\*

### چکیده

پژوهش حاضر با هدف هنجاریابی پرسشنامه ادراکات محیط یادگیری (PES-HS) انجام شد. در این راستا پرسشنامه ادراکات محیط یادگیری بر روی ۴۰۰ دانش‌آموز (۲۰۴ دختر و ۱۹۶ پسر) که با روش نمونه‌گیری طبقه‌ای چند مرحله‌ای انتخاب شده بودند، اجرا شد. به منظور تعیین روایی عاملی PES-HS از روش‌های تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی و به منظور بررسی پایایی PES-HS از روش همسانی درونی استفاده شد. یافته‌های حاصل از تحلیل مؤلفه‌های اصلی با استفاده از چرخش واریماکس نشان داد که PES-HS از پنج عامل مشغولیت، عضویت، اصالت، مالکیت و حمایت تشکیل شده است و شاخص‌های برازش تحلیل عاملی تأییدی بر پایه نرم‌افزار لیزرل وجود عوامل پنج‌گانه را تأیید کرد.

---

Email: maryam.safai2009@gmail.com

\* کارشناس ارشد روانشناسی تربیتی دانشگاه سمنان

\*\* استادیار دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی دانشگاه سمنان

\*\*\* استادیار دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی دانشگاه سمنان

\*\*\*\* کارشناس ارشد روانشناسی تربیتی دانشگاه سمنان

\*\*\*\*\* دانشجوی کارشناس ارشد روانشناسی عمومی دانشگاه سمنان

همچنین، نتایج تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که در این نمونه الگوی چند بعدی PES-HS، یک الگوی اندازه‌گیری قابل قبول است. ضریب آلفای کرونباخ پنج عامل PES-HS، بین ۰/۷۴ تا ۰/۸۹ بود. بنابراین می‌توان چنین نتیجه گرفت که PES-HS برای سنجش ادراکات محیط یادگیری دانش‌آموزان ایرانی، ابزاری معتبر است.

**واژه‌های کلیدی:** هنجاریابی، پرسشنامه ادراکات محیط یادگیری، روایی، پایایی.

### مقدمه

یادگیری تحت تأثیر روش یادگیری و مطالعه، و محیط یادگیری قرار می‌گیرد (پیمپاریان<sup>۱</sup>، ۲۰۰۰ نقل از نهار<sup>۲</sup> و همکاران، ۲۰۱۰). محیط یادگیری به بافت اجتماعی، روانی و آموزشی‌ای اشاره دارد که یادگیری در آن صورت می‌گیرد و پیشرفت و نگرش‌های دانش‌آموزان را تحت تأثیر قرار می‌دهد (فراسر<sup>۳</sup>، ۱۹۹۸). مطالعات متعدد صورت گرفته بیانگر آن است که بین ادراکات دانش‌آموزان از محیط یادگیری و انگیزش<sup>۴</sup> یادگیری (کاپلان<sup>۵</sup> و میدلتون<sup>۶</sup>، ۲۰۰۲؛ مانینگ<sup>۷</sup>، ۲۰۰۰) و همچنین نگرش آنان نسبت به علم (آلدریگ<sup>۸</sup> و فراسر، ۲۰۰۰؛ واهیودی<sup>۹</sup> و دیوید<sup>۱۰</sup>، ۲۰۰۴) ارتباط معنی‌داری وجود دارد.

تایلر<sup>۱۱</sup> (۱۹۴۹) معتقد است که یادگیری از طریق عملکرد فعالانه خود دانش‌آموز صورت می‌گیرد؛ دانش‌آموز چیزی را یاد می‌گیرد که خود انجام می‌دهد، نه چیزی را که معلم انجام

<sup>1</sup>.Pimparayan.

<sup>2</sup>.Nahar

<sup>3</sup>.Fraser

<sup>4</sup>.motivation

<sup>5</sup>.Kaplan

<sup>6</sup>.Middleton

<sup>7</sup>.Manning

<sup>8</sup>.Aldridge

<sup>9</sup>.Wahyudi

<sup>10</sup>.David

<sup>11</sup>.Tyler

می‌دهد. آستین<sup>۱</sup> (۱۹۸۴) اظهار می‌دارد که دانش‌آموزان با درگیر شدن<sup>۲</sup> در فرایند یادگیری یاد می‌گیرند. وی درگیری را برای مفهوم‌سازی مشغولیت<sup>۳</sup> به کار می‌برد (روپایانا<sup>۴</sup>، ۲۰۱۰). نیومن (۱۹۹۲) مشغولیت دانش‌آموز در تکلیف تحصیلی را به عنوان نوعی سرمایه‌گذاری روانی و تلاش هدایت شده به سمت یادگیری، فهم یا تسلط بر دانش، مهارت‌ها یا هنر تعریف می‌کند. مشغولیت به عنوان یک عامل کلیدی برای پیش‌بینی یادگیری (زینگیر<sup>۵</sup>، ۲۰۰۸)، رشد فردی-اجتماعی (راس<sup>۶</sup> و همکاران، ۲۰۱۱) و پیشرفت تحصیلی (فردریکز<sup>۷</sup> و همکاران، ۲۰۰۴، ۲۰۱۱) در نظر گرفته شده و به طور روزافزونی در عرصه تربیت به عنوان عامل اساسی پیشگیری از ترک تحصیل (بتز<sup>۸</sup> و همکاران، ۲۰۱۰؛ فردریکز و همکاران، ۲۰۰۳، آرچامبایولت<sup>۹</sup> و همکاران، ۲۰۰۹) و غیبت از مدرسه (کلم<sup>۱۰</sup> و کانال<sup>۱۱</sup>، ۲۰۰۴) مطرح شده است. مشغولیت در تکلیف تحصیلی نتیجه میزان احساس عضویت<sup>۱۲</sup> دانش‌آموز در مدرسه و اصالت<sup>۱۳</sup> تکلیفی است که به وی ارائه می‌شود (نیومن<sup>۱۴</sup>، ۱۹۹۲). وهلگ (۱۹۸۹) عضویت در مدرسه را به عنوان رابطه اجتماعی دو سویه میان دانش‌آموزان، کارکنان و معلمان مدرسه و هنجارهای حاکم بر مدرسه تعریف می‌کند (توگاری<sup>۱۵</sup> و همکاران،

<sup>1</sup>.Astin

<sup>2</sup>.involvement

<sup>3</sup>.engagment

<sup>4</sup>.Rupayana

<sup>5</sup>.Zyngier

<sup>6</sup>.Ros

<sup>7</sup>.Fredricks

<sup>8</sup>.Betts

<sup>9</sup>.Archambault

<sup>10</sup>.Kelm

<sup>11</sup>.Connell

<sup>12</sup>.membership

<sup>13</sup>.authenticity

<sup>14</sup>.Newmann

<sup>15</sup>.Togari

۲۰۱۱). نیومن (۱۹۹۲) استدلال می‌کند که دانش‌آموزان به عنوان افرادی که خود را به طرز معنی‌داری وقف یادگیری نموده‌اند، باید تحصیل را سزاوار تلاش و تجلیل‌گر شأنشان ادراک کنند. وی وضوح اهداف<sup>۱</sup>، کسب موفقیت<sup>۲</sup> و دریافت مراقبت<sup>۳</sup>، عدالت<sup>۴</sup> و حمایت<sup>۵</sup> در مدرسه را به عنوان مؤلفه‌های اساسی عضویت در مدرسه معرفی کرده و ابراز می‌دارد که به علت حساس بودن فرایند یادگیری، احساس ایمنی و دریافت حمایت برای فرایند کلی یادگیری ضروری است.

حمایت در مدرسه به معنای دریافت حمایت از جانب همسالان و کارکنان مدرسه است (نیومن، ۱۹۹۲). پژوهش‌ها نشان می‌دهند که وجود روابط حمایت‌بخش میان معلم و دانش‌آموز، پذیرش توسط همسالان و مشغولیت کلاسی دانش‌آموز را پیش‌بینی می‌کند (هوگز<sup>۶</sup> و کووک<sup>۷</sup>، ۲۰۰۷). همچنین شواهد حاکی از آن هستند که یادگیرندگان با انگیزه در محیط‌های حمایت‌بخش، خودکارآمدی<sup>۸</sup> بالاتری دارند (لاکوهدتی<sup>۹</sup> و همکاران، ۲۰۱۰).

یادگیری اصیل، دانش‌آموزان را با چالش‌های زندگی روزمره مواجه می‌سازد و دانش و مهارت‌های آن‌ها را از طریق حل مسئله در موقعیت‌های مختلف افزایش می‌دهد (چنج<sup>۱۰</sup> و همکاران، ۲۰۱۰). کارکرد محیط یادگیری اصیل و تکلیف اصیل، موجب برانگیختگی دانش‌آموزان برای افزایش شایستگی‌های مرتبط با زندگی حرفه‌ای یا روزمره آینده‌شان می‌شود

<sup>1</sup>.clarity of Purpose

<sup>2</sup>.success

<sup>3</sup>.caring

<sup>4</sup>.fairness

<sup>5</sup>.support

<sup>6</sup>.Hughes

<sup>7</sup>.Kwok

<sup>8</sup>.self-efficacy

<sup>9</sup>.Lokuhetty

<sup>10</sup>.Change

(جیولایکرز<sup>۱</sup> و همکاران، ۲۰۰۵). نیومن (۱۹۹۲) اصطلاح تکلیف اصیل را برای اشاره به تکالیفی به کار می‌برد که دانش‌آموزان، معنی‌دار، ارزشمند و سزاوار تلاش می‌یابند. از نظر وی عناصر سازنده تکلیف اصیل، پاداش‌های درونی و بیرونی<sup>۲</sup>، ارتباط داشتن تکالیف با جهان واقعی<sup>۳</sup> و احساس مالکیت<sup>۴</sup> دانش‌آموزان در کلاس درس هستند.

معلم برای ایجاد احساس مالکیت در دانش‌آموزان باید در روش، فرایند تدریس و یادگیری انعطاف‌پذیر باشد، فرصت کافی برای این که دانش‌آموزان سؤالاتشان را پرسند در اختیارشان قرار دهد، به آن‌ها مجال مطالعه موضوعاتی را بدهد که به نظر آنان با اهمیت است و همچنین به جای آن که دانش را فقط از زبان دیگران بازآفرینی کنند، اجازه ساخت و تولید دانش به زبان خودشان به آن‌ها بدهد (نیومن، ۱۹۹۲).

علی‌رغم اهمیت ادراکات محیط یادگیری دانش‌آموزان و تأثیر بسزای آن در یادگیری و پیشرفت تحصیلی آنان، پژوهش‌های پیرامون این حوزه در ایران با کاستی‌های بسیاری همراه بوده است. این امر ممکن است دلایل متعددی داشته باشد، اما یکی از دلایلی که با پژوهش حاضر مرتبط‌تر است، کمبود ابزارهای روا و پایا مبتنی بر نظریه‌های ادراکات محیط یادگیری است. از این رو این پژوهش با هدف هنجاریابی پرسشنامه ادراکات محیط یادگیری (PES-HS)<sup>۵</sup> سوئینی،<sup>۶</sup> سورنسن<sup>۷</sup> و کمیس<sup>۸</sup> (۱۹۹۴) که بر اساس نظریه ادراکات محیط یادگیری نیومن (۱۹۹۲) ساخته شده است، انجام گرفت.

سؤال‌های پژوهش عبارتند از:

<sup>۱</sup>.Gulikers

<sup>۲</sup>. extrinsic and intrinsic reward

<sup>۳</sup>.connection to the real world

<sup>۴</sup>.sense of ownership

<sup>۵</sup>.<sup>۵</sup>.The Partners In Education Survey – High School Level

<sup>۶</sup>.Sweeney

<sup>۷</sup>. Sorensen

<sup>۸</sup>. Kemis

- (۱) آیا پرسشنامه PES-HS از روایی<sup>۱</sup> قابل قبولی برخوردار است؟
- (۲) آیا پرسشنامه PES-HS از پایایی<sup>۲</sup> قابل قبولی برخوردار است؟

### روش

پژوهش حاضر با توجه به موضوع و اهداف از نوع توصیفی است. جامعه آماری این پژوهش، کلیه دانش‌آموزان دختر و پسر دبیرستان‌های دولتی شهرستان شیروان هستند که تعداد کل آن‌ها ۸۳۶۳ نفر بود. حجم نمونه مورد پژوهش بر اساس فرمول کوکران، ۴۰۰ نفر محاسبه شد و جهت انتخاب گروه نمونه از روش نمونه‌گیری طبقه‌ای چند مرحله‌ای استفاده شد. روش انتخاب نمونه به این صورت بود که ابتدا فهرست اسامی تمام دبیرستان‌های دولتی شهرستان شیروان تهیه و به طور تصادفی ۵ دبیرستان دخترانه و ۵ دبیرستان پسرانه انتخاب شد. سپس به نسبت تعداد افرادی که در هر طبقه جامعه وجود داشت (طبقات بر اساس جنسیت و پایه تحصیلی آزمودنی‌ها بودند)، تعداد نمونه محاسبه گردید که از این تعداد ۲۰۴ نفر دختر (پایه اول، ۶۰ نفر، دوم ۵۶ نفر، سوم ۵۶ نفر و پیش‌دانشگاهی ۳۲ نفر) و ۱۹۶ نفر پسر (پایه اول، ۷۲ نفر، دوم ۵۶ نفر، سوم ۵۲ نفر و پیش‌دانشگاهی ۱۶ نفر) بودند. در مرحله بعد تعداد افرادی که در هر مدرسه و کلاس باید به پرسشنامه پاسخ می‌دادند، تعیین شد و پس از مراجعه به مدارس، پرسشنامه‌ها در بین کلاس‌ها و دانش‌آموزانی که به طور تصادفی انتخاب شده بودند، توزیع و پس از تکمیل جمع‌آوری شد.

پرسشنامه ادراکات محیط یادگیری (PES-HS): پرسشنامه ادراکات محیط یادگیری سوئینی و همکاران (۱۹۹۴) یک مقیاس ۴۵ سؤالی است که ۵ سؤال آن مربوط به زیر مقیاس مشغولیت، ۱۷ سؤال آن مربوط به زیرمقیاس عضویت، ۱۲ سؤال آن مربوط به زیرمقیاس اصالت، ۳ سؤال آن مربوط به زیرمقیاس مالکیت و ۸ سؤال آن مربوط به زیرمقیاس حمایت است. پاسخ

<sup>۱</sup>. validity

<sup>۲</sup>.reliability

آزمودنی‌ها به سؤالات به شکل طیف لیکرت است که شامل کاملاً مخالف (۱)، مخالف (۲)، تا حدی مخالف (۳)، تا حدی موافق (۴)، موافق (۵) و کاملاً موافق (۶) است. سوئینی و همکاران (۱۹۹۴) همسانی درونی (ضریب آلفا) عامل مشغولیت را  $\alpha = ۰/۷۷$ ، عامل عضویت را  $\alpha = ۰/۹۰$ ، عامل اصالت را  $\alpha = ۰/۸۸$ ، عامل مالکیت را  $\alpha = ۰/۸۱$  و عامل حمایت را  $\alpha = ۰/۶۳$  گزارش نموده‌اند.

با توجه به این که سوئینی و همکاران (۱۹۹۴)، PES-HS را در امریکا و برای پاسخگویان انگلیسی زبان تدوین و اجرا کرده بودند، در وهله نخست، نسخه انگلیسی آن توسط پژوهشگران به فارسی ترجمه شد و سپس برای اطمینان بیشتر در مورد صحت ترجمه و مطابقت، دو نسخه انگلیسی و فارسی در اختیار دو نفر از متخصصان زبان انگلیسی قرار گرفت. همچنین برای اطمینان از فهم گویه‌ها توسط آزمودنی‌ها، نسخه فارسی مقیاس PES-HS در اختیار یک نمونه ۳۰ نفری از دانش‌آموزان همسان با گروه نمونه اصلی قرار گرفت و پس از حصول اطمینان از درستی ترجمه و وضوح سؤال‌ها، مقیاس PES-HS در بین شرکت‌کنندگان در پژوهش اجرا شد.

### یافته‌ها

سؤال اول پژوهش این بود که: آیا پرسشنامه ادراکات محیط یادگیری از روایی قابل قبولی برخوردار است؟ در پژوهش حاضر جهت بررسی روایی مقیاس ادراکات محیط یادگیری (PES-HS) از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی استفاده شد. پیش از انجام تحلیل عاملی شاخص کفایت نمونه‌برداری کایزر-میر-الکین<sup>۱</sup> (KMO) محاسبه و برابر با  $۰/۹۶۲$  و آزمون کرویت بارتلت  $۰/۰۰۱ \geq p \geq ۴۸۶۱/۳۲۶$  به دست آمد. بدین ترتیب علاوه بر کفایت نمونه‌برداری، اجرای تحلیل عاملی بر پایه ماتریس مورد مطالعه نیز قابل توجیه است.

<sup>۱</sup>. Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy

برای تعیین این مطلب که مقیاس ادراکات محیط یادگیری از چند عامل اشباع شده است، سه شاخص عمده مورد توجه قرار گرفت: ۱- ارزش ویژه<sup>۱</sup>، ۲- نسبت واریانس تبیین شده توسط هر عامل و ۳- نمودار ارزش‌های ویژه که آزمون اسکری<sup>۲</sup> نامیده می‌شود؛ هر چند نیازی به این شاخص‌ها نیز نبود، زیرا این مقیاس توسط سوئینی و همکاران (۱۹۹۴) بر اساس نظریه ادراکات محیط یادگیری نیومن (۱۹۹۲) برای اندازه‌گیری ۵ عامل مشغولیت، عضویت، اصالت، مالکیت و حمایت طراحی شده بود و در پژوهش حاضر میزان مطابقت ساختار ۵ عاملی آن در جمعیت دانش‌آموزی به وسیله تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی مورد بررسی قرار گرفت.

بر پایه آزمون اسکری، ۵ عامل با ارزش ویژه بزرگتر از یک به دست آمد که این عوامل روی هم ۵۱/۲۶ درصد از واریانس کل آزمون را تبیین می‌کنند. ارزش ویژه و درصد واریانس تبیین شده هر یک از پنج عامل ادراکات محیط یادگیری در جدول ۱ آمده است.

جدول ۱: ارزش ویژه و درصد واریانس تبیین شده برای پنج عامل اصلی ادراکات محیط یادگیری

مجموع مجذورات بارهای عاملی استخراج شده بعد از چرخش			ارزش‌های ویژه اولیه			شاخص‌های آماري
درصد تراکمی	درصد واریانس	کل	درصد تراکمی	درصد واریانس	کل	عوامل
۱۲/۱۲۴	۱۲/۱۲۴	۴/۹۷۱	۳۳/۲۱۲	۳۳/۲۱۲	۱۳/۶۱۷	عامل اول
۲۴/۰۹۴	۱۱/۹۷۰	۴/۹۰۸	۳۹/۱۱۸	۵/۹۰۶	۲/۴۲۱	عامل دوم
۳۳/۵۳۶	۹/۴۴۲	۳/۸۷۱	۴۳/۸۳۵	۴/۷۱۷	۱/۹۳۴	عامل سوم
۴۲/۸۳۶	۹/۳۰۰	۳/۸۱۳	۴۷/۷۵۷	۳/۹۲۲	۱/۶۰۸	عامل چهارم
۵۱/۲۶۰	۸/۴۲۵	۳/۴۵۴	۵۱/۲۶۰	۳/۵۰۳	۱/۴۳۶	عامل پنجم

مقادیر جدول ۱ حاکی از آن است که پس از چرخش، پنج عامل با ارزش ویژه بالاتر از یک بوده‌اند. در مجموع، هرچه ارزش ویژه بالاتر باشد، آن عامل، واریانس بیشتری را در کل

<sup>۱</sup>.eigenvalue

<sup>۲</sup>.Scree



آزمون تبیین می‌کند. بر این اساس عامل اول با ارزش ویژه  $۱۳/۶۱۷$  قادر به تبیین  $۳۳/۲۱۲$  درصد از واریانس ادراکات محیط یادگیری، عامل دوم با ارزش ویژه  $۲/۴۲۱$  قادر به تبیین  $۳۹/۱۱۸$  درصد، عامل سوم با ارزش ویژه  $۱/۹۳۴$  قادر به تبیین  $۴۳/۸۳۵$  درصد، عامل چهارم با ارزش ویژه  $۱/۶۰۸$  قادر به تبیین  $۴۷/۷۵۷$  درصد و عامل پنجم با ارزش ویژه  $۱/۴۳۶$  قادر به تبیین  $۵۱/۲۶$  درصد از واریانس ادراکات محیط یادگیری است. این مقادیر به نسبت، اندازه‌های قابل توجهی هستند.

پس از چرخش عوامل به روش واریماکس علاوه بر ماتریس فوق که مقادیر ارزش ویژه و مقادیر واریانس تبیین شده توسط مؤلفه‌های استخراج شده را نشان می‌دهد، ماتریس دیگری ظاهر می‌شود که ماتریس مؤلفه‌ها<sup>۱</sup> است و بارهای عاملی سؤالات را در مؤلفه‌های استخراج شده قبل از چرخش نشان می‌دهد. در این ماتریس ابتدا یک عامل کلی ظاهر شد و اکثر سؤالات روی این عامل کلی بارهای عاملی قابل ملاحظه‌ای داشتند در حالی که به دنبال آن عامل‌های دو قطبی ظاهر شدند. این عامل‌ها دارای بارهای مثبت و منفی بودند و تفسیر عامل‌ها را دشوار می‌ساختند. بنابراین برای سهولت در تفسیر داده‌ها و به منظور ساده‌سازی عامل‌ها چرخش آن‌ها لازم و ضروری بود. در جدول ۲ بارهای عاملی حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی به روش مؤلفه‌های اصلی و با استفاده از روش چرخش واریماکس ارائه شده است. همان گونه که مشاهده می‌شود، همه سؤالات مقیاس ادراکات محیط یادگیری روی عوامل مربوطه دارای بارهای عاملی قابل ملاحظه (برگتر از  $۰/۳۰$ ) هستند و صرفاً بارهای عاملی ۴ سؤال (سؤالات ۲، ۲۲، ۳۳ و ۳۷) اندکی کوچکتر از  $۰/۳۰$  و بین  $۰/۲۶$  تا  $۰/۲۸$  است. بنابراین ساختار ۵ عاملی مقیاس ادراکات محیط یادگیری به وسیله تحلیل عاملی اکتشافی مورد تأیید قرار گرفت.

- 
1. Component Matrix
  2. Rotated Component Matrix

جدول ۲: ماتریس عاملی چرخش یافته واریماکس پرسشنامه ادراکات محیط یادگیری

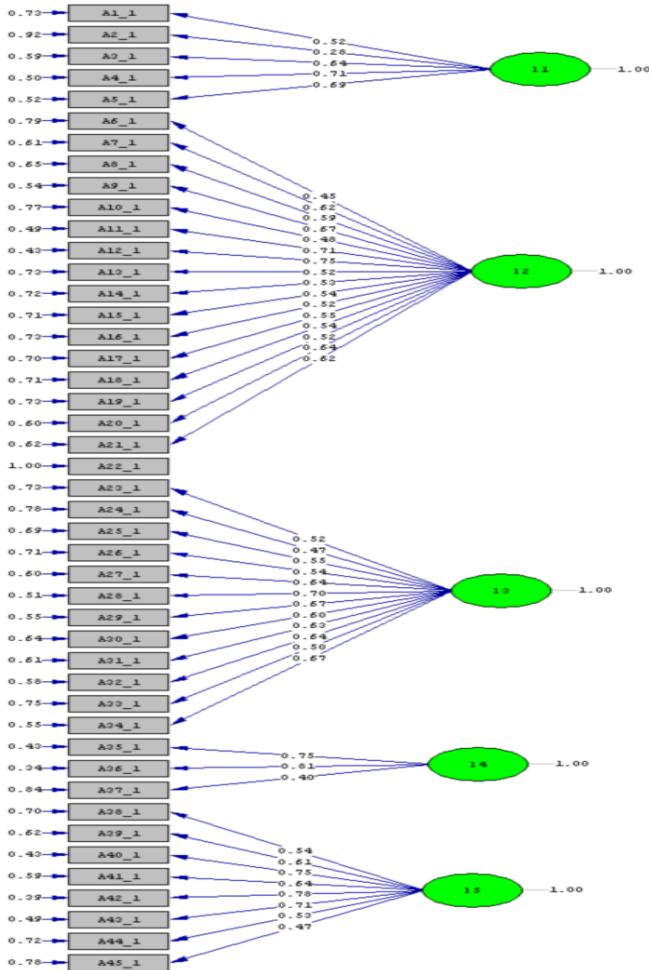
سؤال	مؤلفه			
	مشغولیت	عضویت	اصالت	مالکیت
۱	۰/۵۸۰	--	--	--
۲	۰/۲۶۰	--	--	--
۳	۰/۷۱۲	--	--	--
۴	۰/۷۶۰	--	--	--
۵	۰/۷۱۶	--	--	--
۶	--	--	--	--
۷	--	۰/۵۷۹	--	--
۸	--	۰/۷۰۴	--	--
۹	--	۰/۷۱۶	--	--
۱۰	--	۰/۴۵۷	--	--
۱۱	--	۰/۶۸۶	--	--
۱۲	--	۰/۷۲۷	--	--
۱۳	--	۰/۳۸۲	--	--
۱۴	--	۰/۳۷۹	--	--
۱۵	--	۰/۳۵۱	--	--
۱۶	--	۰/۳۷۳	--	--
۱۷	--	۰/۳۶۰	--	--
۱۸	--	۰/۴۲۹	--	--
۱۹	--	۰/۴۹۰	--	--
۲۰	--	۰/۳۷۷	--	--
۲۱	--	۰/۳۰۴	--	--
۲۲	--	۰/۲۸۰	--	--
۲۳	--	۰/۶۵۶	--	--
۲۴	--	۰/۵۵۷	--	--
۲۵	--	۰/۴۳۱	--	--

--	--	۰/۳۵۹	--	--	۲۶
--	--	۰/۴۴۳	--	--	۲۷
--	--	۰/۶۰۷	--	--	۲۸
--	--	۰/۳۸۲	--	--	۲۹
--	--	۰/۳۶۶	--	--	۳۰
--	--	۰/۳۴۷	--	--	۳۱
--	--	۰/۳۷۲	--	--	۳۲
--	--	۰/۲۷۱	--	--	۳۳
--	--	۰/۴۱۵	--	--	۳۴
--	۰/۷۴۱	--	--	--	۳۵
--	۰/۷۴۰	--	--	--	۳۶
--	۰/۲۷۷	--	--	--	۳۷
۰/۴۷۳	--	--	--	--	۳۸
۰/۷۵۳	--	--	--	--	۳۹
۰/۶۴۳	--	--	--	--	۴۰
۰/۵۰۹	--	--	--	--	۴۱
۰/۶۱۰	--	--	--	--	۴۲
۰/۶۲۲	--	--	--	--	۴۳
۰/۳۷۹	--	--	--	--	۴۴
۰/۳۵۱	--	--	--	--	۴۵

سؤال‌هایی که بار عاملی بالایی در عامل یکم دارند، مشغولیت را بیان می‌کنند. عامل دوم عضویت، عامل سوم اصالت، عامل چهارم مالکیت و عامل پنجم حمایت را نشان می‌دهد.

علاوه بر تحلیل عاملی اکتشافی، جهت حصول اطمینان بیشتر و همچنین محاسبه شاخص‌های برآزش مدل، داده‌های حاصله با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی و با بهره‌گیری از نرم‌افزار لیزرل<sup>۱</sup> مورد تحلیل قرار گرفت. اطلاعات حاصله در نمودار ۱ ارائه شده است.

نمودار ۱: نتایج تحلیل عاملی تأییدی



1. LISREL

همان گونه که از نمودار ۱ مشاهده می‌شود، همه سؤال‌های مقیاس ادراکات محیط یادگیری روی عوامل مربوطه دارای بارهای عاملی قابل ملاحظه (بزرگتر از ۰/۳۰) هستند و صرفاً بار عاملی سؤال ۲ اندکی کوچکتر از ۰/۳۰ است. همانند مقیاس اصلی، سؤال‌های ۱ تا ۵ روی عامل مشغولیت، سؤال‌های ۶ تا ۲۲ روی عامل عضویت، سؤال‌های ۲۳ تا ۳۴ روی عامل اصالت، سؤال‌های ۳۵ تا ۳۷ روی عامل مالکیت و سؤال‌های ۳۸ تا ۴۵ روی عامل حمایت دارای بارهای عاملی قابل ملاحظه هستند. بنابراین ساختار ۵ عاملی مقیاس ادراکات محیط یادگیری به وسیله تحلیل عاملی تأییدی نیز مورد تأیید قرار گرفت. شاخص‌های برازش مدل ۵ عاملی مقیاس ادراکات محیط یادگیری به وسیله تحلیل عاملی تأییدی که در جدول ۳ ارائه شده‌اند از برازش نسبتاً مناسب مدل با داده‌ها حکایت دارند.

جدول ۳: آماره‌های نیکویی برازش مقیاس ادراکات محیط یادگیری

ردیف	شاخص‌های برازندگی مقیاس ادراکات محیط یادگیری	مقادیر
۱	شاخص برازش کای دو	۲۴۹۱
۲	شاخص ریشه میانگین مجذور مانده‌ها (RMR)	۰/۰۸
۳	شاخص ریشه میانگین مجذور مانده‌های استاندارد شده (SRMR)	۰/۰۹
۴	شاخص خوبی برازندگی (GFI)	۰/۸۷
۵	شاخص خوبی برازندگی اصلاح شده (AGFI)	۰/۸۶
۶	شاخص نرم شده برازندگی (NFI)	۰/۸۱
۷	شاخص نرم نشده برازندگی (NNFI)	۰/۸۹
۸	شاخص برازندگی فزاینده (IFI)	۰/۹۰
۹	شاخص برازندگی تطبیقی (CFI)	۰/۹۰
۱۰	ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب (RMSEA)	۰/۰۶

همان گونه که از جدول ۳ مشاهده می‌شود، آماره‌های نیکویی برازش محاسبه شده حکایت از برازش نسبتاً مناسب مدل دارند؛ به نحوی که شاخص‌های نشان‌دهنده خطا و مهمترین آن‌ها

یعنی مقدار ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب (RMSEA) در پژوهش حاضر برابر با ۰/۰۶ است که از برازندگی مناسب مدل با داده‌ها حکایت می‌کند. علاوه بر آن شاخص خوبی برازندگی (GFI)، شاخص خوبی برازندگی اصلاح شده (AGFI)، شاخص نرم شده برازندگی (NFI)، شاخص نرم نشده برازندگی (NNFI)، شاخص برازندگی فزاینده (IFI) و شاخص برازندگی تطبیقی (CFI) نیز مناسب و نزدیک به ۰/۹۰ هستند.

به منظور پاسخگویی به سؤال دوم پژوهش مبنی بر این که آیا پرسشنامه ادراکات محیط یادگیری از پایایی قابل قبولی برخوردار است، پایایی پرسشنامه ادراکات محیط یادگیری (PES-HS) با استفاده از روش همسانی درونی<sup>۱</sup> و با بهره‌گیری از ضریب آلفای کرونباخ محاسبه شد. آلفای کرونباخ به دست آمده برای عامل مشغولیت ۰/۷۴، عامل عضویت ۰/۸۹، عامل اصالت ۰/۸۶، عامل مالکیت ۰/۷۸ و عامل حمایت ۰/۸۴ به دست آمد که همگی رضایت‌بخش هستند.

### هنجارهای مقیاس ادراکات محیط یادگیری

به دلیل آن که تفسیر نمره‌های خام مقیاس به سادگی امکان‌پذیر نیست، در ابتدا میانگین، میانه و انحراف معیار نمره کسب شده در هر یک از خرده‌مقیاس‌ها محاسبه (جدول ۴) و سپس نمره‌های خام هر خرده‌مقیاس به هنجار درصدی تبدیل شد (جدول ۵) تا تعبیر، تفسیر و مقایسه نمره‌ها امکان‌پذیر شود.

جدول ۴: شاخص‌های توصیفی پرسشنامه ادراکات محیط یادگیری

خرده‌مقیاس‌ها	مشغولیت	عضویت	اصالت	مالکیت	حمایت
تعداد	۴۰۰	۴۰۰	۴۰۰	۴۰۰	۴۰۰
میانگین	۲۲/۲۴	۵۸/۸۱	۴۱/۵۱	۹/۰۴	۲۴/۵۳
میانه	۲۳/۰۰	۶۰/۰۰	۴۲/۰۰	۹/۰۰	۲۴/۰۰
انحراف معیار	۵/۰۳	۱۷/۴۰	۱۲/۴۶	۳/۸۸	۹/۸۴

<sup>۱</sup> . internal consistency

جدول ۵: رتبه‌های درصدی نمرات مقیاس ادراکات محیط یادگیری به تفکیک خرده‌مقیاس‌ها در گروه هنجار

رتبه درصدی	مشغولیت	عضویت	اصالت	مالکیت	حمایت
۱	۸	۲۲	۱۴	۳	۸
۱۰	۱۵	۳۴	۲۴	۳	۱۲
۲۰	۱۸	۴۳	۳۱	۵	۱۵
۲۵	۱۹	۴۶	۳۲	۶	۱۷
۳۰	۲۰	۴۹	۳۵	۷	۱۸
۴۰	۲۱	۵۴	۳۹	۸	۲۱
۵۰	۲۳	۶۰	۴۲	۹	۲۴
۶۰	۲۴	۶۴	۴۵	۱۰	۲۷
۷۰	۲۵	۶۹	۴۸	۱۱	۳۰
۷۵	۲۶	۷۱	۵۰	۱۲	۳۲
۸۰	۲۷	۷۴	۵۳	۱۳	۳۴
۹۰	۲۸	۸۲	۵۹	۱۵	۳۹
۹۹	۳۰	۹۴	۶۶	۱۷	۴۵

### بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر به منظور هنجاریابی مقیاس ادراکات محیط یادگیری (PES-HS) انجام گرفت. یافته‌های پژوهش نشان دادند که مقیاس ادراکات محیط یادگیری از نظر روایی و پایایی ابزاری قابل قبول است. روایی مقیاس با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی بررسی شد. یافته‌های به دست آمده از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی نشان‌دهنده روایی بالای مقیاس بود به نحوی که عوامل به دست آمده از تحلیل عاملی همان عوامل سازندگان آزمون (سوئینی و همکاران، ۱۹۹۴) بود و لذا ساختار ۵ عاملی مقیاس ادراکات محیط یادگیری با عوامل مشغولیت، عضویت، اصالت، مالکیت و حمایت مورد تأیید قرار گرفت. پایایی مقیاس به روش همسانی

درونی و با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ بررسی شد و نتایج نشان داد که مقدار ضریب آلفا برای عامل مشغولیت ۰/۷۴، عامل عضویت ۰/۸۹، عامل اصالت ۰/۸۶، عامل مالکیت ۰/۷۸ و عامل حمایت ۰/۸۴ است که با نتایج بررسی سوئینی و همکاران (۱۹۹۴) شباهت زیادی دارد.

با توجه به نتایج حاصل از پایایی و روایی مقیاس ادراکات محیط یادگیری، از این مقیاس می‌توان به منظور سنجش سطح ادراکی دانش‌آموزان در زمینه‌های مشارکت و مشغولیت، اصالت، تکلیف، عضویت، حمایت و ادراک مالکیت در محیط یادگیری و کلاسی، در کنار دیگر تکنیک‌ها و ابزارهای اندازه‌گیری استفاده کرد.

نکته‌ای که باید در مورد ادراکات محیط یادگیری دانش‌آموزان مورد توجه قرار گیرد این است که محیط فیزیکی مدرسه و کلاس درس مثل امکانات، فضا، نور، تهویه، میز و صندلی و هوای کلاس، موجب پیدایش امنیت و آسایش برای دانش‌آموزان و در نتیجه یادگیری و رشد فردی آنان می‌شود که به ویژه با ادراکات و احساسات در مورد روابط اجتماعی میان دانش‌آموزان و معلمان مرتبط است. درگیر کردن دانش‌آموزان در فرایند یادگیری موجب رشد احساس شایستگی در آنها شده و همچنین به آنان کمک می‌کند تا خود را عضوی متعلق به مدرسه بدانند. این امر از ترک تحصیل آنها جلوگیری کرده و باعث افزایش انگیزه و علاقه آنها به مدرسه خواهد شد. مواردی همچون وضوح اهداف آموزشی، حمایت و پذیرش دانش‌آموز از سوی معلم و کادر مدرسه، موفقیت‌های تحصیلی، عدالت و عدم تبعیض معلم در کلاس، می‌توانند از جمله مهمترین عوامل ادراک عضویت دانش‌آموزان در مدرسه و کلاس باشند. ارائه تکالیف درسی منطبق با نیازها و زندگی واقعی دانش‌آموزان همراه با فعالیت‌های درسی عینی و نه انتزاعی، میزان اصالت تکلیف را در ادراکات دانش‌آموزان بالا می‌برد، چرا که دانش‌آموزان یادگیری را با تجارب شخصی خود هم‌تا ساخته و آن را معنادار درک می‌کنند.



نتایج پژوهش حاضر در تأیید روایی و پایایی فرم فارسی مقیاس ادراکات محیط یادگیری با محدودیت‌های خاص مقدماتی بودن این مشخصه‌ها همراه است. این محدودیت‌ها، مخصوصاً در زمینه روایی یک مقیاس که فرایندی مستمر است، بیشتر نمایان می‌شود. لذا با عنایت به این که پژوهش حاضر، نخستین پژوهش در این زمینه است، ویژگی‌های روان‌سنجی و هنجارهای ارائه شده مقدماتی بوده و طراحی پژوهش‌های جدید به منظور تکمیل فرایند اعتباریابی فرم فارسی مقیاس ادراکات محیط یادگیری و حتی تکرار بعضی پژوهش‌ها برای تأیید یافته‌های فعلی به عنوان یک ضرورت مهم پیشنهاد می‌شود. صرفاً با انجام پژوهش‌های متعدد است که می‌توان نسبت به روایی و پایایی و همچنین هنجارهای یک مقیاس اطمینان لازم را کسب کرد.

Archive of SID

## منابع

1. Aldridge, J. M., & Fraser, B. J. (2000). A cross-cultural study of classroom learning environments in Australia and Taiwan. *Learning Environments Research*, 3, 101–134.
2. Archambault, I., Janosz, M., Fallu, J. S., Pagani, L. S. (2009). Student engagement and its relationship with early highschool drop out. *Journal of Adolescence*, 32, 651 – 670.
3. Betts, J. E., Appleton, J. J., Reschly, A. L., Christenson, S. L., & Huebner, E. S. (2010). A Study of the Factorial Invariance of the Student Engagement Instrument (SEI). Results From Middle and High School Students. *Journal of School Psychology Quarterly*, 25 (2), 84-93.
4. Change, C. W., Lee, j. H., Wang, C. Y., & Chen, G. D. (2010). Improving the authentic learning experience by integrating robot sin to the mixed-reality environment. *Journal of Computers & Education*, 55, 1572–1578.
5. Fraser, B. J. (1998). Classroom environment instruments: Development, validity and applications. *Journal of Learning Environments Research*, 1, 7–33.
6. Fredricks, J. A., Blumenfeld, P., Friedel, J., Paris, A. (2003). *School Engagement*. Paper presented at the Indicators of Positive Development Conference, Child Trends, March, 11<sup>th</sup> -13<sup>th</sup>.
7. Fredricks, J. A., Blumenfeld, P. C., & Paris, A. H. (2004). School engagement: potential of the concept, state of the evidence. *Journal of Review of Educational Research*, 74 (1), 59 - 109.
8. Fredricks, J., Mc Colskey, W., Meli, J., Mordica, J., Montrosse, B., and Mooney, K. (2011). *Measuring student engagement in upper elementary through high school: a description of 21 instruments*. (Issues & Answers Report, REL 2011–No. 098). Washington, DC: U.S. Department of Education, Institute of Education Sciences, National Center for Education Evaluation and Regional Assistance, Regional Educational Laboratory Southeast.
9. Gulikers, j. T., Bastiaens, T. J., Martens, R. L. (2005). The surplus value of an authentic learning environment. *Journal of Computers in Human Behavior*, 21, 509 –521.

10. Hughes, J. N. & Kwok, O. (2007). The influence of student–teacher and parent–teacher relationships on lower achieving readers 'engagement and achievement in the primary grades. *Journal of Educational Psychology*, 99, 39–51.
11. Kaplan, A. & Middleton, M. J. (2002). Should childhood be a journey or a race?. *Journal of Educational Psychology*, 94, 646-648.
12. Klem, A. M. & Connell, J. P. (2004). Relationships matter: Linking teacher support to student engagement and achievement. *Journal of School Health*, 74 (7), 262-273.
13. Lokuhetty, M., Warnakulasuriya, S., Perera, R., Silva, H., & Wijesinghe, H. (2010). Students' perception of the educational environment in a Medical Faculty with an innovative curriculum in Sri Lanka. South - East Asian, *Journal of Medical Education*, 4 (1), 9 – 16.
14. Manning, M. L. (2000). Child-centered middle schools: A position paper. *Journal of Childhood Education*, 76, 154-159.
15. Nahar, N., Talukder, H. k., Hossain Khan, T., Mohammad, S., Nargis, T. (2010). Students' perception of medical colleges in Bangladesh. *Journal of Bangabandhu Sheikh Mujib Medical University*, 3 (2), 97-102.
16. Newmann, F. M. (Ed.). (1992). *Student engagement and achievement in American secondary schools*. New York: Teachers College Press.
17. Ros, I., Goikoetxea, J., Gairin, J., & Lekue, P. (2011). *Student Engagement in the School: Interpersonal and Inter-center Differences*. UPV/EHU, Autonomous University of Barcelona.
18. Rupayana, D.D. (2010). *Development and validation of a student academic engagement scale (SAENS)*. A dissertation submitted in partial fulfillment of the requirements for the degree doctor of philosophy, Kansas State University.
19. Sweeney, J., Sorensen, C., & Kemis, M. (1994). *Partners in education students survey: Middle/high school*. Sacramento City, CA: Sacramento City Unified School District.
20. Togari, T., Sato, M., Yamazaki, Y., & Otemori, R. (2011). The Development of Japanese 13-item Version of Psychological Sense of

School Membership Scale for Japanese Urban High School Students. *Journal of School Health*, 7, 62-72.

21. Wahyudi, W. & David F. T. (2004). The status of science classroom learning environments in Indonesian lower secondary schools. *Journal of Learning Environment Research*, 7, 43-63.

22. Zyngier, D. (2008). (Re) conceptualizing student engagement: Doing education not doing time. *Journal of Teaching and Teacher Education*, 24, 1765-1776.

Archive of SID