



فصلنامه اندازه گیری تربیتی

صاحب امتیاز: دانشگاه علامه طباطبایی

سال اول، شماره سوم

پاییز ۱۳۸۹

مدیر مسئول: دکتر فریبرز درتاج

سر دبیر: دکتر علی دلاور

مدیر اجرایی: حمید رضا مقامی

اعضای هیئت تحریریه

نام و نام خانوادگی	رتبه علمی	رشته درسی	محل خدمت
دکتر حسن احدی	استاد	روان شناسی	دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر عباس بازرگان هرنندی	استاد	روان شناسی تربیتی	دانشگاه تهران
دکتر الهه حجازی	دانشیار	روان شناسی	دانشگاه تهران
دکتر داود حسینی نسب	استاد	روان شناسی تربیتی	دانشگاه تبریز
دکتر فریبرز درتاج	دانشیار	روان شناسی تربیتی	دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر علی دلاور	استاد	روش های تحقیق و آمار	دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر علی اکبر سیف	استاد	روان شناسی تربیتی	دانشگاه علامه طباطبایی
دکتر حسن پاشا شریفی	دانشیار	روان شناسی تربیتی	دانشگاه آزاد واحد رودهن
دکتر بختیار شعبانی ورکی	استاد	علوم تربیتی	دانشگاه فردوسی مشهد
دکتر ولی الله فرزاد	استاد	روان شناسی تربیتی	دانشگاه تربیت معلم
دکتر علی رضا کیامنش	استاد	روش تحقیق	دانشگاه تربیت معلم
دکتر محمد نریمانی	دانشیار	روان شناسی	دانشگاه محقق اردبیلی
دکتر حمید طاهر نشاط دوست	دانشیار	روان شناسی	دانشگاه اصفهان

داوران علمی این شماره

نام	نام خانوادگی	رشته درسی	محل خدمت
عباس	الهیاری	روان شناسی	دانشگاه تربیت مدرس
حسن	اسدزاده	سنجش و اندازه گیری	دانشگاه علامه طباطبایی
محمد علی	اصغری مقدم	روان شناسی	دانشگاه شاهد
شهلا	پزشک	روان شناسی	دانشگاه علامه طباطبایی
علی	دلاور	روش های تحقیق و آمار	دانشگاه علامه طباطبایی
فرامرز	سهرابی	روان شناسی	دانشگاه علامه طباطبایی
حسن پاشا	شریفی	سنجش و اندازه گیری تربیتی	دانشگاه آزاد اسلامی
نور علی	فرخی	روان شناسی تربیتی	دانشگاه علامه طباطبایی
ولی الله	فرزاد	سنجش و اندازه گیری تربیتی	دانشگاه تربیت معلم
محمد رضا	فلسفی نژاد	سنجش و اندازه گیری تربیتی	دانشگاه علامه طباطبایی
علی رضا	کیامنش	سنجش و اندازه گیری تربیتی	دانشگاه تربیت معلم
محمود	گلزاری	روان شناسی	دانشگاه علامه طباطبایی
یحی	مهاجر	برنامه ریزی درسی	دانشگاه علامه طباطبایی
حیدر علی	هومن	سنجش و اندازه گیری تربیتی	دانشگاه آزاد اسلامی

ویراستار فارسی: دکتر علی دلاور

ویراستار انگلیسی: دکتر حسن اسدزاده

حروف نگار و صفحه آرایی: راضیه درویش

طراح جلد: رضا دنیوی

شمارگان: ۶۰۰

قیمت: ۱۸۰۰۰ ریال

لیتوگرافی، چاپ و صحافی: مرکز چاپ و انتشارات دانشگاه علامه طباطبایی

این نشریه دارای درجه علمی- پژوهشی مصوب به شماره نامه ۳/۱۱/۳۷۷۷ مورخ ۱۳۸۹/۳/۱۷ از وزارت علوم، تحقیقات و فناوری است و در قالب تفاهم نامه همکاری بین دانشگاه های اصفهان، الزهراء (س)، تربیت معلم، تبریز، فردوسی مشهد و محقق اردبیلی با دانشگاه علامه طباطبایی و با هدف گسترش همکاری های علمی و پژوهشی منتشر می شود.

نشانی دفتر مجله: تهران، دهکده المپیک، دانشگاه علامه طباطبایی، دانشکده روان شناسی و علوم تربیتی

دورنگار: ۴۴۷۳۷۴۷۲

تلفن: ۴۴۷۳۷۵۷۴

اهداف فصلنامه و شرایط پذیرش مقاله

اهداف فصلنامه

اشاعه و گسترش دانش اندازه‌گیری تربیتی
انتشار یافته‌ها و نظریات جدید اندازه‌گیری تربیتی
نشر پژوهش‌های حوزه اندازه‌گیری تربیتی
فراهم آوردن زمینه تبادل آرا در مسائل وابسته به اندازه‌گیری تربیتی
معرفی و نقد کتاب

شرایط پذیرش مقاله

الف. به لحاظ محتوا

همسو با اهداف فصلنامه باشد.
جنبه‌های علمی و پژوهشی داشته باشد.
حاصل مطالعات، تجربه‌ها و پژوهش‌های نویسنده باشد.
در صورت ترجمه‌ای بودن، حاوی موضوعات تازه باشد.
برای هیچ نشریه داخلی یا خارجی ارسال، و یا در هیچ نشریه‌ای چاپ نشده باشد.

ب. به لحاظ شکل ظاهر

- صفحه اول شامل: عنوان مقاله، مشخصات نویسنده یا نویسندگان (نام و نام خانوادگی، مرتبه دانشگاهی و تخصصی) به فارسی و انگلیسی باشد. درج نشانی رایانه‌ای صاحب مقاله (در صورت دارا بودن) ضروری است.
- صفحه دوم مشتمل بر: عنوان مقاله، چکیده (تا ۲۰۰ کلمه)، واژگان کلیدی (تا ۶ واژه) باشد.
- در متن مقاله، در صورت امکان، معادل فارسی کلمات دشوار غیرفارسی آورده شود و اصل کلمه (در زبان غیرفارسی) در زیرنویس ضبط شود.
- تنظیم فهرست منابع، بدون ذکر شماره ردیف، روی صفحه‌ای مستقل و به این ترتیب باشد:
الف. برای کتاب تألیفی: نام خانوادگی نویسنده، نام. (تاریخ نشر). نام کتاب (نوبت یا ویرایش چاپ). محل انتشار: ناشر.

- ب. برای کتاب ترجمه‌ای: نام خانوادگی نویسنده، نام (تاریخ انتشار)، نام کتاب، نام و نام خانوادگی مترجم، محل انتشار: ناشر (تاریخ انتشار به زبان اصلی).
- ج. برای مقاله: نام خانوادگی نویسنده، نام (تاریخ نشر)، «عنوان مقاله» در نام و نام خانوادگی نویسنده یا نویسندگان مجموعه (گردآورنده یا گردآوردگان)، عنوان کتاب، محل انتشار: ناشر، شماره صفحات.
- د. برای مجموعه مقالات: نام خانوادگی نویسنده، نام (تاریخ انتشار)، «عنوان مقاله» در نام و نام خانوادگی نویسنده یا نویسندگان مجموعه (گردآورنده یا گردآوردگان)، عنوان کتاب، محل انتشار: ناشر، شماره صفحات.
- هـ- برای منابع رایانه‌ای: نام خانوادگی نویسنده، نام (تاریخ نشر)، «عنوان کامل مقاله» کلید واژه جستجو در سایت‌های اینترنتی. تاریخ کامل دسترسی به مقاله.
۵. ارسال ۳ نسخه از متن تحریر شده مقاله در محیط word همراه با لوح آن.
۶. ارسال اصل مقاله برای مقاله‌های ترجمه شده ضروری است.

ضوابط نهایی پذیرش مقاله برای درج در فصلنامه

۱. تأیید داوران منتخب شورای علمی فصلنامه (حداقل ۳ نفر)
۲. موافقت قطعی شورای علمی فصلنامه

توجه

۱. شورای علمی فصلنامه در ویرایش مقاله‌ها مختار است.
۲. حقوق معنوی مقاله‌های چاپ شده برای فصلنامه «اندازه‌گیری تربیتی» محفوظ می‌ماند.
۳. مقاله‌های دریافتی، اعاده نمی‌شود.

فهرست مطالب

- نقش مؤلفه‌های انگیزشی و نگرشی در پیشرفت درس ریاضی به منظور تدوین یک مدل ساختاری...
(آزاده بلوکی، دکتر علی دلاور، اسماعیل مام شریفی)..... ۱
- نسخه‌ای کوتاه شده و ایرانی از آزمون شخصیتی چند وجهی مینه‌سوتا-۲
(دکتر مسعود حسینچاری، حسین داوودی، دکتر حیدرعلی هومن، دکتر حسن پاشا شریفی)..... ۳۱
- مطالعه تغییرناپذیری ساختار عاملی مقیاس نگرش ریاضی فنما- شرمین در دانش‌آموزان دبیرستانی دو زیانه ایرانی
(دکتر ناصر شیربگی، آزاد همتی)..... ۴۹
- روش‌های سنجش تک بعدی بودن سؤال‌ها در مدل‌های دو ارزشی IRT
(اصغرمینائی، دکتر محمدرضا فلسفی نژاد)..... ۷۱
- بررسی پایایی و روایی پرسشنامه ارزیابی نوآوری سازمانی امید و همکاران (۲۰۰۲)
(دکتر مصطفی نیکنامی، دکتر علی تقی پورظهیر، محمد غفاری مجلیج)..... ۱۰۱
- ساخت مقدماتی آزمون تیپ‌های شخصیتی انیه گرم
(دکتر فیروزه سپهریان)..... ۱۲۱
- تهیه و اعتباریابی ابزار سنجش «آمادگی ورودی یادگیرنده به دوره‌های الکترونیکی»
(دکتر فرهاد سراجی، دکتر مسیب یار محمدی واصل)..... ۱۳۵

نقش مؤلفه‌های انگیزشی و نگرشی در پیشرفت درس ریاضی به منظور تدوین یک مدل ساختاری بین دانش‌آموزان سال اول دبیرستان‌های استان آذربایجان غربی

آزاده بلوکی^۱

دکتر علی دلاور^۲

اسماعیل مام شریفی^۳

تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۲/۱۵

تاریخ وصول: ۸۹/۷/۱۰

چکیده

هدف از انجام پژوهش حاضر، بررسی نقش مؤلفه‌های انگیزشی و نگرشی در پیشرفت درس ریاضی و تدوین مدل ساختاری بوده است. تعداد افراد نمونه ۳۰۰ نفر از دانش‌آموزان سال اول دبیرستان‌های شهرستان ارومیه می‌باشد. نمره ترم ۱ دانش‌آموزان به عنوان شاخص پیشرفت درس ریاضی مورد استفاده قرار گرفت.

برای تحلیل داده‌ها از روش تحلیل مسیر، به کمک نرم افزار لیزرل، اثرات مستقیم و غیرمستقیم و اثرات کلی متغیرهای خودپنداره، تحصیلات پدر، اهمیت ریاضی، علاقه به ریاضی، حمایت والدین و تصورات قلبی جنسیتی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج بدست آمده در این پژوهش در قالب مدل گرون و رودر که در سال ۱۹۹۵ در دانشگاه ماکس پلانک آلمان ساخته شده و در سه کشور فرانسه، ژاپن و آمریکا اجرا شده، می‌باشد.

• نتایج بیانگر آن است که متغیرهای خودپنداره، تحصیلات پدر، حمایت والدین و اهمیت ریاضی بر پیشرفت درس ریاضی اثر معنادار نشان دادند. و متغیرهای خودپنداره و تحصیلات پدر اثر مستقیم با پیشرفت درس ریاضی داشتند.

۱- کارشناس ارشد سنجش و اندازه‌گیری

۲- عضو هیئت علمی دانشکده علوم تربیتی دانشگاه علامه طباطبایی

۳- کارشناس ارشد سنجش و اندازه‌گیری

• از دیگر نتایج حاصل شده در این پژوهش کسب شاخص‌های برازش مطلوب و مناسب با داده‌های پژوهش است

واژگان کلیدی: خود پنداره، تصورات قالبی یا کلیشه‌ای جنسیتی، حمایت والدین، نگرش، اهمیت ریاضی، انگیزش، عملکرد تحصیلی ریاضی.

مقدمه

امروزه، ما شاهد تحولات عظیم در زمینه کلیه علوم، خصوصاً علوم انسانی و علوم پایه هستیم. در جهان امروز با توجه به پیچیده شدن فرایند توسعه، نیاز به آگاهی و دانش، هر لحظه بیشتر شده است و تفکر، استدلال، تحلیل و نقد، انتخابگری، تصمیم‌گیری، یادگیری مستمر و برقراری ارتباط سازنده، حجم عظیم داده‌ها، خودتنظیمی و برخورد منطقی و مناسب با پدیده‌ها از ویژگی‌های ضروری و شهروندی است که می‌باید به افراد آموزش داده شود. نقش ریاضیات در صورت‌بندی نظم عالم و تبیین پدیده‌ها به عنوان ملکه علوم بشری از یک طرف و نقش بی‌بدیل ریاضیات در پرورش توانایی فکر، استدلال و نقادی همگی جایگاه منحصر به فردی برای ریاضیات بوجود آورده است (رضایی درویشی، ۱۳۸۵).

در سال ۱۹۹۲ اتحادیه بین‌المللی ریاضی‌دانان با حمایت سازمان علمی-فرهنگی ملل متحد-یونسکو، سال ۲۰۰۰ را سال جهانی ریاضیات اعلام کرد. این سه شعار عبارت بودند از: رویارویی با چالش‌های ریاضی در قرن ۲۱، ریاضیات کلید راه توسعه، مردمی و عمومی بودن ریاضیات (طاهری، ۱۳۸۴).

با توجه به اینکه نتایج و یافته‌های سومین مطالعه بین‌المللی ریاضیات و علوم با عنوان TIMSS (۱۹۹۳) نشان داد که دانش‌آموزان ایرانی در درس ریاضیات پایه دوم و سوم راهنمایی از میان ۴۱ کشور شرکت‌کننده به ترتیب رتبه ۳۷ و ۳۸ را کسب کرده‌اند، (کیامنش و نوری، ۱۳۷۷)، اکنون چه کنیم تا فاصله عمیقی که بین کشور ما و کشورهای صنعتی و پیشرفته وجود دارد، هرچه زودتر از بین برود؟ با این حجم وسیع دانش چگونه

خود را همگام سازیم؟ آیا راه حلی وجود دارد که بتوان منابع مالی و انسانی که هر ساله به میزان وسیعی در آموزش، بیهوده تلف می‌شود را به بهترین نحو مورد استفاده قرار داد؟ یکی از تدابیر لازم برای بهینه‌سازی آموزش کشور، پرداختن به مسائل و عوامل مؤثر بر رشد و پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان است. این که چه عواملی بر پیشرفت و موفقیت تحصیلی دانش‌آموزان در درس ریاضی تأثیر می‌گذارد و یا سهم و مشارکت هر عامل چه اندازه است، همواره از حیطه‌های مورد علاقه پژوهشگران تربیتی بوده است (لواسانی و درآتی، ۱۳۸۳). کرلینجر معتقد است پژوهش‌های رفتاری، همچون پیشرفت تحصیلی و ریاضی، ماهیت چند متغیری دارند، زیرا متغیرهای زیادی بر آنها تأثیر می‌گذارند و باید با استفاده از روش‌های چند متغیری به مطالعه تأثیرات چند وجهی متغیرهای مستقل متعدد بر چنین متغیرهایی پرداخت (کرلینجر، ۱۹۸۶).

در این میان مطالعه عوامل مؤثر بر پیشرفت تحصیلی درس ریاضی، طی سه دهه اخیر بیش از پیش مورد توجه متخصصان تعلیم و تربیت قرار گرفته است. یافته‌های تحقیقات متعدد نشان داده است که پیشرفت تحصیلی در درس ریاضی نه تنها از ساختارهای دانش و فرایندهای پردازش اطلاعات تأثیر می‌پذیرد بلکه به عوامل انگیزشی از جمله نگرش‌ها، انگیزش‌ها و ارزش‌ها نیز مربوط می‌شود (بسانت^۱، ۱۹۹۵).

اکثر متخصصان تعلیم و تربیت بر نقش متقابل متغیرهای شناختی و انگیزشی به عنوان عوامل مؤثر در عملکرد تحصیلی تأکید می‌کنند. علاوه بر توانش‌های شناختی دانش‌آموزان، متغیرهای انگیزشی و نگرشی از جمله مهم‌ترین عواملی هستند که روی مدت زمان صرف شده برای انجام تکالیف تحصیلی، چگونگی پردازش اطلاعات، علاقه و اهمیت به درس، چگونگی استفاده از راهبردهای یادگیری، میزان پشتکار و پافشاری هنگام مواجهه با تکالیف چالش‌انگیز و مقدار ارزشی که یک تکلیف برای دانش‌آموزان دارد تأثیر مستقیمی دارا هستند و این متغیرها به نوبه خود عملکرد و پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان را تحت تأثیر قرار می‌دهند (گرین^۲ و همکاران، ۲۰۰۴).

1. Bassant
2. Green

خودپنداره یکی از عواملی است که بر پیشرفت تحصیلی و ریاضی دانش‌آموزان تأثیر می‌گذارد. خودپنداره «ادراکات شخص از خودش» (مارش^۱ و شیولسون، ۱۹۸۵) تعریف شده است. به طور کلی خودپنداره بر سیستم پیچیده‌ای از باورهای یادگرفته شده، نگرش‌ها و عقایدی اشاره دارد که هرکس برای خود و در مورد خود دارد (پهلوان صادق، ۱۳۸۴). متغیر دیگری که نتایج پژوهش‌ها از تأثیر آن بر پیشرفت ریاضی حکایت دارد، میزان تحصیلات والدین است که از مهمترین شاخص‌های طبقه اجتماعی به شمار می‌آید (کارپنتر و هایدن، ۱۹۸۵؛ خیر، ۱۳۶۵؛ خیر، ۱۳۷۶). این یافته‌ها حاکی از آن‌اند که همراه با افزایش سطح تحصیلات والدین، پیشرفت تحصیلی فرزندان نیز فزونی می‌یابد. در پژوهشی که برچو^۲ (۲۰۰۳)، به نقل از پهلوان، (۱۳۸۴) روی درس ریاضی دانش‌آموزان پایه سوم، چهارم، هفتم و هشتم مدارس ابتدایی و سال آخر متوسطه در اسلوونی انجام داد، پیشینه خانوادگی و حمایت والدین از دانش‌آموزان قوی‌ترین رابطه را با موفقیت دانش‌آموزان پایه هشتم نشان داده است.

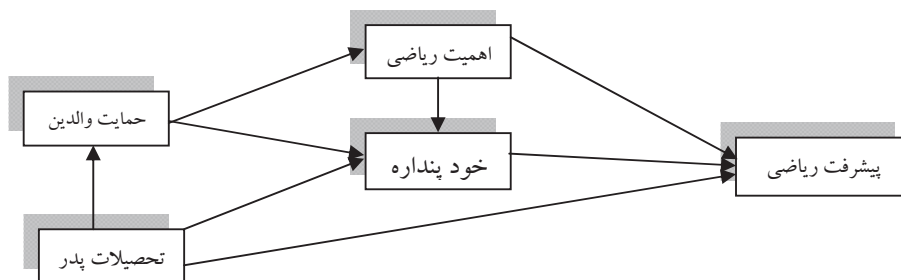
عوامل انگیزشی، دلایل اساسی تأثیرگذار بر یادگیری دانش‌آموزان است. درک دانش‌آموز از خود و توانایی‌های خود بر نگرش‌ها و رفتارهای او تأثیر می‌گذارد (پورکی، ۱۹۷۰؛ به نقل از کاتسولیس^۳ و کمیل^۴، ۲۰۰۱). تحقیقات (آیکن^۵ و درگر^۶، ۱۹۶۱؛ ایکن، ۱۹۷۹) نشان داد که نگرش به ریاضی سازه‌ای مشتمل بر چند بعد، شامل لذت بردن و علاقه به ریاضی، باورهای فرد در مورد ارزش و اهمیت ریاضی در زندگی و تحصیل می‌باشد. علاقه یکی از ابعاد نگرش پیشرفت ریاضی است که در پژوهش مورد بحث و بررسی قرار گرفته است. گرون^۷ و رودر^۸ (۱۹۹۵) بر این باورند که وقتی دانش‌آموزان از آنچه

1. Marsh
2. Brecho
3. Koutsoulis
4. Campbell
5. Aikon
6. Dreger
7. Grouhn
8. Roeder

می‌آموزند لذت می‌برند یادگیری آنها بهتر است و اگر به آنچه می‌آموزند علاقه داشته باشند پیشرفت آنها نیز بیشتر خواهد بود.

پیشرفت تحصیلی یکی از متغیرهای مهم در آموزش و پرورش است و می‌توان از آن به عنوان شاخص عمده سنجش کیفی و کمی در آموزش و پرورش یاد کرد. اهمیت دانش ریاضی بیشتر در زمینه کار و فعالیت‌های روزمره آشکار می‌شود. با توجه به آشکار شدن اهمیت ریاضیات، نه تنها نظام‌های آموزشی خود دست به انجام تحقیقات در خصوص درس ریاضی می‌زنند، بلکه سازمان‌های بین‌المللی مانند انجمن‌های بین‌المللی ارزشیابی پیشرفت تحصیلی می‌کوشند با انجام تحقیقات، عوامل مؤثر بر پیشرفت تحصیلی در حوزه‌های مختلف درسی، از جمله در درس ریاضیات را شناسایی کنند. از طرفی بیشتر تحقیقات انجام شده در ایران به بررسی رابطه ساده و چندگانه تعدادی از متغیرها پرداخته‌اند و تأثیر مستقیم و غیرمستقیم متغیرهای این پژوهش بررسی نشده است.

در این بین یکی از نظریه‌ها در باب عوامل مؤثر بر پیشرفت درس ریاضی، نظریه مدل ساختاری ساین گرون و پیتروم. رودر (۱۹۵۵) است که در مؤسسه ماکس پلانک در باب آموزش و توسعه انسانی در برلین صورت پذیرفته است. این نظریه براساس داده‌های جمع‌آوری شده از کشورهای آمریکا، ژاپن و فرانسه که در دومین همایش بین‌المللی ریاضی ارائه شده، انجام گرفته است. در این مدل به بررسی نقش متغیرهای خود پنداره، حمایت خانواده، تصورات کلیشه‌ای جنسیتی، اهمیت ریاضی و جذابیت یا علاقه به ریاضی و تأثیر آنها بر پیشرفت درس ریاضی با استفاده از روش تحلیل مسیر پرداخته شده است.



شکل ۱. مدل اولیه گرون و رودر جهت برآزش

در نتیجه این پژوهش بر آنست که به بررسی پیشرفت درس ریاضی دانش‌آموزان ایرانی بر پایه مدل پیشنهادی ساین گرون و پتر رودر (۱۹۹۵) با استفاده از روش تحلیل مسیر پردازد. روش تحلیل مسیر به عنوان شکلی از تحلیل رگرسیون است که برای آزمون فرضیه‌های پیچیده و بررسی اثرات مستقیم و غیرمستقیم متغیرهای مستقل بر وابسته به کار برده می‌شود.

هدف کلی پژوهش

هدف کلی این مطالعه شناخت و اندازه‌گیری میزان ارتباط و تأثیرات مستقیم و غیرمستقیم متغیرهای انگیزشی و نگرشی چون خودپنداره، حمایت خانواده، تصورات کلیشه‌ای جنسیتی، اهمیت ریاضی، میزان تحصیلات پدر و علاقه یا جذابیت ریاضی بر پیشرفت درس ریاضی بوده است. همچنین نحوه برازش عوامل مستقیم و غیرمستقیم مؤثر بر پیشرفت درس ریاضی براساس داده‌های پژوهش صورت گرفته، در مقایسه با مدل ساین گرون و پتر رودر (۱۹۹۵)، از جمله اهداف این مطالعه به شمار می‌آید.

اهداف جزئی پژوهش

- ✓ شناخت نحوه تأثیر مستقیم و غیرمستقیم حمایت والدین بر پیشرفت درس ریاضی؛
- ✓ شناخت نحوه تأثیر مستقیم و غیرمستقیم خودپنداره بر پیشرفت درس ریاضی؛
- ✓ شناخت نحوه تأثیر مستقیم و غیرمستقیم تصورات قالبی جنسیتی بر پیشرفت درس ریاضی؛
- ✓ شناخت نحوه تأثیر مستقیم و غیرمستقیم اهمیت درک ریاضی بر پیشرفت درس ریاضی؛
- ✓ شناخت نحوه تأثیر مستقیم و غیرمستقیم علاقه به ریاضی بر پیشرفت درس ریاضی؛
- ✓ شناخت نحوه تأثیر مستقیم و غیرمستقیم میزان تحصیلات پدر بر پیشرفت درس ریاضی.

سؤالات پژوهش

سؤال اصلی

آیا داده‌های حاصل با مدل ارائه شده برازش دارد؟

سؤالات فرعی

- ۱- آیا پیشرفت درس ریاضی دانش‌آموزان براساس مدل علی خاصی اتفاق می‌افتد؟
 - ۲- آیا مدل، پیش‌بینی‌کننده پیشرفت درس ریاضی دانش‌آموزان است؟
 - ۳- آیا حمایت والدین می‌تواند پیشرفت درس ریاضی را پیش‌بینی کند؟
 - ۴- آیا خودپنداره می‌تواند پیشرفت درس ریاضی را پیش‌بینی کند؟
 - ۵- آیا تصورات قالبی جنسیتی می‌تواند پیشرفت درس ریاضی را پیش‌بینی کند؟
 - ۶- آیا اهمیت ریاضی می‌تواند پیشرفت درس ریاضی را پیش‌بینی کند؟
 - ۷- آیا علاقه به ریاضی می‌تواند پیشرفت درس ریاضی را پیش‌بینی کند؟
 - ۸- آیا تحصیلات پدر می‌تواند پیشرفت درس ریاضی را پیش‌بینی کند؟
- فرضیه‌هایی که در این پژوهش مورد بررسی قرار می‌گیرند عبارتند از:
- ✓ مدل‌های آزمون شده با داده‌های پژوهشی برازش مطلوب دارند.
 - ✓ بین حمایت والدین و پیشرفت درس ریاضی همبستگی مستقیم و غیرمستقیم وجود دارد.
 - ✓ بین خود پنداره و پیشرفت درس ریاضی همبستگی مستقیم و غیرمستقیم وجود دارد.
 - ✓ بین تصورات کلیشه‌ای جنسیتی و پیشرفت درس ریاضی همبستگی مستقیم و غیرمستقیم وجود دارد.
 - ✓ بین اهمیت ریاضی و پیشرفت درس ریاضی همبستگی مستقیم و غیرمستقیم وجود دارد.
 - ✓ بین علاقه به ریاضی و پیشرفت درس ریاضی همبستگی مستقیم و غیرمستقیم وجود دارد.

✓ بین تحصیلات پدر و پیشرفت درس ریاضی همبستگی مستقیم و غیرمستقیم وجود دارد.

جامعه و نمونه آماری

جامعه آماری شامل کلیه دانش‌آموزان دختر و پسر سال اول دبیرستان‌های دولتی شهرستان ارومیه در سال تحصیلی ۱۳۸۷-۱۳۸۸ است. طبق آمار ارائه شده تعداد کل دانش‌آموزان دختر و پسر ۱۱۸۶۰ دانش‌آموز بود که در دو ناحیه آموزش و پرورش مشغول به تحصیل بودند.

بر این اساس، تعداد افراد نمونه ۳۱۵ نفر بود که به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چند مرحله‌ای و به شیوه تصادفی انتخاب شده‌اند. بر روی این نمونه ۳۱۵ نفره، پرسشنامه ۱۹ سؤالی انگیزشی و نگرشی گرون و رودر اجرا گردید.

ابزار پژوهش و شیوه نمره‌گذاری

مقیاس مورد استفاده در این پژوهش، پرسشنامه نگرشی و انگیزشی ساین گرون و پیترودر (۱۹۹۵) است. از طریق این پرسشنامه و با توجه به متغیرهای مورد سنجش، داده‌های مورد نیاز و همچنین مشخصات فردی دانش‌آموزان از قبیل جنس، سن، میزان تحصیلات پدر و نمره درس ریاضی ترم اول آنها اخذ گردید. این پرسشنامه شامل پنج مؤلفه (متغیر)، حمایت والدین، خودپنداره، تصورات قالبی جنسیتی، اهمیت ریاضی و علاقه به ریاضی است. درجه‌بندی این پرسشنامه براساس طیف مقیاس لیکرت و به صورت ۴ درجه‌ای است که از کاملاً موافق، موافق، مخالف و کاملاً مخالف تشکیل شده است. نمره‌گذاری به این صورت است که در جملات مثبت، نمره ۴ به عبارت کاملاً موافق و به عبارت منفی و کاملاً مخالف نمره ۱ تعلق می‌گیرد. در جملات منفی، نمره‌گذاری به صورت معکوس انجام می‌شود. ساین گرون و پیترودر (۱۹۹۵) ضریب آلفای این پرسشنامه را ۰/۸۷ برای سه کشور فرانسه، ژاپن و آمریکا محاسبه کرده‌اند.

جدول ۱. سؤالات مربوط به خرده مقیاس‌های مختلف آزمون نگرشی و انگیزشی ریاضیات

سؤالات	مقیاس‌ها
۱۸،۱۵،۱۱،۸،۲	حمایت والدین
۱۶،۱۳،۶،۳	خودپنداره
۱۴،۹،۴	تصورات قالبی جنسیتی
۱۷،۱۲،۷،۵	اهمیت ریاضی
۱۹،۱۰،۱	علاقه به ریاضی

روش‌های تجزیه و تحلیل داده‌ها

روش‌های مورد استفاده در این پژوهش به دو بخش روش‌های آمار توصیفی و استنباطی تقسیم می‌شود. در بخش آمار توصیفی با استفاده از جداول و شاخص‌های گرایش مرکزی و پراکندگی متغیرهای مورد پژوهش، داده‌های به دست آمده مورد بررسی توصیفی قرار گرفتند. سپس به تحلیل و بررسی استنباطی داده‌ها پرداخته شد.

پس از تهیه ماتریس همبستگی، با استفاده از برنامه لیزرل و از طریق روش تحلیل مسیر، محاسبات لازم صورت گرفت و برای مدل پیشنهادی، لیزرل روش‌های مختلف برازش را اجرا کرد. سرمد و همکاران (۱۳۸۵) معتقدند که با استفاده از لیزرل می‌توان مدل را تحلیل کرد و برازش آن را با جامعه‌ای که نمونه از آن استخراج شده، آزمود.

در جایی که هدف پژوهش، بررسی نظام علی حاکم بر روابط مستقیم (آشکار) و غیرمستقیم (نهفته) متغیرها است، استفاده از تحلیل مسیر ضروری است.

قبل از اجرای تحلیل مسیر، باید پیش فرض‌های آن رعایت شود. از جمله پیش فرض‌های مورد استفاده در این روش، خطی بودن رابطه میان متغیرها و همچنین وجود مقیاس فاصله‌ای و نرمال بودن توزیع متغیر مورد بررسی است (هومن، ۱۳۸۴). آزمون نرمال بودن توزیع متغیرها از طریق آزمون کالموگروف-اسمیرنوف^۱، (KST) مورد بررسی قرار گرفت و در صورت عدم توزیع نرمال تبدیل‌های^۲ لازم به عمل آمد و برخی مقادیر پرت از

1. Kolmogorov – Smirnov Test
2. Transformation

از مجموعه داده‌های پژوهشی حذف شدند. خطی بودن رابطه را نیز از طریق آزمون و همچنین بررسی نحوه پراکندگی نقاط در راستای محور متغیرها بررسی گردید. پس از آن که ماتریس همبستگی کلیه متغیرها آماده شد، با کمک نرم افزار لیزرل، تحلیل مسیر اجرا گردید تا مدل نهایی بدست آید. تأثیرات کلی، تأثیرات مستقیم و غیرمستقیم^۱ هر یک از متغیرهای برون‌زاد و واسطه بر متغیرهای درون‌زاد بر اساس محاسبات ضرایب مسیر تعیین و برآورد شده و در نهایت، واریانس قابل تبیین توسط کل مدل محاسبه شده است.

یافته‌های پژوهش

شاخص‌های توصیفی متغیرهای درون‌زاد و برون‌زاد پژوهش

جدول ۲. جدول مربوط به شاخص‌های توصیفی (مرکزی و پراکندگی) متغیرهای اعمال شده در پژوهش

متغیر	پیشرفت	علاقه به	حمایت	خودپنداره	تصورات	درک اهمیت
شاخص آماری	درس ریاضی	ریاضی	والدین	قالبی جنسیتی	ریاضی	
تعداد	۳۰۰	۳۰۰	۳۰۰	۳۰۰	۳۰۰	۳۰۰
میانگین	۱۳/۰۸	۹/۲۹	۱۷/۱۳	۱۱/۱۰۰	۶/۵۳	۱۱/۹۹
میانه	۱۳/۰۰	۱۰/۰۰	۱۸/۰۰	۱۱/۰۰	۶/۰۰	۱۳/۰۰
نما	۲۰/۰۰	۱۲/۰۰	۱۹/۰۰	۱۶/۰۰	۶/۰۰	۱۳/۰۰
انحراف استاندارد	۴/۶۹	۲/۴۷	۲/۴۹	۳/۴۷	۲/۴۶	۲/۴۶
واریانس	۲۲/۰۶	۶/۱۱	۶/۲۱	۱۲/۰۷	۶/۰۸	۷/۰۲
کمترین مقدار	۲/۰۰	۳/۰۰	۶/۰۰	۴/۰۰	۱/۰۰	۴/۰۰
بیشترین مقدار	۲۰/۰۰	۱۲/۰۰	۲۰/۰۰	۱۶/۰۰	۱۲/۰۰	۱۶/۰۰
دامنه تغییرات	۱۸	۹	۱۴	۱۲	۱۱	۱۲

1. Direct and indirect effects

جدول ۳. اندازه KMO و آزمون کرویت بارتلت

۰/۸۴۹	اندازی کفایت نمونه‌گیری کیس - می یر - اولکین (KMO)	
۱۵۷۷/۰۱۸	مجدور کای تقریبی	آزمون کرویت بارتلت
۱۷۱	درجات آزادی	
./۰۰۰۱	سطح معناداری	

همان‌طور که در جدول نشان داده شده است مقدار KMO ۰/۸۴۹ بوده و نشان از کفایت نسبتاً بالای نمونه‌گیری دارد. همچنین آزمون کرویت بارتلت در سطح معناداری ۰/۰۰۰۱، با درجات آزادی ۱۷۱ و با مقدار مجدور کای ۱۵۷۷/۰۱۸ معنی‌دار بوده است، که نشان از تفاوت معنادار بین ماتریس همبستگی جامعه مورد پژوهش است. با توجه به سطح معنی‌داری آزمون، مقدار بدست آمده معنی‌دار بوده و نتایج تحلیل عاملی قابل اعتماد می‌باشد.

همچنین برای اطمینان از اینکه عوامل نگرشی و انگیزشی افراد ۵ عامل است تحلیل عاملی انجام گرفت. تحلیل عاملی کاملاً اکتشافی بوده و با تعیین عوامل، نتایج همان ۵ عامل می‌باشد.

جدول ۴: ماتریس همبستگی سؤالات و عوامل فرضی پس از چرخش واریماکس با تعیین عوامل

مؤلفه‌ها					
سؤال	خود پنداره	علاقه به ریاضی	حمایت والدین	اهمیت ریاضی	تصورات قالبی
۳	۰.۸۱۶				
۱۶	۰.۷۴۲				
۱۳	۰.۷۴۱				
۶	۰.۷۰۸				
۱		۰.۷۵۳			
۱۰		۰.۷۲۴			
۱۹		۰.۶۳۷			
۵		۰.۵۰۰		۰.۴۳۸	
۱۸			۰.۷۳۲		
۱۵			۰.۷۲۴		

			۱۱
	.۷۰۱		
	.۵۴۰	.۳۳۸	۲
	.۵۱۱	.۳۶۰	۸
	.۶۴۹		۱۷
	.۶۳۰	.۳۲۵	۱۲
	.۶۲۱		۷
	.۷۸۱		۱۴
	.۷۴۰		۹
	.۶۶۴		۴

جدول بالا نشان دهنده ضرایب همبستگی سؤالات و عوامل فرضی پس از چرخش واریماکس با تعیین عوامل است. بعنوان مثال، نتایج حاصله نشان می‌دهد که سؤالات ۳، ۱۶، ۶ و ۱۳ دارای بار عاملی قوی‌تر و بالاتری بر روی عامل اول که همان متغیر خودپنداره است، می‌باشند.

ماتریس همبستگی متغیرها

قبل از تعیین و ارائه مدل علی و استفاده از تحلیل مسیر در پژوهش، لازم است تا ماتریس همبستگی میان متغیرهای وارد شده در پژوهش محاسبه شود. جدول شماره ۵ نشان دهنده ماتریس همبستگی میان کلیه متغیرها با متغیر وابسته (پیشرفت ریاضی) است.

جدول ۵. ماتریس همبستگی متغیرهای مورد پژوهش

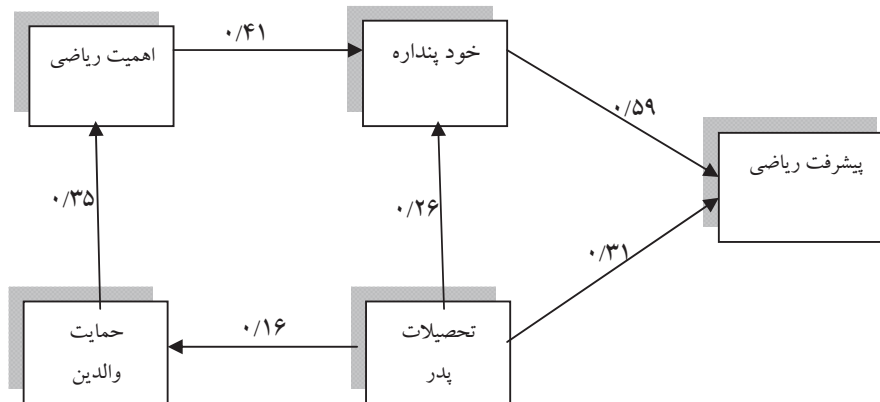
متغیرها	تحصیلات پدر	حمایت والدین	خودپنداره	اهمیت ریاضی	پیشرفت ریاضی
تحصیلات پدر	۱				
حمایت والدین	.۱۵۹**	۱			
خودپنداره	.۲۶۴	.۲۲۱**	۱		
اهمیت ریاضی	.۰۱۳	.۰۳۵	.۴۱۴**	۱	
پیشرفت ریاضی	.۴۵۶**	.۱۴۸*	.۶۶۹**	.۲۶۵**	۱

** $P < .01$

* $P < .05$

متغیرهای خودپنداره ریاضی، تحصیلات پدر و اهمیت ریاضی بیشترین همبستگی را در سطح $P < 0/01$ با متغیر پیشرفت درس ریاضی دارند؛ و متغیر حمایت والدین در سطح $P < 0/05$ با متغیر پیشرفت درس ریاضی همبستگی معنی دار دارد.

تحلیل مسیر انجام شده بدون اعمال خطای اندازه‌گیری



شکل ۲. شکل مدل اول (بدون اعمال خطای اندازه گیری)

مقادیر اثرات مستقیم متغیرهای بیرونی با پیشرفت ریاضی در مدل تحلیل مسیر را می‌توان در جدول شماره ۶ ملاحظه نمود.

جدول ۶. مقادیر اثرات مستقیم و ضرایب مسیر در مدل کلی (بدون اعمال خطای اندازه گیری)

اثرات مستقیم متغیرها	مقدار برآورد	خطای استاندارد	مقدار t	سطح معنی داری
اثر تحصیلات پدر بر حمایت والدین	0/16	0/057	2/803	$p < 0/05$
اثر اهمیت ریاضی بر خودپنداره	0/41	0/050	8/035	$p < 0/05$
اثر تحصیلات پدر بر خودپنداره	0/26	0/050	5/047	$p < 0/05$
اثر حمایت والدین بر اهمیت ریاضی	0/35	0/0542	6/461	$p < 0/05$
اثر خودپنداره بر پیشرفت ریاضی	0/59	0/0408	14/473	$p < 0/05$
اثر تحصیلات پدر بر پیشرفت درس ریاضی	0/31	0/0410	7/480	$p < 0/05$

براساس اطلاعات مندرج در جدول شماره ۶ در خصوص رابطه مستقیم اثر تحصیلات پدر بر حمایت والدین، مقدار ضریب مسیر ($\beta = 0/16$ و $p < 0/05$) و ارزش t آن $2/803$ می‌باشد یعنی می‌توان گفت که بین تحصیلات پدر و حمایت والدین رابطه معنی‌دار برقرار است.

مقادیر اثرات غیرمستقیم متغیرهای بیرونی با پیشرفت ریاضی در مدل تحلیل مسیر را می‌توان در جدول شماره ۷ ملاحظه نمود.

جدول ۷. مقادیر اثرات غیرمستقیم متغیرها و ضرایب مسیر در مدل کلی بدون اعمال خطای اندازه‌گیری

اثرات غیرمستقیم متغیرها	مقدار برآورد	سطح معنی‌داری
اثر تحصیلات پدر بر خودپنداره بر پیشرفت ریاضی	0/1534	$p < 0/05$
اثر تحصیلات پدر بر حمایت والدین بر اهمیت ریاضی بر خودپنداره ریاضی بر پیشرفت ریاضی	0/013	$p < 0/05$
اثر اهمیت ریاضی بر خودپنداره ریاضی بر پیشرفت درس ریاضی	0/241	$p < 0/05$
اثر حمایت والدین بر اهمیت ریاضی بر خودپنداره ریاضی بر پیشرفت درس ریاضی	0/08	$p < 0/05$

با توجه به نتایج جدول شماره ۷ در خصوص تأثیر غیرمستقیم متغیرهای پژوهشی بر پیشرفت ریاضی، ارتباط معنی‌داری بین متغیرهای تحصیلات پدر بر خودپنداره، اهمیت ریاضی بر خودپنداره، حمایت والدین بر اهمیت، تحصیلات پدر بر حمایت والدین و اهمیت ریاضی وجود دارد.

جدول ۸. مقادیر اثرات کلی و ضرایب مسیر در مدل کلی (بدون اعمال خطای اندازه‌گیری)

اثرات کلی مستقیم متغیرها	مقدار برآورد	سطح معنی‌داری
اهمیت ریاضی بر پیشرفت ریاضی	0/241	$p < 0/05$
خودپنداره بر پیشرفت ریاضی	0/59	$p < 0/05$
تحصیلات پدر بر پیشرفت ریاضی	0/46	$p < 0/05$
حمایت والدین بر پیشرفت ریاضی	0/08	$p < 0/05$

براساس نتایج مندرج در جدول ۸ در خصوص تأثیر کلی متغیرها بر پیشرفت درس ریاضی، متغیرهای اهمیت ریاضی، خودپنداره، تحصیلات پدر و حمایت والدین در سطح ۰/۰۵ رابطه معناداری وجود دارد. برای بررسی مدل نهایی از شاخص‌های زیر استفاده شده است.

جدول ۹. شاخص‌های برازش مدل پیشرفت درس ریاضی

شاخص	مقدار	دامنه مورد قبول	نتیجه
خی دو	۲/۳۹۲	< ۲	تأیید مدل
p.value	۰/۶۶۴	> ۰/۰۵	تأیید مدل
RMSEA	۰/۰	< ۰/۰۹	تأیید مدل
NFI	۰/۹۹۳	> ۰/۹	تأیید مدل
NNFI	۰/۹۹۱	> ۰/۹	تأیید مدل
CFI	۱/۰۰۰	> ۰/۹	تأیید مدل
IFI	۱/۰۰۵	> ۰/۹	تأیید مدل
GFI	۰/۹۹۷	> ۰/۹	تأیید مدل
AGFI	۰/۹۸۸	> ۰/۹	تأیید مدل

با توجه به شاخص‌های برازندگی، که همه آنها به نوعی نشان دهنده برازش مطلوب مدل با داده‌های پژوهشی است، می‌توان نتیجه گرفت که فرضیه پژوهشی در این مدل تأیید می‌شود. به غیر از شاخص‌های نیکویی برازش جهت تأیید مدل، مورد دیگری که باید گزارش شود و مورد بررسی قرار گیرد، مقادیر مربوط به ماتریس باقی مانده‌هاست. این ماتریس نشان دهنده تفاضل ماتریس داده شده برای تحلیل از ماتریس بازتولید شده است (سرائی، ۱۳۸۴) و هرچه ماتریس باقی مانده به صفر نزدیک‌تر باشد نشان دهنده برازش مدل با داده‌هاست.

جدول ۱۰. ماتریس باقی مانده‌ها در مدل اول (بدون اعمال خطای اندازه گیری)

متغیرها	حمایت	خودپنداره	اهمیت	معدل	تحصیلات
حمایت	-----				
خودپنداره	۰/۰۳۶	-۰/۰۱۰			
اهمیت	۰/۰۰۰	-۰/۰۱۲	۰/۰۰۰		
معدل	-۰/۰۰۷	-۰/۰۱۱	-۰/۰۰۶	-۰/۰۱۰	
تحصیلات	-----	-۰/۰۱۹	-۰/۰۴۶	-۰/۰۱۱	-----

همان‌طور که از جدول شماره ۱۰ استدلال می‌شود ماتریس باقی مانده‌ها نزدیک به ماتریس صفر می‌باشد و به نوعی بیان‌کننده برازش خوب و مطلوب مدل با داده‌هاست.

تحلیل رگرسیون مرحله‌ای (گام به گام)

جدول شماره ۱۱ نتایج حاصل از تحلیل رگرسیون مرحله‌ای پیشرفت درس ریاضی را روی متغیرهای خودپنداره ریاضی و تحصیلات پدر نشان می‌دهد. در جریان تحلیل رگرسیون مجموعه متغیرهای پیش‌بین، مشخص می‌شود که این دو متغیر می‌توانند به عنوان بهترین مجموعه متغیرها، پیشرفت درس ریاضی را پیش‌بینی کنند. قوی‌ترین پیش‌بینی‌کننده درس ریاضی با توجه به نتایج تحلیل مسیر، متغیر خودپنداره ریاضی است ($\beta = ۰/۵۹$ و $p < ۰/۰۵$ و $t = ۸/۳۰۵$). این متغیر به تنهایی ۴۴ درصد از واریانس نمرات درس ریاضی دانش‌آموزان را به طور معنی‌داری تعیین می‌کند. دومین متغیر وارد شده به تحلیل متغیر تحصیلات پدر است ($\beta = ۰/۳۰$ و $p < ۰/۰۵$ و $t = ۷/۴۸۰$). ورود این متغیر به تحلیل، ضریب تعیین را به مقدار ۹ درصد افزایش می‌دهد و متغیرهای خودپنداره و تحصیلات پدر در مجموع ۵۳ درصد از واریانس پیشرفت درس ریاضی را به طور معنی‌داری تعیین می‌کنند ($R^2 = ۵۳, p < ۰/۰۰۰۱$).

جدول ۱۱. جدول پیش‌بینی‌کننده‌های پیشرفت تحصیلی

مرحله دوم		مرحله اول		پیش‌بینی‌کننده
ضریب β	مقدار t	ضریب β	مقدار t	
۰/۰۰۰۱	۱۴/۳۱۴	۰/۷۹۷	۰/۰۰۰۱	خود پنداره تحصیلات پدر
۰/۰۰۰۱	۷/۲۸۰	۱/۱۸۹		
۰/۷۲۹		۰/۶۶۹		ضریب همبستگی چند متغیری
۵۳/۱		۴۴/۸		ضریب تعیین چند متغیری
۱۶۸/۲۷۲		۲۴۱/۴۱		مقدار F
۰/۰۰۰۱		۰/۰۰۰۱		سطح معنی داری

با توجه به نتایج حاصل از تحلیل رگرسیون مرحله‌ای، می‌توان معادله رگرسیون پیشرفت درس ریاضی دانش‌آموزان را به صورت زیر نوشت. در این معادله، Y برابر با پیشرفت درس ریاضی (متغیر وابسته)، X_1 شاخص خودپنداره و X_2 شاخص تحصیلات پدر است:

$$Y = 5/32 + 0/79 X_1 + 1/189 X_2$$

چنانکه معادله نشان می‌دهد، وزن هر یک از متغیرهای خودپنداره و تحصیلات پدر به ترتیب ۰/۷۹ و ۱/۱۸۹ است. همان‌گونه که ملاحظه می‌شود، متغیرهای خودپنداره و تحصیلات پدر با ضرایب مثبت وارد معادله رگرسیون شده‌اند.

آزمون فرضیه‌های پژوهش

بین حمایت والدین و پیشرفت درس ریاضی رابطه معناداری وجود دارد. نتایج تحلیل مسیر نشان می‌دهد که متغیر حمایت والدین با بیش از ۹۵ درصد اطمینان به صورت مثبت و غیرمستقیم با پیشرفت درس ریاضی رابطه معناداری دارد.

بین خودپنداره و پیشرفت درس ریاضی رابطه معناداری وجود دارد. نتایج تحلیل مسیر نشان می‌دهد که متغیر خودپنداره ریاضی با بیش از ۹۵ درصد اطمینان به صورت مثبت و مستقیم با پیشرفت درس ریاضی رابطه معناداری دارد.

بین تصورات قالبی جنسیتی و پیشرفت درس ریاضی رابطه معناداری وجود دارد. نتایج ضرایب مسیر بدست آمده برای متغیر تصورات قالبی جنسیتی رابطه معناداری را با هیچ یک از متغیرها نشان نداده و از مدل حذف گردید.

بین اهمیت ریاضی و پیشرفت درس ریاضی رابطه معناداری وجود دارد. نتایج تحلیل مسیر نشان می‌دهد که متغیر اهمیت ریاضی با بیش از ۹۵ درصد اطمینان به صورت مثبت و غیرمستقیم با پیشرفت درس ریاضی رابطه معناداری دارد.

بین علاقه به ریاضی و پیشرفت درس ریاضی رابطه معناداری وجود دارد. نتایج ضرایب مسیر بدست آمده برای متغیر علاقه به ریاضی رابطه معناداری را با هیچ یک از متغیرها نشان نداده و از دو مدل حذف گردید.

بین میزان تحصیلات پدر و پیشرفت درس ریاضی رابطه معناداری وجود دارد. نتایج تحلیل مسیر نشان می‌دهد که متغیر تحصیلات پدر با بیش از ۹۵ درصد اطمینان به صورت مثبت و مستقیم با پیشرفت درس ریاضی رابطه معناداری دارد.

بحث و نتیجه‌گیری

به منظور انجام این مطالعه از پرسشنامه انگیزشی و نگرشی گرون و رودر و اجرای آن بر روی ۳۰۰ نفر از دانش‌آموزان سال اول دبیرستان‌های استان آذربایجان استفاده گردید. همچنین با توجه به تعداد متغیرها و نیز رویکرد علی که سبب تأثیرگذاری متغیرها بر یکدیگر می‌شود از روش تحلیل مسیر برای تحلیل داده‌ها استفاده گردید. جهت به وجود آوردن مدل، ابتدا با توجه به پیشینه تحقیقاتی موجود، مدل نظری مشخص گردید. سعی شد با توجه به اندازه‌گیری متغیرها، مدل مورد نظر مورد آزمون قرار گیرد.

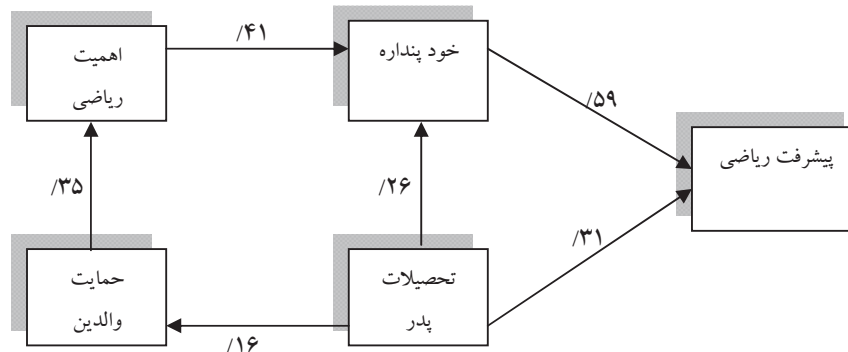
داده‌های پژوهشی توسط دو برنامه SPSS و LISREL مورد مطالعه و بررسی قرار گرفتند. مدل مورد بررسی در این پژوهش که حاصل اجرای پرسشنامه گرون و رودر بر روی دانش‌آموزان ایرانی بود با مدل نظری گرون و رودر که حاصل اجرا بر روی دانش‌آموزان کشورهای آمریکا، فرانسه و ژاپن بود مورد مقایسه قرار گرفت. میزان برازش مدل‌ها مقدار قابل قبولی بود، به این معنا که داده‌های جمع‌آوری شده توانسته بودند به خوبی با مدلی که برای آن تعریف شده بود تطابق نشان دهند.

با توجه به نتایج حاصله از بررسی‌های صورت گرفته بر روی داده‌ها، سؤالات مطرح شده به صورت زیر تبیین گردیده است:

سؤال اصلی

آیا داده‌های حاصل با مدل ارائه شده برازش دارد؟

در این پژوهش با توجه به پیشینه تحقیقاتی و مباحث نظری مدل گرون و رودر که در پژوهش خود به نتایج همسو با نتایج و پژوهش‌های قبلی دست یافته بودند، ما نیز با توجه به پیشینه تحقیقاتی و مباحث نظری، مدل تجربی گرون و رودر (۱۹۹۵) را مورد آزمون قرار دادیم، مدل بدست آمده حاصل از اجرای پرسشنامه بر روی دانش‌آموزان ایرانی به صورت زیر بدست آمده است:



با توجه به مقادیر شاخص‌های برازندگی، که همه آنها به نوعی نشان دهنده برازش مطلوب و قابل قبول مدل با داده‌های پژوهشی است، می‌توان نتیجه گرفت که فرضیه پژوهشی در این مدل تأیید می‌شود.

بنابراین، با توجه به موارد ذکر شده می‌توان به سؤالات فرعی مطرح شده در این پژوهش به صورت زیر پاسخ داد:

سؤال اول: آیا پیشرفت درس ریاضی دانش آموزان براساس مدل علی خاصی اتفاق می‌افتد؟

در پاسخ به سؤال اول پژوهش، می‌توان گفت که مدل‌های علی برازش یافته اعم از مدل اولیه و مدل نهایی پژوهش نشان دهنده برازش مطلوب و مناسب با داده‌های پژوهش است. این بدین معنی است که این تحلیل امکان عملی بودن ایجاد مدل‌های علی معتبر بین فرهنگی را از نظر ابعاد پیشرفت و کشف خصوصیات فرهنگی میسر ساخته است. در نتیجه بررسی کلیه شاخص‌های برازش می‌تواند بیان‌کننده پاسخ مثبت به سؤال اول این پژوهش باشد.

سؤال دوم: آیا مدل پیش‌بینی‌کننده پیشرفت درس ریاضی دانش‌آموزان است؟

در پاسخ به دومین سؤال این پژوهش، با توجه به نتایج بدست آمده از برازش مدل با داده‌ها، می‌توان گفت که ارتباط عوامل انگیزشی و نگرشی با تأکید ویژه روی متغیر خودپنداره بر پیشرفت ریاضی متمرکز شده است به طوری که این متغیر، ۴۴ درصد واریانس پیشرفت ریاضی را تبیین می‌کند و از میان دیگر متغیرها نیز، متغیرهای اهمیت ریاضی و حمایت والدین به صورت غیرمستقیم پیشرفت درس ریاضی را تبیین می‌کنند. بنابراین به طور کلی می‌توان گفت که مدل آزمون شده در این پژوهش به صورت نسبی قادر به پیش‌بینی و تبیین پیشرفت درس ریاضی است.

سؤال سوم: آیا حمایت والدین به عنوان یکی از متغیرهای انگیزشی می‌تواند پیشرفت درس ریاضی را پیش‌بینی کند؟

نتایج حاصله در مدل نشان دهنده ارتباط و همبستگی معنادار متغیر حمایت والدین در سطح $P < 0/05$ با پیشرفت درس ریاضی بوده است. البته این متغیر در مدل به صورت غیرمستقیم و از طریق متغیرهای درک اهمیت ریاضی و خودپنداره ریاضی بر پیشرفت درس ریاضی اثرگذار است. گرون و رودر (۱۹۹۵) تینی را که از کم بودن ضرب حمایت والدین به پیشرفت درس ریاضی ارائه کرده‌اند به این مسئله ربط داده‌اند که مثلاً دانش آموزان آمریکایی توجه و حمایت والدین را به تحصیل به عنوان شاخصی از کمبود خودشان تلقی کرده به همین دلیل تمایل زیادی به این مسئله، از طرف خانواده و دانش آموزان نشان داده نمی‌شود. اما خانواده‌های دانش آموزان ژاپنی عقیده دارند، حمایت (که شامل انتظار والدین برای پیشرفت بالا و تأکید زیاد بر انجام تکالیف فرزندانشان) می‌تواند به حال فرزندانشان مشکل‌سازتر باشد و به نظر آنها ضروری نمی‌رسد که این انتظار را به صورت علنی آشکار سازند. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که این متغیر بیشتر یک سازه و متغیر بین فرهنگی می‌باشد. دیگر یافته‌ها نیز نشان می‌دهند خانواده‌هایی که بر تحصیل و چگونگی پیشرفت فرزندان‌شان نظارت دقیق دارند و از آنها حمایت می‌کنند، نسبت به خانواده‌هایی که بی‌توجه هستند فرزندانشان دارای عملکرد تحصیلی بهتری می‌شوند (کوهن، ۱۹۶۹؛ استاینبرگ، لامبورن، دورن بوش و دارلینگ، ۱۹۹۳؛ مارش، ۱۹۹۷؛ میلون، ۲۰۰۲؛ آرورا و رامیرز، ۲۰۰۳؛ یعقوب خانی، ۱۳۷۲؛ کرمی، ۱۳۸۱؛ مهدیان، ۱۳۸۴؛ پهلوان، ۱۳۸۴). همچنین اثر وضعیت اقتصادی - اجتماعی خانواده که می‌تواند تعیین‌کننده میزان و چگونگی حمایت آنها از پیشرفت تحصیلی دانش آموزان باشد، به صورت مستقیم و غیرمستقیم از طریق متغیر خودپنداره ریاضی بر پیشرفت درس ریاضی تأثیرگذار است. این یافته همسو و هماهنگ با پژوهش کاتسولین و کمبل (۲۰۰۱) است. همچنین نتایج تحقیقات بروئک و همکاران (۲۰۰۳)، برجو (۲۰۰۳)، آروا و رامیرز (۲۰۰۳) و کیامنش (۲۰۰۳) نیز حاکی از وجود رابطه مثبت و معنادار میان وضعیت اقتصادی - اجتماعی و پیشرفت درس ریاضی است. بنابراین این نتایج نشان می‌دهد که چنانچه خانواده‌ها محیط آموزشی خانه را غنی سازند و بتوانند امکانات و وسایل آموزشی و کمک آموزشی را برای فرزندان خود تهیه کنند و طرز استفاده از این وسایل را به کودکان خود بیاموزند،

گامی مؤثر در زمینه پیشرفت تحصیلی فرزندان خود بویژه در درس ریاضی خواهند برداشت.

در مورد حمایت خانواده‌های ایرانی می‌توان گفت که آنها نقش خود را درباره کمک به پیشرفت تحصیلی فرزندان، در دو نکته خلاصه می‌کنند:

(۱) تهیه و تدارک امکانات (۲) همراهی با فرزندشان در درس خواندن

در واقع مهم‌ترین عامل، در ارتقای سطح فکری و فرهنگی خانواده، نگرش والدین به یادگیری و دانایی است. وقتی پدر و مادر در حرف و عمل به دانایی احترام بگذارند و وقتی یادگیری به معنای واقعی، برای آنان ارزشمند باشد، خود به خود رفتارهای آنان در مواجهه با مسائل فکری و تحصیلی فرزندان‌شان، بسیار متفاوت خواهد بود. پدر و مادری که با اجبار می‌خواهند در فرزند خود انگیزه تحصیلی ایجاد کنند، در واقع نه لذت یادگیری را چشیده‌اند و نه عطش یادگیری را درک کرده‌اند.

سؤال چهارم: آیا خودپنداره به عنوان یکی از متغیرهای انگیزشی می‌تواند پیشرفت

درس ریاضی را پیش بینی کند؟

در پاسخ به این سؤال می‌توان گفت که متغیر خودپنداره در این پژوهش که با پرسشنامه گرون و رودر برای دانش‌آموزان ایرانی سنجیده شد، نشان دهنده ارتباط و همبستگی مستقیم، مثبت و معنادار، با پیشرفت درس ریاضی در مدل است. بدین معنا که این متغیر دارای بالاترین ضریب همبستگی (۰/۶۶۹ در سطح $P < ۰/۰۱$) و ضریب مسیر (۰/۷۲) در مدل و در بین دیگر متغیرها است.

مدل بدست آمده نشان می‌دهد که این متغیر به صورت مستقیم بر پیشرفت درس ریاضی دانش‌آموزان ایرانی تأثیر دارد و این یافته همسو با نتایج تحقیق گرون و رودر (۱۹۹۵) برای دانش‌آموزان آمریکایی، فرانسوی و ژاپنی است که در آن خودپنداره قویترین تأثیر را نسبت به سایر متغیرها و همچنین بیشترین میزان همبستگی را با پیشرفت درس ریاضی نشان داده است. در پژوهش گرون و رودر دیده شد که دانش‌آموزان ژاپنی خودپنداره پایین‌تری نسبت به دانش‌آموزان فرانسوی و آمریکایی دارند که دلیل آن را مربوط به عدم تخصص معلمان در رفتار با دانش‌آموزان دانسته‌اند. در پژوهش حاضر، رابطه

ی بین خودپنداره با درک اهمیت ریاضی معنادار بوده و این بدان معنی است که هرچه فرد بتواند ریاضی را بیشتر در زندگی درک کند و یادگیری آن را سودمند پندارد باعث افزایش خودپنداره و در نتیجه پیشرفت بیشتر در درس ریاضی خواهد شد. همچنین در دانش‌آموزان ایرانی مشاهده گردید که سطح تحصیلات پدر با میزان خودپنداره فرد رابطه مستقیم دارد. بدین معنی که هرچه سطح تحصیلات پدر بالاتر باشد فرد اعتماد به نفس بالاتری در ریاضیات دارد که این یافته نیز همسو با نتایج تحقیق گرون و رودر و رضویه (۱۳۸۴) می‌باشد.

از دیگر تحقیقات مرتبط و همسو با یافته‌های این پژوهش در مورد خودپنداره می‌توان به نتایج پژوهش پهلوان (۱۳۸۴) اشاره کرد که با بهره‌گیری از روش تحلیل مسیر به این نتیجه رسید که اثر خودپنداره ریاضی بر پیشرفت ریاضی یک اثر معنادار و مثبت است. همچنین نتایج مطالعات پترس و همکاران (۲۰۰۳) کیامنش (۲۰۰۳) سیلینس و موری هاروی (۲۰۰۳) نیز در مورد خودپنداره همسو با یافته‌های پژوهش حاضر است. سایر مطالعات، نیز نشان داده که خود پنداره در ارتباط با پیشرفت تحصیلی سازه مهمی تلقی می‌شود (راندها و همکاران، ۱۹۹۳؛ لویز و برون، ۱۹۹۷؛ نصیری، ۱۳۷۷؛ هرمزی، ۱۳۷۸؛ ذکایی، ۱۳۷۸؛ فنونی، ۱۳۸۰؛ پهلوان، ۱۳۸۴). نتایج چندین مطالعه دیگر، همبستگی شایان توجهی (۰/۴-۰/۶) بین پیشرفت تحصیلی و خودپنداره توانایی را نشان داده است (بروک اور، ۱۹۸۱؛ مارش، ۱۹۸۴؛ اسکالویک، ۱۹۸۶). بین پیشرفت تحصیلی و عزت نفس کلی نیز همبستگی ۰/۳ تا ۰/۴ یافته شده است (روبین ۱۹۷۸؛ اسکالویک، ۱۹۸۴، ۱۹۸۶). از طرف دیگر هانسفورد (۱۹۸۲) طی تحقیق خود رابطه معناداری (همبستگی در حدود ۰/۶) بین خودپنداره توانایی و عزت نفس کلی به دست آورد (بیابانگرد، ۱۳۸۰). همچنین آن بعنوان یک متغیر میانجی بین متغیرهایی چون محیط خانه، توانایی و اضطراب با پیشرفت ریاضی شناخته شده است (اکلز و جاکویز، ۱۹۸۶؛ پهلوان، ۱۳۸۴)، و نیز در رابطه با جنسیت، مشخص شده که تفاوت‌های جنسیتی بر خودپنداره تحصیلی مؤثر است (دای و دیوید، ۲۰۰۱).

از یافته‌های غیرهمسو با پژوهش حاضر می‌توان به پژوهش هرمزی اشاره کرد که در بررسی ارتباط بین خودپنداره با پیشرفت تحصیلی رابطی معناداری بدست نیاورد، که نتیجه تحقیق وی نیز با نتایج تحقیق هوشمند (۱۳۷۶)، هاشمی (۱۳۷۸)، و آرول (۱۹۹۸) همسو است.

سؤال پنجم: آیا تصورات قالبی جنسیتی به عنوان یکی از متغیرهای انگیزشی می‌تواند

پیشرفت درس ریاضی را پیش‌بینی کند؟

در پاسخ به این سؤال می‌توان گفت که آزمون T معنادار بودن مسیر بر روی متغیرها برای متغیر تصورات قالبی جنسیتی معنادار نبوده و در نتیجه این متغیر از مسیر مدل نهایی حذف گردید که این نتیجه همسو و هماهنگ با پژوهش گرون و رودر (۱۹۹۵) است که بر روی سه نمونه دانش‌آموزان آمریکایی، فرانسوی و ژاپنی انجام شده بود. در هیچ کدام از این سه مسیر نیز، تصورات قالبی جنسیتی باقی نماند، اما در پژوهش آنان مقدار ضرایب تصورات قالبی جنسیتی برای این دانش‌آموزان متفاوت بود، به طوریکه ژاپنی‌ها بیشتر مستعد این نکته هستند که مرد بر زن برتری دارد، اما این مسئله در سیستم آموزشی این کشور کاملاً برعکس است، بدین معنی که دانش‌آموزان دختر ژاپنی عملکرد بهتری نسبت به پسران داشتند، همچنین مشخص گردیده دختران خود پنداره تحصیلی بالاتری از پسران دارند (نصیری، ۱۳۷۳؛ نوری، ۱۳۸۳). برای دانش‌آموزان ایرانی نیز تصورات قالبی جنسیتی معنادار نبود، بدین معنی که دانش‌آموزان دختر و پسر تفاوت قابل ملاحظه‌ای را برای جنسیت در یادگیری ریاضیات قائل نیستند. تحقیقات دیگری نشان می‌دهد که تفاوت‌های جنسیتی در میان دانش‌آموزان برجسته و ممتاز در میزان نگرش آنها نسبت به ریاضی و پیشرفت‌شان در ریاضی وجود نداشته است (دافی و همکاران، ۱۹۹۷). پس می‌توان این عدم تفاوت را در میان دانش‌آموزان عادی نیز ایجاد کرد، که این امر را با تغییر در نگرش والدین و معلمان امکان پذیر است.

پژوهش‌های دیگری نیز نشان دادند که تفاوت جنسیتی تنها بین پسران و دخترانی که بالاترین میزان پیشرفت تحصیلی را دارا بودند دیده شده (بنو و استنلی، ۱۹۸۰)، و باورهای جنسیتی نیز به عنوان عامل اصلی توضیح دهنده تفاوت‌های جنسیتی در پیشرفت ریاضی

شناخته شده است (اکلز و جاکوبز، ۱۹۸۶). همچنین تفاوت‌های جنسیتی در خودپنداره ریاضی بیشتر از تفاوت‌های پیشرفت بوده است (مارش، ۱۹۸۹)، پژوهش پوراصغر (۱۳۸۳) نیز تفاوت میان دو جنس را در خودپنداره ریاضی نشان می‌دهد، اما وی تفاوت معناداری را در پیشرفت ریاضی دو جنس نشان نمی‌دهد.

تحقیقات دیگر نشان دادند که ریاضیات حوزه‌ای مردانه است (هاید و فنما، ۱۹۹۰). اعتقاد به اینکه ریاضی یک رشته مخصوص مردان است هم در بین زنان و هم در بین مردان رایج است. این اعتقاد نقش اساسی در رفتارهای مرتبط با پیشرفت ریاضی بازی می‌کند. علت این امر را می‌توان در علت‌های فرهنگی و اجتماعی پیدا کرد. وجود برخی باورها و انتظارات غلط و افکار قالبی در برخی فرهنگ‌ها و جوامع در مورد این که مردان استعداد ریاضی بالاتری نسبت به زنان دارند و یا اینکه ریاضی درسی مردانه است، ممکن است در بروز این گونه یافته‌ها مؤثر باشد. این بدان معنی است که جامعه و خانواده، باید هر دو در نوع تربیت خود در مورد دختران و پسران تجدید نظر کنند.

سؤال ششم: آیا اهمیت ریاضی به عنوان یکی از متغیرهای انگیزشی می‌تواند پیشرفت

درس ریاضی را پیش‌بینی کند؟

در پاسخ به این سؤال می‌توان گفت که متغیر اهمیت ریاضی دارای رابطه و همبستگی مستقیم، مثبت و معنادار (۰/۴۱۴ در سطح $P < ۰/۰۱$) و ضریب مسیر متوسط (۰/۶۱) با متغیر خودپنداره است. در واقع این متغیر بعنوان یک متغیر واسطه‌ای و میانجی در کنار متغیر خودپنداره برای پیشرفت درس ریاضی بدست آمده است. گرون و رودر (۱۹۹۵) نیز در مدل خود به درک اهمیت ریاضی اشاره نموده‌اند، بدین صورت که در دانش‌آموزان آمریکایی، آنهایی که تحصیلات پدرشان همبستگی متوسطی با درک اهمیت ریاضی دارد تمایل بیشتری به یادگیری ریاضی از خود نشان می‌دادند و خودپنداری مثبتی نسبت به توانایی‌شان از ریاضی داشتند و همچنین از حمایت خانوادگی بیشتری برخوردار بودند.

در پژوهش حاضر با توجه به مدل رگرسیون، متغیر درک اهمیت و سودمندی ریاضیات به عنوان متغیر ملاک قرار داده شد و ملاحظه گردید که علاقه به ریاضی و حمایت والدین به عنوان دو متغیر پیش‌بینی‌کننده مثبت برای درک اهمیت ریاضی

می‌باشند. این نتیجه بعنوان پایه و اساس مدل بین فرهنگی درک اهمیت ریاضی تفسیر شده است، بدین گونه که والدین این عقیده و نظر را که یادگیری ریاضیات سودمند و دارای اهمیت در زندگی است، به بچه‌ها انتقال می‌دهند و همزمان با آن بر اعتماد به نفس و خودپنداره فرزندان‌شان در توانایی ریاضی تأثیر می‌گذارند. اما این تحلیل برای دانش‌آموزان ژاپنی منفی بوده است. نتیجه تحقیقات رضویه، فنا و شرم (۱۹۸۶) نیز با این یافته همسو بوده است. همچنین دیگر تحقیقات صورت گرفته مبین این امر است که اهمیت دادن به ریاضی رفتارهای مرتبط با پیشرفت ریاضی را پیش‌بینی می‌کند (هکت، ۱۹۸۵). در ارتباط با جنسیت نیز معلوم گردیده است که پسران در مقایسه با دختران به ریاضیات اهمیت بیشتری می‌دهند (السكر، ۱۹۸۳؛ السكر، ۱۹۸۵؛ هکت و همکاران، ۱۹۸۹؛ فنا و همکاران، ۱۹۹۱؛ گرین، ۱۹۹۹؛ فنا، ۲۰۰۰).

بنابراین با توجه به مدل نهایی می‌توان نتیجه گرفت، درک اهمیت ریاضی به عنوان متغیری واسطه‌ای که از طریق خودپنداره بر پیشرفت درس ریاضی تأثیر دارد، دارای اهمیت و جایگاه خاصی در تدوین مدل‌های پیشرفت درس ریاضی است. همان‌طور که از مدل می‌توان دریافت والدین با حمایت مستقیم و همه‌جانبه خود از دانش‌آموزان، به صورت غیرمستقیم بر خودپنداره دانش‌آموزان تأثیر گذاشته و در نهایت به درک اهمیت درس ریاضی از سوی آنان کمک کرده، که این نیز خود به پیشرفت بالاتری در درس ریاضی می‌انجامد. این نتیجه همسو با نتایج مدل نظری گرون و رودر (۱۹۹۵) می‌باشد.

سؤال هفتم: آیا علاقه به ریاضی به عنوان یکی از متغیرهای انگیزشی می‌تواند پیشرفت درس ریاضی را پیش‌بینی کند؟

در پاسخ به این سؤال می‌توان گفت که آزمون T معنادار بودن مسیر بر روی متغیرها برای متغیر علاقه به ریاضی معنادار نبوده و رابطی آماری معناداری بدست نیامده است و در نتیجه این متغیر از مسیر مدل نهایی حذف گردید. این نتیجه بدین صورت با پژوهش گرون و رودر (۱۹۹۵) همسو و هماهنگ است که آنها در تحلیل رگرسیون نشان دادند که علاقه به ریاضی بعنوان یک پیش‌بینی‌کننده مهم بعد هیجانی خودپنداره است. بطوریکه این متغیر

در ۴۵ درصد از دانش آموزان فرانسوی، ۴۹ درصد از دانش آموزان ژاپنی و ۴۶ درصد از دانش آموزان آمریکایی توانسته متغیر خودپنداره را پیش‌بینی کند و بر آن مؤثر باشد. وقتی دانش آموزان از درگیر شدن در فعالیت‌هایی که مستلزم بکارگیری دانش ریاضی است لذت ببرند و این درس را مفید و سودمند بدانند کمتر دچار نگرانی و اضطراب می‌گردند و در نتیجه خودپنداره آنها نیز بالا می‌رود. این نتایج همسو و هماهنگ با پژوهش رضویه (۱۳۸۴)، نیز (۱۹۹۸) نیز می‌باشد.

یافته‌های غیرهمسو با تحقیق حاضر نشان می‌دهند که علاقه‌مندی به درس ریاضی با موفقیت بیشتر در این درس همراه بوده و از عوامل اصلی پیش‌بینی‌کننده پیشرفت در درس ریاضی به شمار می‌آید (فنما و شرم، ۱۹۷۶؛ گرون و رودر، ۱۹۹۳؛ بلوم؛ باقری، ۱۳۷۵؛ طاهری، ۱۳۸۴).

سؤال هشتم: آیا میزان تحصیلات پدر پیشرفت درس ریاضی را پیش‌بینی می‌کند؟
در پاسخ به این سؤال با توجه به نتایج بدست آمده می‌توان گفت که در این پژوهش رابطه مستقیم، مثبت و معناداری بین تحصیلات پدر و پیشرفت درس ریاضی وجود دارد. همچنین این متغیر دارای یک رابطه غیرمستقیم با پیشرفت درس ریاضی از طریق متغیر خودپنداره می‌باشد. این یافته نشان می‌دهد وقتی که خانواده‌ها از نظر امکانات آموزشی و سطح تحصیلات والدین غنی باشد و بتواند از لحاظ علمی و آموزشی محیطی مساعد برای دانش آموزان فراهم آورد، دانش آموز هم با بهره‌گیری از امکانات آموزشی و منابع و سواد پدر خواهد توانست خود را در جهت اهداف آموزشی و علمی تقویت سازد و عملکرد تحصیلی خوبی از خود ارائه دهد. گرون و رودر (۱۹۹۵) مشاهده کردند که در هر سه نمونه، تحصیلات پدر هم تأثیر مثبت بر خودپنداره و هم بر پیشرفت ریاضی می‌گذارد. این نتایج همسو با پژوهش جان جتویک و مالینیک (۲۰۰۳)، کاتسولیس و کمبل (۲۰۰۱) است. این نتیجه همچنین همسو با تحقیق مختاباد (۱۳۸۱) است که نشان داده است، بین میزان تحصیلات پدر و مادر دانش آموز به عنوان متغیر مستقل و میزان پیشرفت تحصیلی دروس ریاضی به عنوان متغیر وابسته رابطه معنی‌داری وجود دارد که این رابطه مستقیم است. یعنی

اینکه هرچه سطح تحصیلات پدر و مادر دانش‌آموز بیشتر باشد میزان پیشرفت تحصیلی دروس ریاضی دانش‌آموز بیشتر است.

با توجه به نتایج بدست آمده، به نظر می‌رسد که با افزایش سطح تحصیلات والدین پیشرفت دانش‌آموزان در درس ریاضی نیز بالاتر می‌باشد. همچنان که در مدل نهایی مشخص است این متغیر دارای نقش مستقیم و غیرمستقیم در پیشرفت درس ریاضی است. به طوری که علاوه بر تأثیر مستقیم آن بر پیشرفت می‌توان تأثیر غیرمستقیم آن را در بالا رفتن خودپنداره دانش‌آموزان از توانایی خود و همچنین از طریق منجر شدن به حمایت‌های بیشتر والدین از پیشرفت دانش‌آموزان و نیز نهادینه شدن درک اهمیت ریاضی در زندگی برای خود دانش‌آموزان، به دلیل دریافت بازخوردهای مثبت از سوی والدین و تأکید آنان بر اهمیت این درس مشاهده کرد که نتیجه آن بهبود خودپنداره و پیشرفت درس ریاضی می‌باشد.

پیشنهادات

- با توجه به اهمیت متغیر خودپنداره بر پیشرفت درس ریاضی پیشنهاد می‌شود که سعی شود که از رودررو کردن دانش‌آموزان با تجارب منفی تحصیلی پرهیز گردد؛ زیرا تجارب موفقیت‌آمیز بازخوردهای مثبت و سازنده را فراهم می‌سازد و این خود سبب شکل‌گیری احساس ارزشمندی و خودپنداره بالا می‌شود.
- معلمان باید نسبت به راههایی که بدان طریق رفتار تحصیلی دانش‌آموزان را توجیه می‌کنند، آگاه باشند. این آگاهی احتمالاً آنان را در تصمیم‌گیری‌ها به جهتی سوق می‌دهد که میزان انگیزش تحصیلی را در دانش‌آموزان به حد بالایی برساند.
- باید اوقات فراغت دانش‌آموزان در طول سال تحصیلی از طریق گسترش و توسعه امکانات فرهنگی و هنری، ورزشی و تفریحی پربار و تقویت شود و برقراری ارتباط صحیح با والدین دانش‌آموزان از طریق برگزاری جلسات منظم انجمن‌های اولیاء و مربیان تأیید گردد.

منابع

- پهلوان صادق، اعظم. (۱۳۸۴). بررسی رابطه میان متغیرهای وضعیت اقتصادی-اجتماعی خانواده، متغیرهای فردی با پیشرفت ریاضی براساس داده‌های تیمز ۲۰۰۳. پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه تربیت معلم.
- تورانی، سمیه. (۱۳۸۷). تدوین مدل ساختاری (براساس پنج عامل شخصیتی شو و رویکردهای مطالعه) به منظور پیش‌بینی پیشرفت تحصیلی در بین دانشجویان دانشکده روانشناسی دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرج. پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه علامه طباطبایی.
- خیر، محمد. (۱۳۶۵). رابطه شکست تحصیلی با زمینه‌ها و شرایط خانوادگی. مجله علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، دوره اول، شماره دوم.
- رضایی درویشی، مرضیه. (۱۳۸۵). بررسی رابطه خودکارآمدی ریاضی، اضطراب ریاضی و جنسیت با پیشرفت ریاضی دانش‌آموزان سال اول دبیرستان شهر تهران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه علامه طباطبایی.
- سرمه، زهره؛ عباس بازرگان و الهه حجازی. (۱۳۸۵). روش‌های تحقیق در علوم رفتاری. تهران: آگاه.
- طاهری، لیلا. (۱۳۸۴). بررسی علی متغیرهای عملکرد قبلی ریاضی، نگرش خودکارآمدی اضطراب، انگیزش بر عملکرد بعدی ریاضی، پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه چمران اهواز.
- کرلینجر، فرد. ان. (۱۹۸۶). مبانی پژوهش در علوم رفتاری. جلد دوم (ترجمه حسن پاشا شریفی و جعفر نجفی زند). تهران: انتشارات آوای نور (۱۳۷۶).
- کرلینجر، پدهازر. (۱۹۸۲). رگرسیون چند متغیری در پژوهش رفتاری. (ترجمه حسن سرایی). تهران: انتشارات سمت (۱۳۸۴).
- کیامنش، علیرضا با همکاری رحمان نوری. (۱۳۷۷). یافته‌های دومین مطالعه بین‌المللی TIMSS، ریاضیات دوره ابتدایی، تک‌نگاشت ۲۲، تهران: پژوهشکده تعلیم و تربیت.
- لواسانی، مسعود و کمال دراتی. (۱۳۸۳). رابطه ویژگی‌های فردی و خانوادگی با پیشرفت تحصیلی دانشجویان روانشناسی و علوم تربیتی دانشگاه تهران، مجله روانشناسی و علوم تربیتی، سال ۳۴، شماره ۲، صص ۲۱-۱.

هومن، حیدر علی. (۱۳۸۴). مدل یابی معادلات ساختاری با کاربرد نرم افزار لیزرل. تهران: سازمان مطالعه و تدوین کتب علوم انسانی (سمت).

- Aiken, L., & Dreger, R. (1961). The effect of attitude on performance in mathematics. *Journal of Educational Psychology* 52-16-24.
- Arora, A., & Ramirez, M. J. (2003). Developing indicators of Educational Context in Timss. *Proceeding of the IRC- 2004 Timss. Vol 2.1.*
- Bassant, K.C. (1995). Factors associated with type of mathematics anxiety in collage students. *Jurnal of Research in Mathematics Education* – 26. 327-345
- Green, B. A, Miller, R. B, Crowsun, H, M, Duke, B. L & Akey, K. L. (2004). *Predicting high school students, cognitive, enjoyment and achievement.*
- Gruehn, S., & Roeder, P. (1995). Concomitants of achievement in mathematics : A Comparative Analysis, *Berlin Journal of Education*, 88-107.
- Kiamanesh, A. R. (2002). Factors affecting Iranian students achievement in mathematics. Available from [http:// www.iea.nl](http://www.iea.nl).
- Koutsoulis, M. K. & Campbell, J.R. (2001). Family processes affect students motivation, and science and math achievement in cypriot High School. *Structural Equation Modeling*. 8(1),108-127.
- Lopez, E. G. & Brown, S. D. (1997). Role of social- cognitive expectations in high school students mathematics related interest and performance. *Journal of Counseling Psychology*, 6(1), 31.
- Marsh, H. (1989). Sex differences in the development verbal and mathematical constructs: the high school and beyond study. *American Educational Research Journal* 26,191-225.

نسخه‌ای کوتاه شده و ایرانی از آزمون شخصیتی چند وجهی مینه‌سوتا-۲

دکتر مسعود حسینچاری^۱

حسین داوودی^۲

دکتر حیدرعلی هومن^۳

دکتر حسن‌پاشا شریفی^۴

تاریخ وصول: ۸۹/۷/۲

تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۲/۱۵

چکیده

این پژوهش با هدف خلاصه‌سازی پرسشنامه شخصیتی چند وجهی مینه‌سوتا-۲ به اجرا درآمده است. نمونه‌ای با حجم ۳۵۷۸ نفر (۱۸۱۵ زن و ۱۷۶۳ مرد) از دانشجویان در چهار مقطع کاردانی، کارشناسی، کارشناسی ارشد و دکتری به روش نمونه‌گیری چند مرحله‌ای از هشت استان کشور انتخاب شدند. ضریب پایایی اولیه پرسشنامه ۰/۸۴ بود. این ضریب با حذف ۲۱۴ سؤال که همبستگی ضعیفی داشتند برابر ۰/۹۶ گردید. برای بررسی ساختار عاملی نسخه کوتاه شده، از روش تحلیل عاملی متمایل و چرخش ابلیمین استفاده شد. نتایج بیانگر وجود ۱۳ عامل بود. نامگذاری عامل‌ها پس از بررسی روایی محتوایی توسط روانشناسان بالینی انجام گرفت. سیزده عامل مشتمل بر دروغ‌سنجی، وانمود بد، وانمود خوب، خودبیمارانگاری، افسردگی، هیستری، ضد اجتماعی، مردانگی- زنانگی، پارانویا، ضعف روانی، اسکیزوفرنی، مانیا، درون‌گرایی اجتماعی استخراج شدند. این ۱۳ عامل در مجموع ۴۰/۱۵ درصد کل واریانس را تبیین می‌کند و عامل یکم با ارزش ویژه ۲۳/۲ در حدود ۱۲/۳ درصد واریانس کل متغیرها را توجیه می‌کند. ضرایب پایایی مقیاس‌ها برای

۱- عضو هیئت علمی دانشگاه شیراز، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی

۲- دانشگاه آزاد اسلامی واحد خمین

۳- عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکز

۴- عضو هیئت علمی دانشگاه آزاد اسلامی واحد رودهن

دو گروه زنان و مردان به طور جداگانه محاسبه گردید. برای تفسیر نمره‌ها، نیمرخ جداگانه‌ای برای دانشجویان زن و مرد تهیه شد. نتایج کلی این پژوهش حاکی از آن است که فرم کوتاه شده شخصیت سنج چند وجهی مینه سوتا واجد شرایط لازم برای کاربرد در پژوهش‌های روان‌شناختی و فعالیت‌های بالینی است.

واژگان کلیدی: پرسشنامه MMPI-2، پایایی، روایی، تحلیل عامل.

مقدمه

می‌توان گفت تاریخ اندازه‌گیری‌های روانی و تربیتی در قرن بیستم در واقع کشف و اختراع ابزارها و روش‌های اندازه‌گیری است که به طریقی استاندارد و تحت شرایط یکسان، رفتارهای منعکس کننده خصیصه‌های پنهان افراد را آشکار نموده و مورد سنجش قرار می‌دهد (ثرندایک، ۱۳۷۵). گزاره‌گویی نیست اگر بیان کنیم که هیچیک از زمینه‌های روان‌شناسی به اندازه روان‌سنجی^۱ و اندازه‌گیری روانی و تربیتی، اثر اجتماعی نداشته و هیچکدام از تدابیر و وسایلی که در پژوهش‌های روان‌شناختی به کار می‌رود، به اندازه آزمون‌های روانی و تربیتی، مورد بهره‌برداری قرار نگرفته است (هومن، ۱۳۸۱). با اندکی محافظه‌کاری می‌توان گفت که در مورد شخصیت نیز وضع بر همین منوال بوده است.

انتزاعی بودن مفهوم شخصیت^۲، ارائه تعریفی جامع و مانع از آن را با چالش مواجه کرده است. روان‌شناسان مختلف شخصیت را به گونه‌های متفاوتی تعریف کرده‌اند. متخصصان انجمن روان‌پزشکی آمریکا (۲۰۰۰) شخصیت را الگوی مداوم دریافت، ارتباط و تفکر در باره محیط و آنچه که فرد در چندین بافت شخصیتی و اجتماعی نشان می‌دهد، تعریف کرده‌اند.

اختلالات شخصیت^۳ که در محور دوم تشخیص بالینی قرار دارند به مجموعه‌ای از تجارب ذهنی پایدار و رفتارهای خارج از معیارهای فرهنگی، انعطاف‌ناپذیر و نافذ اشارت دارند که در حدود دوره نوجوانی و یا اوایل جوانی آغاز می‌گردند. در متن بازنگری شده

1. Psychometric
2. Personality
3. Personality disorders

«چهارمین راهنمای تشخیصی و آماری اختلالات روانی»^۱ اختلالات شخصیت در سه گروه متمایز گردیده‌اند. در گروه اول، اختلالات اسکیزوئید، پارانوئید و اسکیزوتایپی؛ در گروه دوم اختلالات نمایشی، خود-شیفتگی، ضد اجتماعی و مرزی؛ و در گروه سوم، اختلالات اجتنابی، وابسته، وسواس، بی‌اختیاری و منفعل - مهاجم قرار گرفته‌اند (میلون و دیویس، ۲۰۰۴).

با توجه به اختلالات توصیف شده در ویراستهای مختلف مرجع تشخیصی مذکور، ابزارهای متعددی برای سنجش اختلالات شخصیت، تهیه و تدوین شده است. مصاحبه‌های بالینی ساختاریافته بر اساس محور دوم در چهارمین ویراست راهنمای تشخیصی و آماری اختلالات روانی (فرست و اسپایترز، ۱۹۹۷) مصاحبه چند محوری بالینی میلون (میلون، میلون و دیویس، ۱۹۹۴)، ویرایش دوم مصاحبه چند محوری بالینی میلون (میلون، دیویس و میلون، ۱۹۹۷) و مصاحبه ساختار یافته و بدون ساختار شخصیت (کلارک، ۱۹۹۷) را می‌توان نمونه‌هایی از این ابزارها به حساب آورد. ابزارهای دیگر، که مبتنی بر روش خودگزارش‌دهی^۲ هستند نیز نقش مهمی در تشخیص و سنجش اختلالات شخصیت ایفا می‌کنند (آل بهبهانی، ۱۳۶۸). یکی از پرکاربردترین ابزارهای مذکور، آزمون شخصیتی چند وجهی مینه‌سوتا است. هاتاوی و مک‌کینلی (۱۹۹۳) آزمون مذکور را تدوین نمودند. این آزمون به بیش از ۵۰ زبان ترجمه و بیش از ۱۰۰۰۰ پژوهش در باره آن منتشر شده است (باچر، ۱۹۹۸؛ داک‌ورث، ۱۳۷۸؛ و آرچر، ۱۹۹۲). نسخه اولیه این آزمون ۱۳ مقیاس استاندارد داشت که ۳ مقیاس آن به روایی^۳ و ۱۰ مقیاس دیگر به شاخص‌های بالینی مربوط بود که در ویراست‌های جدیدتر آزمون، این مقیاس‌ها همچنان حفظ شده‌اند (داک‌ورث، ۱۳۸۷).

همزمان با گسترده‌گی کاربرد و تجدید نظر در این آزمون، انتقادهایی نیز بر علیه آن مطرح شده است. انتقادها در درجه نخست به کهنگی فزاینده، اشکال در ساخت مقیاس اولیه، نابسند بودن نمونه‌های هنجاریابی، و تعداد زیاد گویه‌های آن معطوف بوده است (باچر و

1. DSM- IV-TR
2. Self-report
3. Validity

پاپ، ۱۹۸۹). انتقادهای مذکور منجر به تدوین ویراست دوم شخصیت‌سنج چند وجهی مینه‌سوتا شد. در ویراست جدید، تلاش شده است که چهارچوب اساسی و هدف اصلی آزمون تا حد امکان حفظ شود (باچر، دالستروم، گرهام، تلگن، و کیمر، ۱۹۸۹). نتیجه این کار منجر به آن شده که ویراست دوم آزمون با ۵۶۷ گویه به نحوی تدوین شد که ۱۳ مقیاس آن را می‌توان از ۳۷۰ گویه اول استخراج کرد.

پژوهش‌های انجام شده در مورد پایایی^۱ شخصیت‌سنج چند وجهی مینه‌سوتا نشان می‌دهد که این آزمون از سطوح ثبات کوتاه مدت و همسانی درونی برخوردار است. به عنوان مثال هانسلی، هنسون و پارکر^۲ (۱۹۸۸) با انجام یک مطالعه فراتحلیلی بر روی مطالعات انجام‌شده در این زمینه در گستره زمانی ۱۹۷۰ تا ۱۹۸۱، چنین نتیجه گرفتند که همه مقیاس‌های آزمون کاملاً دارای پایایی هستند و دامنه تغییر ضرایب پایایی آنها از ۰/۷۱ (مقیاس مانیا) تا ۰/۸۴ (مقیاس ضعف روانی) در نوسان است (پارکر، هنسون و هانسلی، ۱۹۸۸).

در پژوهش هانسلی و همکاران (۱۹۸۸) میانه دامنه ضرایب پایایی را برای بیماران روانپزشکی حدود ۰/۸۰ و برای افراد بهنجار حدود ۰/۷۰ گزارش شده است. ضرایب پایایی دو نیمه آزمون بیشتر در حد متوسط بوده و دامنه تغییرات آن از ۰/۵۰ تا ۰/۹۶ با میانه بالاتر از ۰/۷۰ است. پایایی گزارش شده در راهنمای شخصیت‌سنج چند وجهی مینه‌سوتا (ویراست دوم) حاکی از ضرایب پایایی متوسط است. دامنه تغییر ضرایب پایایی، برای مردان بهنجار بین ۰/۶۷ (مقیاس پارانوئا) تا ۰/۹۲ (مقیاس درونگرایی اجتماعی) بوده است (باچر و همکاران، ۱۹۸۹). در مورد گروه نمونه زنان، دامنه تغییر ضرایب پایایی بین ۰/۵۸ (مقیاس پارانوئا) تا ۰/۹۱ (مقیاس درونگرایی اجتماعی) گزارش شده است (باچر و همکاران، ۱۹۸۹). راشتون و ایروینگ^۳ (۲۰۰۹) نشان دادند که بین مقیاس ضعف روانی و اسکیزوفرنی همپوشی نسبتاً زیادی وجود دارد. همچنین مقیاس وانمود بد با مقیاس‌های ضعف روانی و اسکیزوفرنی همبستگی بالایی دارد. بوچر و همکاران (۱۹۸۹) شواهد

1. Reliability
2. Hunsley, Hanson, & Parker
3. Rushton, & Irwing

مفصلی در باب پایایی بازآزمایی شخصیت سنج چندوجهی مینه سوتا ویراست دوم ارائه کرده‌اند. در مطالعات مربوط به بررسی عوامل مقیاس که با هدف شناخت همبستگی‌های متقابل بین مقیاس‌های این پرسشنامه انجام شده است، تعداد عاملها از دو عامل (دالستروم، لچر و دالستروم، ۱۹۸۹) تا ۹ عامل (کاستا، زاندرمن، مک کری و ویلیامز، ۱۹۸۵) حتی ۲۱ عامل (جانسون، نال، باچر و جانسون، ۱۹۸۴) متغیر بوده است. این مطلب نشان می‌دهد که این عامل‌ها به طور کامل متمایز نیستند.

در مورد روایی آزمون، یکی از رویکردها سنجش دقت استنباط‌هایی مبتنی بر این آزمون است. پژوهش‌های اولیه توسط لیتل و اشنایدمن^۱ (۱۹۵۹، به نقل از مارنات، ۱۳۸۴) نشان داد که در مقایسه با سایر ابزارهای سنجش میزان شده، شخصیت سنج چند وجهی مینه‌سوتا نسبتاً دقیق‌تر است. به ویژه هنگامی که نتایج آن با داده‌های شرح حال اجتماعی ترکیب شود، این نتیجه‌گیری به نحو بارزتری مصداق پیدا می‌کند. در آثار بعدی، نتیجه‌گیری مذکور توسط گراهام و لیلی (۱۹۸۴) و گارب^۲ (۱۹۹۴) تأیید شده است. علاوه بر این، پژوهش نشان داده است که روایی افزایشی مقیاس‌های محتوایی ویراست جدید شخصیت سنج چند وجهی مینه‌سوتا، روایی مقیاس‌های بالینی استاندارد را افزایش می‌دهد (بن پورا، ۱۹۹۳). موراسکو، گفلا و الدر^۳ (۲۰۰۷) نشان دادند که بین مقیاس‌های روایی شخصیت سنج پنج‌عاملی نتو و ویراست دوم شخصیت سنج چندوجهی مینه‌سوتا همبستگی معنی‌داری وجود دارد. کینکانن^۴ (۱۹۸۶) نسخه کوتاهی که مشتمل بر ۷۱ سؤال است را تهیه و منتشر کرد. نسخه ۷۱ سؤالی جهت استفاده در فرهنگ ایرانی انطباق و هنجاریابی شده است (ازخوش، ۱۳۸۲). همچنین وزیری و لطفی کاشانی (۱۳۸۶) طرحی را برای مختصر سازی این ابزار در ایران به انجام رساندند.

همان‌گونه که پیش از این ذکر شد این آزمون دارای مقبولیت کاربردی بسیار گسترده‌ای در سطح جهان است و از نظر جامعیت در مقایسه با سایر ابزارهای موجود سنجش شخصیت از لحاظ فنی و بالینی حائز شرایط بهتری می‌باشد. امکان کاربرد آن در

1. Little & Shneidman

2. Garb

3. Morasco, Gfeller, & Elder

4. Kincannon

هر دو جامعه بهنجار و بیماران را باید بر مزایای نسبی آن اضافه نمود. با وجود این، به دلیل طولانی بودن آزمون، استفاده از آن در فعالیت‌های پژوهشی و نیز اقدامات تشخیصی به ویژه در مراکز مشاوره با محدودیت همراه است. از سوی دیگر نسخه ۷۱ سؤالی ایرانی به دلیل همپوشی بالای سؤالات و فقدان مقیاس درونگرایی اجتماعی و مردانگی- زنانگی نتوانسته است جایگزین مناسبی برای نسخه کامل آزمون باشد. وجود این محدودیت‌ها باعث گردید تا تدوین و تهیه نیمرخ و سرانجام دستیابی به ابزاری برای پژوهش‌های آینده به عنوان هدف اصلی پژوهش حاضر مد نظر قرار گیرد. در این راستا، پژوهش حاضر درصدد پاسخگویی به این سؤالات بود که آیا می‌توان از ویراست دوم شخصیت‌سنج چندوجهی مینه‌سوتا نسخه کوتاه شده‌ای (به ویژه برای دانشجویان ایران) تدوین نمود؟ آیا مجموعه سؤالات فرم کوتاه شده از هماهنگی، پایایی و روایی کافی برخوردار است؟ در نهایت اینکه آیا بین عوامل سازنده نسخه کوتاه شده و نسخه اصلی مطابقت وجود دارد؟

روش

از جامعه آماری پژوهش، که شامل کلیه دانشجویان مقاطع (دوره‌های) تحصیلی مختلف در ایران است، در گام اول مرکز هشت استان تهران، مرکزی، همدان، اصفهان، فارس، خراسان رضوی، گیلان و لرستان به عنوان نمونه پژوهش انتخاب شدند. در این مراکز، دانشجویان از شهرهای مختلف همان استان، در همه دوره‌های تحصیلی، و در دانشگاه‌های مختلف (دولتی و غیردولتی) مشغول تحصیل هستند. در گام دوم ۳۵۷۸ دانشجو به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چند مرحله‌ای انتخاب شدند. در ضمن، ۳۶۳ پاسخنامه مخدوش کنار گذاشته شد.

میانگین سنی آزمودنیها ۲۲/۵ سال با دامنه سنی بین ۱۹ تا ۴۳ سال بود. ۵۰/۷۳ درصد آزمودنی‌ها زن، ۴۹/۲۷ درصد مرد، ۵۶/۶۸ درصد دانشجوی دانشگاه‌های آزاد و ۴۳/۳۲ درصد دانشجوی دانشگاه دولتی، ۹۶/۷۸ آزمودنی‌ها درصد در مقطع کاردانی و کارشناسی و ۳/۲۲ درصد در مقطع دکتری و کارشناسی ارشد بودند. در جدول ۱ برخی خصوصیات جمعیت‌شناختی گروه نمونه ارائه شده است.

جدول ۱. برخی خصوصیات جمعیت شناختی گروه نمونه

متغیرها	مقوله‌ها	تعداد	درصد
جنس	مذکر	۱۷۶۳	۴۹/۲۷
	مؤنث	۱۸۱۵	۵۰/۷۳
نوع دانشگاه	دولتی	۱۵۵۰	۴۳/۳۲
	آزاد	۲۰۲۸	۵۶/۶۸
دوره تحصیلی	کاردانی و کارشناسی	۳۴۶۳	۹۶/۷۸
	کارشناسی ارشد و دکتری	۱۱۵	۳/۲۲

برای جمع‌آوری داده‌ها از پرسشنامه ۳۷۰ سؤالی شخصیت سنج چند وجهی مینه‌سوتا ویراست دوم استفاده شد. پاسخ به سئوالات این پرسشنامه به صورت بلی یا خیر است که با ۱ و ۰ نمره‌گذاری می‌شود. آزمون دارای دو گروه مقیاس روایی و بالینی است. مقیاس‌های روایی شامل دروغ‌سنجی^۱، وانمود بد^۲، وانمود خوب^۳ و مقیاس‌های بالینی شامل خودبیمارانگاری^۴، افسردگی^۵، هیستری^۶، ضد اجتماعی^۷، و مردانگی- زنانگی^۸، پارانوئید^۹، پارانوئید^۹، ضعف روانی^{۱۰}، اسکیزوفرنی^{۱۱}، مانیا^{۱۲} و درونگرایی اجتماعی^{۱۳} می‌باشند.

برای تجزیه و تحلیل داده‌ها از شاخصهای آمار توصیفی، ضریب آلفای کرونباخ، تحلیل عاملی تأییدی، محاسبه شاخص کیزر-مایر و اُلکین^{۱۴}، آزمون کرویت بارلت^{۱۵}، نمرات معیار T, Z و آزمون تی استفاده شد.

1. Lie (L)
2. Frequency (F)
3. Correction (K)
4. Hypochondriasis (Hs)
5. Depression (D)
6. Hysteria (Hy)
7. Psychopathic deviate (Pd)
8. Masculinity-Femininity (Mf)
9. Paranoia (Pa)
10. Psychasthenia (Pt)
11. Schizophrenia (Sc)
12. Hypomania (Ma)
13. Social introversion-extroversion (Si)
14. Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy (KMO)
15. Bartlett's Test of Sphericity

یافته‌ها

با آنکه روایی آزمون مهمترین پژوهش درباره آزمون است و مفیدترین، مناسبترین و با معناترین اطلاعات در باره آزمون بدست می‌دهد، نخستین پرسش به پایایی مربوط می‌شود که شرط لازم برای روایی اندازه‌هاست. هر ابزار پژوهش پیش از آنکه صفت مورد پژوهش را بسنجد باید مشخص شود که چه چیزی را اندازه می‌گیرد، زیرا هر ابزاری که پایایی آن صفر باشد چیزی جز عوامل تصادفی را منعکس نمی‌سازد. چنین وسیله‌ای نه با خودش همبستگی دارد و نه با چیز دیگری. یکی از روش‌های برآورد پایایی، مطالعه همبستگی کاربرد آزمودنی از یک سؤال به سؤال دیگر و استفاده از مشخصه‌های آماری سؤال‌های آزمون است. ضریبی که بر پایه این روش بدست می‌آید در واقع شاخص همبستگی درونی پرسش‌ها یعنی میزان تداخل همه پرسش‌ها از لحاظ سنجش ویژگی مشترک است. علاوه بر این، استفاده از روش تجزیه و تحلیل همبستگی درونی سؤال‌ها فقط برای ارزیابی درجه دقت یک آزمون غیر سرعت با معنا خواهد بود و ضریب آلفا به صورت استاندارد خود تنها درباره آزمون همگونی که در آنها همه سؤال‌ها برای سنجش یک نوع خصیصه مکنون مشترک طرح شده بکار می‌رود (ثرندایک، ۱۳۸۱). برای گزینش سؤال‌هایی که عامل بخصوصی را می‌سنجند، بهترین مجموعه آن است که ضریب همبستگی درونی آن که با استفاده از ضریب آلفا محاسبه شود، دارای بزرگترین مقدار باشد. ضریب آلفای کرونباخ برای نسخه اصلی ۳۷۰ سؤالی محاسبه گردید که مقدار عددی ۰/۸۴ به دست آمد. با بررسی ماتریس همبستگی سؤالات، ۲۱۴ سؤال به دلیل عدم معنی داری ضرایب همبستگی حذف گردیدند و مجدداً برای سؤالات باقیمانده ضریب آلفای کرونباخ محاسبه شد که ضریب حاصله ۰/۹۶ به دست آمد.

در اینجا این سؤال اساسی مطرح می‌شود که ضریب یک آزمون چقدر باید باشد تا با اطمینان کافی از آن استفاده شود. پاسخ این سؤال به هدف اندازه‌گیری بستگی دارد. اگر آزمون برای هدفهای پژوهشی به کار رود، ضریب پایایی بین ۰/۷۰ تا ۰/۸۰ کافی به نظر می‌رسد. اما در مطالعات بالینی، بالا بودن ضرایب پایایی آزمون‌ها اهمیت فراوانی دارد. هنگامی که آزمون برای تصمیم‌گیری مهم درباره آینده افراد به کار بسته می‌شود، باید

خطای اندازه‌گیری به حداقل ممکن کاهش یابد. در این صورت آزمونی با ضریب پایایی ۰/۹۰ ممکن است آزمونی مناسبی نباشد. اغلب گفته شده است هنگامی که تصمیم‌گیری مهم درباره آینده افراد مطرح است، ضریب پایایی آزمون باید بیش از ۰/۹۵ باشد (مارنات، ۱۳۸۴). بنابراین ضریب بدست آمده (۰/۹۶) در پژوهش حاضر با توجه به هدف آن که برای کارهای بالینی و پژوهشی می‌باشد قابل اطمینان است.

حال اگر یک آزمون یا پرسشنامه، یا هر ابزار پژوهشی را به عنوان وسیله‌ای برای سنجش نوعی صفت مکنون در نظر بگیریم، اساسی‌ترین پرسش آن است که ابزار مورد نظر چه صفت (یا صفاتی) را اندازه می‌گیرد، و هنگامی که در باره روایی سؤال می‌کنیم در واقع می‌پرسیم که در باره نمره‌های حاصل از اجرای ابزار مورد نظر چه نوع تعمیم‌های منطقی می‌توان اعمال کرد. برای جنبه‌های وسیع‌تر تعمیم‌پذیری^۱ با پرسشهایی از این دست دست روبرو هستیم که نمونه رفتار مورد نظر تا چه حد معرف مجموعه مرجع مورد توجه ماست؟ یا اینکه معنای این نمونه رفتاری در رابطه با خصیصه‌های بنیادی فرد، چیست؟ و یا اینکه کارکرد واقعی زندگی مورد توجه خاص ما را، که در بیشتر اوقات موفقیت در نوعی برنامه یا موفقیت در شغل بخصوصی است، تا چه حد می‌توان از طریق کارکرد در یک تست بخصوص پیش‌بینی کرد؟

این سه نوع پرسش متناظر با سه نوع روایی است که بترتیب روایی محتوا^۲، روایی سازه^۳ و روایی پیش‌بینی نامیده می‌شود. در پژوهش حاضر، شواهد مربوط به روایی محتوایی و سازه‌گردآوری شده است. تجزیه و تحلیل روایی محتوا معمولاً بر پایه تئوری‌های موجود و توسط متخصصان، کارشناسان موضوعی و صاحب‌نظران انجام می‌گیرد. از روایی محتوایی در پژوهش حاضر زمانی استفاده شد که ۱۳ عامل ارائه شده توسط روش تحلیل عاملی، برای نامگذاری آنها عوامل در اختیار روان‌شناسان و روان‌پزشکان قرار گرفت و از آنها خواسته شد که معلوم سازند سؤالات هر عامل مربوط به کدام اختلال شخصیت است و از این طریق عامل‌ها نامگذاری شدند.

-
1. Generalizability
 2. Content validity
 3. Construct validity

روایی سازه بیشتر از انواع دیگر روایی بر توصیف‌های رفتاری گسترده‌تر، پایدارتر و انتزاعی‌تر تأکید دارد، و مستلزم گردآوری تدریجی اطلاعات از منابع مختلف است. هر نوع داده‌هایی که نمایشگر ماهیت صفت مورد مطالعه و شرایط مؤثر در تحول آن باشد، از لحاظ این روایی مورد توجه است. در این پژوهش از مهم‌ترین روش‌های واسازی یعنی تحلیل عاملی تأییدی مواد پرسشنامه‌ها استفاده شد، تا از این طریق معلوم شود که مجموعه پرسش‌ها از چه عواملی اشباع شده است.

قبل از اجرای تحلیل عاملی باید مفروضه‌های زیر رعایت گردد: ۱- شاخص کفایت نمونه‌برداری (KMO^1) باید دست کم $0/7$ و ترجیحاً بالاتر از آن باشد. ۲- نتیجه آزمون کرویت بارتلت^۲ باید از لحاظ آماری معنادار باشد. ۳- بار عاملی هر سؤال در ماتریس عاملی و ماتریس چرخش یافته باید دست کم $0/3$ و ترجیحاً بالاتر از آن باشد. ۴- هر یک از عامل‌ها باید دست کم مشتمل بر سه سؤال باشد. ۵- عامل‌ها باید از پایایی کافی برخوردار باشد. در پژوهش حاضر، شاخص KMO برابر $0/92482$ و مقدار ضریب کرویت بارتلت برابر با $89785/398$ و سطح معناداری آن کوچکتر از $0/00001$ بوده است. بنابراین، علاوه بر کفایت نمونه‌برداری، اجرای تحلیل عاملی قابل توجیه خواهد بود. از این گذشته برون داد محاسبات راینه‌ای نشان داد که مقدار دترمینان ماتریس همبستگی، عددی غیر صفر و تعداد عناصر غیر قطری در ماتریس AIC^3 برابر $0/000017$ درصد است. پس براساس این داده‌ها می‌توان به استخراج عامل‌ها اطمینان کرد. به منظور تحقیق درباره ماهیت روابط بین متغیرها و همچنین دستیابی به تعاریف عامل‌ها ضرایب بالاتر از $0/3$ را در تعریف عامل‌ها مهم و با معنا دانسته و ضرایب کمتر از این حدود به عنوان صفر (عامل تصادفی) در نظر گرفته می‌شوند. نتایج اولیه تحلیل مؤلفه‌های اصلی در مورد پرسشنامه حاضر نشان می‌دهد که کلیه پرسش‌ها دارای بار عاملی بالاتر از $0/3$ هستند. مشخصه‌های آماری اولیه که با اجرای تحلیل مؤلفه‌های اصلی بدست آمده، نشان می‌دهد که ارزش‌های ویژه^۴ 64 عامل

1. Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy
2. Bartlett test of sphericity
3. Anti image Covariance
4. Eigen value

بزرگتر از ۱ است و میزان تبیین واریانس مشترک بین متغیرها برای این ۶۴ عامل بر روی هم برابر ۶۴/۸ درصد کل واریانس متغیرهاست. برای تعیین این مطلب که مجموعه عبارات تشکیل دهنده پرسشنامه از چند عامل معنادار اشباع شده سه شاخص عمده مورد توجه قرار گرفته است. ۱- ارزش ویژه ۲- نسبت واریانس تبیین شده توسط هر عامل ۳- نمودار ارزش‌های ویژه که طرح سنگریزه (نمودار سنگریزه‌ای) نامیده می‌شود و واریانس کل تبیین شده توسط هر عامل را در ارتباط با هم نشان می‌دهد. در این طرح معمولاً عامل‌های بزرگ در بالا و سایر عامل‌ها با شیب تدریجی به کنار هم نشان داده می‌شود. این گونه طرح‌ها که همانند سرایشی دامنه کوه است توسط کتل (۱۹۶۶) طراحی و scree نامیده شده است.

بر پایه نتایج حاصل از اجرای تحلیل عاملی و شاخص‌هایی که بدان اشاره شد از مجموعه پرسشها تعداد ۱۳ عامل استخراج می‌شود. طبق این ۱۳ عامل ۴۰/۱۵ درصد کل واریانس تبیین می‌شود. عامل یکم با ارزش ویژه ۲۳/۲، ۱۲/۳ درصد واریانس کل و در نهایت عامل ۱۳ با ارزش ویژه ۱، ۱/۳ درصد واریانس کل متغیرها را توجیه می‌کند. ارزش‌های ویژه این ۱۳ عامل، درصد واریانس و درصد تراکمی هر یک از آنها در جدول ۲ نشان داده شده است.

جدول ۲. ارزش ویژه، درصد تبیین و درصد تراکمی عامل‌های فرم کوتاه شده

عامل‌ها	ارزش ویژه	درصد واریانس	درصد تراکمی
۱	۲۳/۲	۱۲/۳	۱۲/۳
۲	۹/۸	۷/۴۵	۱۹/۷۵
۳	۵/۳	۴/۳	۲۴/۵
۴	۵/۲	۳/۴	۲۷/۴۵
۵	۳/۲	۲/۱	۲۹/۵۵
۶	۳/۱	۲	۳۱/۵۵
۷	۲/۸	۱/۸	۳۳/۳۵
۸	۲/۴	۱/۵	۳۴/۸۵
۹	۲/۱	۱/۳	۳۶/۱۵
۱۰	۱/۸	۱	۳۷/۱۵
۱۱	۱/۷	۱	۳۸/۱۵
۱۲	۱/۴	۱	۳۹/۱۵
۱۳	۱/۳	۱	۴۰/۱۵

براساس نتایج، میزان اشتراک مواد مجموعه فرم کوتاه ۱۵۶ سؤالی MMPI-2 که از طریق تحلیل مولفه‌های اصلی بدست آمده نشان می‌دهد که کمترین میزان اشتراک برابر با ۰/۱۲۳- و بیشترین میزان اشتراک برابر ۰/۵۹۸ می‌باشد. به منظور بدست آوردن ساختاری با معنا از بارهای عاملی، عاملهای استخراج شده بر پایه روش‌های متداول و کاربرد چرخش متمایل نوع ابلیمین^۱ به محورهای جدید که نسبت به هم با زاویه‌ای غیر قائمه قرار می‌گیرند، انتقال داده شد. ماتریس ساختار^۲ حاصل، تعداد سؤالات عاملهای یکم تا سیزدهم را به ترتیب، دوازده (۱)، دوازده (۲)، دوازده (۳)، هیجده (۴)، نه (۵)، سیزده (۶)، چهارده (۷)، ده (۸)، ده (۹)، شانزده (۱۰)، هشت (۱۱)، دوازده (۱۲)، و ده (۱۳) بدست داد.

عامل‌ها توسط ۹ نفر از متخصصان روان‌شناس و روان‌پزشک به ترتیب مایا، ضداجتماعی، خودبیمارانگاری، وانمود بد، هیستری، پارانویا، اسکیزوفرنی، درونگرایی اجتماعی، ضعف روانی، افسردگی، دروغ‌سنجی، وانمود خوب و مردانگی- زنانگی، نامگذاری شدند. جدول ۳ تعداد گویه‌های هر عامل را نشان می‌دهد. بیشترین گویه مربوط به مقیاس وانمود بد و کمترین گویه مربوط به عامل دروغ‌سنجی می‌باشد.

جدول ۳. مقایسه تعداد سؤالات مقیاس‌های فرعی در سه فرم

مقیاسها	MMPI	MMPI-2	نسخه حاضر
دروغ‌سنجی	۱۵	۱۵	۸
وانمود بد	۶۴	۶۰	۱۸
وانمود خوب	۳۰	۳۰	۱۲
خودبیمارانگاری	۳۳	۳۲	۱۲
افسردگی	۶۰	۵۷	۱۶
هیستری	۶۰	۶۰	۱۰
ضد اجتماعی	۵۰	۵۰	۱۲
مردانگی- زنانگی	۶۰	۵۶	۹
پارانویا	۴۰	۴۰	۱۳
ضعف روانی	۴۸	۴۸	۱۰

1. Oblimin
2. structure matrix

نسخه‌ای کوتاه شده و ایرانی از آزمون شخصیتی چند وجهی مینه‌سوتا-۲ ۴۳

اسکیزوفرنی	۷۸	۷۸	۱۴
مانیا	۴۶	۴۶	۱۲
درونگرایی اجتماعی	۷۰	۶۹	۱۰

برای محاسبه پایایی خرده مقیاس‌های نسخه کوتاه شده ایرانی از روش محاسبه ضریب آلفای کرونباخ استفاده گردید. جدول ۴ ضرایب آلفای کرونباخ نسخه اصلی پرسشنامه و نسخه کوتاه شده را نشان می‌دهد.

جدول ۴. ضرایب پایایی خرده مقیاس‌های نسخه حاضر و اصلی

مقیاسها	نسخه اصلی MMPI-2		نسخه کوتاه شده	
	مردان	زنان	مردان	زنان
دروغ‌سنجی	۰/۸۱	۰/۷۷	۰/۶۰	۰/۶۱
وانمود بد	۰/۷۸	۰/۶۹	۰/۸۸	۰/۸۶
وانمود خوب	۰/۸۴	۰/۸۱	۰/۷۱	۰/۷۲
خودبیمار انگاری	۰/۸۵	۰/۸۵	۰/۷۳	۰/۷۶
افسردگی	۰/۷۵	۰/۷۷	۰/۸۵	۰/۸۷
هیستری	۰/۷۲	۰/۷۶	۰/۶۲	۰/۶۴
ضد اجتماعی	۰/۷۹	۰/۸۱	۰/۶۳	۰/۶۲
مردانگی- زنانگی	۰/۸۲	۰/۷۳	۰/۵۸	۰/۵۷
پارانویا	۰/۶۷	۰/۵۸	۰/۷۰	۰/۷۵
ضعف روانی	۰/۸۹	۰/۸۸	۰/۶۷	۰/۶۵
اسکیزوفرنی	۰/۸۷	۰/۸۰	۰/۷۳	۰/۷۵
مانیا	۰/۸۳	۰/۶۸	۰/۷۴	۰/۷۷
درونگرایی اجتماعی	۰/۹۲	۰/۹۱	۰/۶۹	۰/۷۰

مندرجات جدول ۴ نشان می‌دهد که بیشترین ضریب پایایی نسخه کوتاه شده در مردان به خرده مقیاس وانمود بد (۰/۸۸) و کمترین ضریب پایایی به خرده مقیاس مردانگی- زنانگی (۰/۵۸) و در زنان بیشترین ضریب پایایی مربوط به خرده مقیاس وانمود بد و افسردگی (۰/۸۶ و ۰/۸۷) و کمترین ضریب پایایی به خرده مقیاس مردانگی- زنانگی (۰/۵۷) می‌باشد. در نسخه اصلی نیز بیشترین و کمترین ضریب پایایی در مردان به ترتیب به

خرده‌مقیاس‌های درونگرایی اجتماعی (۰/۹۲) و پارانویا (۰/۶۷) و در زنان بیشترین ضریب پایایی به خرده‌مقیاس درونگرایی اجتماعی (۰/۹۱) و کمترین ضریب به خرده‌مقیاس پارانویا (۰/۵۸) بوده است.

به منظور تفسیر نمرات خرده‌مقیاس‌های روایی و بالینی با توجه به نمرات به دست آمده، نمرات خام به نمره میزان شده Z (با میانگین ۰ و انحراف استاندارد ۱) و سپس به نمرات میزان شده T (با میانگین ۵۰ و انحراف استاندارد ۱۰) تبدیل شدند. نیمرخ روانی برای نسخه کوتاه شده ایرانی برای زنان و مردان دانشجو جداگانه (به دلیل معنی‌دار بودن آزمون t محاسبه شده بین دو گروه در هر مقیاس) تدوین گردید. نتایج آزمون t برای بررسی تفاوت گروه‌های مردان و زنان محاسبه شده در هر خرده‌مقیاس، در جدول ۵ ارائه شده است.

جدول ۵. مقایسه میانگین نمرات زنان و مردان در خرده‌مقیاس‌ها

P	t	زنان		مردان		خرده‌مقیاسها
		SD	M	SD	M	
۰/۰۵	۲/۰۹	۳/۳۴	۵/۹	۳/۲	۵/۲	ضعف روانی
۰/۰۵	۲/۰۲	۶/۴	۷/۲	۷/۲	۸/۶	وانمود بد
۰/۰۵	۲/۱۴	۴/۹	۹/۵	۴/۸	۱۰/۶	مانیا
۰/۰۵	۲/۳۵	۳/۵	۷	۴/۲	۶	وانمود خوب
۰/۰۵	۲/۱۶	۳/۲	۴/۵	۳/۸	۵/۳	ضد اجتماعی
۰/۰۵	۲/۰۲	۳/۳۴	۵/۷	۳/۶	۵	دروغ‌سنجی
۰/۰۵	۲	۲/۹	۴	۳/۴	۴/۶	درونگرایی اجتماعی
۰/۰۵	۲/۳۲	۲/۷	۳/۲	۲/۸	۳/۹	هیستری
۰/۰۵	۲/۰۲	۳/۵	۵/۸	۳/۹	۵/۱	اسکیزوفرنی
۰/۰۵	۲/۳۹	۶/۳	۹/۲	۵/۲	۱۰/۸	پارانویا
۰/۰۵	۲/۰۹	۵/۸	۹/۶	۴/۷	۱۰/۷	افسردگی
۰/۰۵	۲/۵۲	۲/۳	۳/۱	۲/۷	۲/۴	مردانگی-زنانگی

همان‌گونه که جدول ۵ نشان می‌دهد بیشترین و کمترین میانگین به ترتیب مربوط به خرده‌مقیاس‌های پارانویا (۱۰/۸) و مردانگی-زنانگی (۲/۴) در مردان و در زنان خرده

مقیاس‌های افسردگی (۹/۶) و مردانگی- زنانگی (۳/۱) و بیشترین و کمترین انحراف استاندارد در مردان مربوط به خرده مقیاس‌های وانمود بد (۷/۲) و مردانگی- زنانگی (۲/۷) و در زنان مربوط به خرده مقیاس‌های وانمود بد (۶/۴) و مردانگی- زنانگی (۲/۳) می‌باشد. بین میانگین دو گروه در تمام خرده مقیاس‌ها تفاوت معنی‌داری وجود دارد. در خرده مقیاس‌های ضعف روانی، وانمود خوب، دروغ سنجی، اسکیزوفرنی و مقیاس زنانگی و مردانگی زنان نسبت به مردان و در خرده مقیاس‌های وانمود بد، ضد اجتماعی، درونگرایی اجتماعی، هیستری، افسردگی، مانیا و پارانویا مردان نسبت به زنان از میانگین بیشتری برخوردارند.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف تهیه فرم کوتاه از پرسشنامه شخصیتی چند وجهی مینه‌سوتا-۲ مانند بسیاری از کشورها از جمله چین، مصر، فیلیپین و بسیاری کشورهای دیگر (مارنات، ۱۳۸۴) انجام گرفت. به همین منظور پرسشنامه ۳۷۰ سؤالی بر روی ۳۵۷۸ دانشجو اجرا گردید. از آنجا که بین خرده مقیاس‌های آزمون همپوشی وجود دارد پایایی آزمون در ابتدا بدون توجه به خرده مقیاسها مورد بررسی قرار گرفت و ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۴ بدست آمد. دامنه ضریب همبستگی اولیه سؤالات ضرایب ۰/۸۴ تا ۰/۸۳ بود. لذا ۲۱۴ سؤالی که همبستگی ضعیفی داشتند حذف شدند و ضریب آلفای کرونباخ برای ۱۵۶ سؤال باقی مانده ۰/۹۶ با دامنه همبستگی ۰/۹۶۲ تا ۰/۹۶۳ بدست آمد. با توجه به اینکه در مطالعات تحلیل عاملی این آزمون، تعداد عامل‌ها از دو عامل تا ۹ عامل و حتی ۲۱ عامل گزارش شده است برای حفظ ساختار و چارچوب اساسی مقیاسها از تحلیل عاملی تاییدی استفاده گردید. لذا ۱۳ عامل بر اساس ارزش ویژه و نمودار سنگریزه استخراج شد. طبق این ۱۳ عامل ۴۰/۱۵ درصد کل واریانس تبیین گردید که عامل یکم با ارزش ویژه ۲۳/۲ در حدود ۱۲/۳ درصد واریانس کل متغیرها را توجیه نمود. به منظور بدست آوردن ساختاری با معنا از بارهای عاملی، عامل‌های استخراج شده با استفاده از چرخش متمایل از نوع ابلیمین به محورهای جدید انتقال داده شد و بر اساس ماتریس ساختار حاصل، تعداد و شماره سؤالات هر عامل

معلوم گردید. عامل‌ها برای نامگذاری در اختیار روانشناسان بالینی و روانپزشکان قرار گرفت. ضرایب پایایی برای هر مقیاس بدست آمد که دامنه آن بین ۰/۵۷ تا ۰/۸۸ بدست آمد. حال سؤال اساسی این است که آیا ضرایب بدست آمده قابل اعتماد هستند. با بررسی تاریخچه آزمون و سایر آزمونهای مشابه معلوم می‌شود که فرم اصلی آزمون نیز هر چند ضریب پایایی آن بالای ۰/۹۰ گزارش شده، لیکن دامنه ضرایب پایایی مقیاسها از ۰/۷۰ تا ۰/۸۴ (داک‌ورث، ۱۳۷۸)، میانه ضرایب پایایی برای افراد بهنجار حدود ۰/۷۰ و همچنین دامنه تغییرات ۰/۵۰ تا ۰/۹۶ (مارنات، ۱۳۸۴) نیز گزارش شده است. در مورد پایایی آزمون NEO نیز پژوهش‌ها نشان می‌دهد که ضرایب آلفا برای مقیاسها بین ۰/۵۶ و ۰/۸۱ در نوسان است. در فرم ایرانی NEO دامنه ضرایب آلفای کروناخ بین ۰/۸۳ تا ۰/۵۷ گزارش شده است. دامنه ضریب پایایی آزمون میلون نیز بین مقیاسها ۰/۶۶ تا ۰/۹۰ گزارش شده است. حتی در آزمون‌های هوشی نیز از جمله آزمون هوشی و کسلر بزرگسالان نیز هر چند ضریب پایایی کل آزمون برای هوش عملی، کلامی و کلی به ترتیب ۰/۹۳، ۰/۹۷ و ۰/۹۷ گزارش شده است؛ لیکن دامنه ضرایب پایایی برای خرده مقیاس‌ها از ۰/۶۰ تا ۰/۷۰ گزارش شده است. بنابراین، ضریب آلفای کل سوالات فرم کوتاه شده ۰/۹۶ بدست آمد که ضریب قابل اعتمادی است هر چند که دامنه ضرایب در مقیاس‌ها بین ۰/۵۷ تا ۰/۸۸ حاصل شد. قابل ذکر است که برای ترسیم نیمرخ روانی، معناداری آزمون تی در مقیاسها موجب شد تا برای هر جنس نیمرخ جداگانه‌ای ترسیم شود.

منابع

- آل بهبهانی مرجان. (۱۳۶۸). بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی سیاهه سنجش شخصیت کربنرگ. پژوهش‌های روان‌شناختی، سال یازدهم؛ شماره ۲، ص ۱۸۶-۱۹۸.
- ازخوش، منوچهر. (۱۳۸۴). کاربرد آزمونهای روانی. تهران: نشر روان.
- ثرندایک آر. ال. (۱۳۸۱). روان‌سنجی کاربردی (چاپ سوم)، ترجمه حیدرعلی هومن. تهران: انتشارات دانشگاه تهران.

- داک‌ورث، جین آندرسون. (۱۳۷۸). *راهنمای تفسیر MMPI و MMPI-2* (چاپ چهارم)، ترجمه حسن پاشا شریفی و محمدرضا نیکخو. تهران: انتشارات سخن.
- مارنات، گری گراث. (۱۳۸۴). *راهنمای سنجش روانی*. مترجم حسن پاشا شریفی و محمدرضا نیکخو. تهران: انتشارات رشد.
- وزیری، شهرام و لطفی کاشانی، فرح. (۱۳۸۶). *طرح کوتاه‌سازی تست ام‌ام‌بی‌آی (MMPI) بر روی دانشجویان منطقه ۸ دانشگاه آزاد اسلامی*. رودهن: معاونت پژوهشی دانشگاه آزاد اسلامی واحد رودهن.
- هومن حیدرعلی. (۱۳۸۱). *تحلیل داده‌های چند متغیری در پژوهش‌های رفتاری*، تهران، نشر پارسا.

- American Psychiatric Association. (2000). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorder*. Washington, DC: Author.
- Archer, R. P. (1992). *MMPI-A: Assessing adolescent Psychopathology*. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Ben-Porath, Y. S., McCulley, E., & Almagor, M. (1993). Incremental validity of the MMPI-2 content scales in the assessment of personality and psychopathology by self-report. *Journal of Personality Assessment*, 61, 557-575.
- Butcher, J. N. & Pope, K. S. (1989). MMPI-2: A practical guide to psychometric, clinical, and ethical issues. Unpublished Manuscript.
- Butcher, J. N. (1988). *MMPI-2 Manual of administration and scoring*. Minneapolis: University of Minnesota press.
- Butcher, J. N., Dahlstrom, W. G., Graham, G. R., Tellegen, A., & Kaemmer, B. (1989). Development and use of the MMPI-2 content scales. Minneapolis: University of Minnesota Press.
- Clark, L. A. (1997). *Manual for the Schedule for Nonadaptive and Adaptive Personality (SNAP)*. Minneapolis: University of Minnesota Press.
- Costa, P. T. Jr., Zonderman, A. B., McCrae, R. R. & Williams, R. B. (1985). Content and Comprehensiveness in the MMPI: An Item Factor Analysis in a Normal Adult Sample. *Journal of Personality and Social Psychology*, 48 (4) 925-933.
- Dahlstrom, W. G., Lachar, D. & Dahlstrom, L. E. (1989). *MMPI Patterns of American minorities*. Minneapolis: University of Minnesota press.
- First M, Spitzer R, eds. (1997). *Structured Clinical interview for DSM-IV AXIS I Disorders (Clinician Version) SCID-I Administration Booklet*. Washington, DC: American Psychiatric Association.
- Garb, H. N. (1994). Judgment research: Implications for clinical practice and testimony in court. *Applied & Preventive Psychology*; 3, 173-183.

- Graham, J. R. & Lilly, R. S. (1984). *Psychological testing*. Englewood Cliffs, NJ: prentice- Hall.
- Hathaway, S. R., & McKinley, J. C. (1993). *The Minnesota Multiphasic Personality Inventory*. Minneapolis, MN: University of Minnesota Press.
- Helmes, E., & Reddon, J. R. (1993). A perspective upon developments in assessing psychopathology: A critical review of the MMPI and MMPI-2. *Psychological Bulletin*, 113, 453-4[8]1.
- Hunsley, J., Hanson, R. K., & Parker, K.C. (1988). A summary of the reliability and stability of the MMPI scales. *Journal of Clinical Psychology*; 44(1), 44-46.
- Johnson, J. H., Null, C., Buther, J. N., & Johanson, K. N. (1984). Replicated item level factor analysis of the full MMPI. *Journal of Personality and Social Psychology*, 47(1), 105-114.
- Kincannon, J. C. (1968). Prediction of the standard MMPI scale scores from 71 items: the Mini-Mult. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 32, 319-325.
- Millon, T., & Davis, R. D. (2004). *Personality disorder in modern life*. New York: Wiley.
- Millon, T., Davis R. D., & Millon, C. (1997). *Manual for Millon Clinical Multiaxial Inventory-III (MCMI-III) (2nd ed.)*. Minneapolis: National Computer Systems.
- Millon, T., Millon, C. & Davis R. D. (1994). *Manual for Millon Clinical Multiaxial Inventory-III (MCMI-III)*. Minneapolis: National Computer Systems.
- Morasco, B. J., Gfeller, J. D., & Elder, K. A. (2007). The utility of the NEO- PI-R Validity Scales of Detect Response Distortion: A Comparison with the MMPI-2. *Journal of Personality Assessment*, 88(3), 276- 283.
- Parker, C. H., Hanson, R. K., & Hunsley, J. (1988). MMPI, Rorschach, and WAIS: A mete-analytic comparison of reliability, stability, and validity. *Psychological Bulletin*, 103, 367-373.
- Piotrowski, C. & Zalewski, C. (1993). Training in Psychodiagnostic testing in APA-approved psyD and PhD clinical training programs. *Journal of Personality Assessment*, 61, 394- 405.
- Rushton, J. P., and Irwing, P. (2009). A general factor of personality in the Comrey Personality Scales, the Minnesota Multiphasic Personality Inventory-2, and the Multicultural Personality Questionnaire. *Personality and individual differences*, 46(4), 437-442.

مطالعه تغییرناپذیری ساختار عاملی مقیاس نگرش ریاضی فنما - شرمن در دانش آموزان دبیرستانی دو زبانه ایرانی

دکتر ناصر شیربگی^۱

آزاد همتی^۲

تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۲/۱۵

تاریخ وصول: ۸۹/۷/۱۸

چکیده

این پژوهش با هدف بررسی تغییرناپذیری ساختار عاملی مقیاس نگرش ریاضی فنما - شرمن، با استفاده از روش تحلیل عاملی تأییدی (CFA) انجام گرفته است. بدین منظور از بین جامعه دانش آموزان پسر دوزبانه مقطع اول دبیرستان دو شهر تبریز و سنندج، با روش نمونه‌گیری خوشه‌ای تصادفی، ۴۵۰ نفر انتخاب شده‌اند. به دلیل اینکه مقیاس ۱۰۸ سوالی است، احتمال کمی داشت مدل ۹ عاملی مقیاس، با داده‌ها برازش داشته باشد، به این علت از روش بسته‌بندی سؤالات (IP) استفاده شده است. البته قبل از فرایند بسته‌بندی سؤالات، برای هر یک از عوامل مقیاس با استفاده از روش آلفای کرونباخ، همسانی درونی بررسی شد، که برای کلیه این عوامل ضریب آلفا بیشتر از ۰/۹۱ به دست آمد. علاوه بر این تک-بعدي بودن هر یک از عوامل، که شرط دیگر بسته‌بندی سؤالات بود، از طریق روش تحلیل عاملی اکتشافی (EFA) بررسی و مورد تأیید قرار گرفت. در نهایت ۲۷ بسته سؤال تولید شده و همراه با ۹ عامل در آزمون مدل به کار برده شد. جهت برآورد پارامترها، از ماتریس وارپانس-کوارپانس و روش برآورد بیشینه درست‌نمایی (ML) استفاده شده است. در نهایت با توجه به شاخص‌های به دست آمده از آزمون برازش مدل: $(P=0/00)$ $\chi^2=82/22$ ، $(NFI)=0/84$ ، $(NNFI)=0/81$ ، $(RMSEA)=0/063$ ، می‌توان نتیجه گرفت که مدل ۹ عاملی نگرش ریاضی فنما - شرمن برازش مطلوبی با داده‌های مورد بررسی داشته است.

۱- عضو هیئت علمی دانشگاه کردستان

۲- دانشجوی دوره دکتری سنجش و اندازه‌گیری دانشگاه علامه طباطبایی

واژگان کلیدی: مقیاس نگرش ریاضی فنما-شرمن، تحلیل عاملی تأییدی، بسته‌بندی سؤالات، ساختار عاملی.

مقدمه

امروزه ارزیابی مستمر نگرش افراد و دانش‌آموزان به ضرورتی انکارناپذیر بدل گشته است. همچنین نوع نگرش دانش‌آموزان به دروس مختلف و علل تأثیرگذار در نگرش منفی یا مثبت به موضوعی خاص، یکی از دغدغه‌های اصلی دست‌اندرکاران تعلیم و تربیت، به شمار می‌رود. تعداد مطالعاتی که در سه دهه اخیر در زمینه آموزش ریاضیات انجام گرفته افزایش چشمگیری داشته است. در یک تحقیق بین‌المللی، پژوهشگری به نام کیوز^۱ (۱۹۷۶) دریافت که در سراسر ایالات استرالیا رابطه‌ای قابل ملاحظه بین اندازه توفیق در ریاضیات و کل زمانی که در برنامه آموزشی مدرسه صرف ریاضیات می‌شود وجود دارد. پژوهش وی نشان داده است که بین درس ریاضی در دوره متوسطه، و دستاورد دانش‌آموز، رابطه قوی وجود دارد. همچنین او دریافت که بین نگرش به درس ریاضی و موفقیت در آن رابطه معنی‌دار وجود دارد.

اسکمپ^۲ (۱۹۷۰) از جمله دانشمندانی است که از سال ۱۹۷۰ به بعد تحقیقات فراوانی درباره یادگیری ریاضی از نظرگاه روان‌شناختی انجام داده است و چنین می‌گوید: پیشرفت قابل ملاحظه‌ای در ریاضی نخواهیم داشت مگر اینکه بدانیم ریاضیات چگونه یاد گرفته می‌شود (اسکمپ ۱۹۷۰؛ به نقل از علم‌الهدایی، ۱۳۷۸).

مطالعه در زمینه نگرش به ریاضی و نقش آن در پیشرفت تحصیلی ریاضی با تحقیقات آیکن آغاز شد (آیکن و درگر^۳، ۱۹۶۱؛ آیکن، ۱۹۷۹). آیکن، نگرش را پاسخهای مثبت یا منفی بر حسب اهمیت، دشواری و لذت، زمانی که مثلاً جبر، مثلثات یا هندسه را یاد می‌گیریم، تعریف می‌کند (ما^۴، ۱۹۹۹). لدر^۵ (۱۹۸۷) و ریس^۶ (۱۹۸۴) از نگرش نسبت به

-
1. Keeves
 2. Skamp
 3. Aiken & Dreger
 4. Ma. X
 5. Leader
 6. Rees

ریاضی به عنوان مفهوم کلی استفاده کرده‌اند که شامل باورهای فرد نسبت به خود و نسبت به رضایت از ریاضی می‌شود. در تعاریف مربوط به نگرش ریاضی ابهام‌هایی وجود دارد که اساساً ناشی از عدم همسانی در تاریخچه نگرش نسبت به ریاضی است (آندرسون، ۱۹۸۱، به نقل از رضایی درویشی، ۱۳۸۵). یک راه حل معقول برای از بین بردن ابهامات مختلف مربوط به نگرش عبارت است از اندازه‌گیری نگرش نسبت به فعالیت‌های ویژه ریاضی، نه نگرش عمومی نسبت به ریاضی (آیکن، ۱۹۷۰).

مطالعات نشان می‌دهد که نگرش نسبت به ریاضی نقش مهمی در تبیین پیشرفت ریاضی ایفا می‌کند (اتینگتون و ولف، ۱۹۸۴). شونفلد و سیلور (۱۹۸۵) اثبات کرده‌اند که نگرش دانش‌آموزان نسبت به ریاضی بر توانایی‌اشان برای حل مسائل مشکل ریاضی تأثیر می‌گذارد (اتینگتون و ولف، ۱۹۸۴؛ شونفلد و سیلور، ۱۹۸۵؛ به نقل از بلوکی، ۱۳۸۷).

برخی از پژوهشگران مانند، استین کامب^۱ (۱۹۸۲)، اثبات کرده‌اند بین نگرش نسبت به ریاضی و عملکرد ریاضی، ارتباط قوی برقرار است (رضایی درویشی، ۱۳۸۵). همچنانکه برطبق نظر شریبر (۲۰۰۰) کسانی که نگرش مثبتی نسبت به ریاضی دارند، دارای عملکرد بهتری در این درس می‌باشند. وی دریافت کسانی که در آزمون پیشرفته ریاضی عملکرد بهتری دارند، نگرش مثبتی نسبت به ریاضیات دارند. در تحقیق دیگری هم، یک معلم به نام گریزر^۲ (۲۰۰۰) به این نتیجه رسید که در دانش‌آموزان فقط متغیر نگرش ریاضی است که پیشرفت تحصیلی ریاضی را به خوبی پیش‌بینی می‌کند. طبق گزارش وی بین نگرش ریاضی دانش‌آموزان و نگرش ریاضی والدین آنها همبستگی بالایی وجود دارد. ناستاسیو (۲۰۰۲) نیز نشان داد که رابطه مثبتی بین نگرش نسبت به ریاضی و پیشرفت ریاضی وجود دارد (رضایی درویشی، ۱۳۸۵).

کبیری و کیامنش (۱۳۸۲) نقش متغیرهای خودکارآمدی ریاضی، اضطراب ریاضی، نگرش ریاضی و پیشرفت قبلی ریاضی را بر عملکرد دانش‌آموزان بررسی کردند. نتایج تحلیل مسیر نشان داد که نگرش ریاضی اثر مهمی بر اضطراب ریاضی دارد. اثرات مستقیم

1. Kamb
2. Grizer

و غیرمستقیم نگرش ریاضی نشان داد که این متغیر اثراتش را بر پیشرفت ریاضی از طریق متغیرهای واسطه‌ای مانند خود کارآمدی ریاضی و اضطراب ریاضی باقی می‌گذارد.

شکرانی (۱۳۸۱) در خصوص ساخت مقیاس سنجش ریاضی دانش‌آموزان دوره متوسطه تحقیق نمود. نتایج نشان داد که اضطراب ریاضی با نگرش ریاضی، سابقه عملکرد ریاضی و سطح تحصیلات پدر و مادر رابطه‌ی معنی‌داری دارد. همچنین اضطراب پسران به طور معنی‌داری از اضطراب دختران کمتر است.

نتایج تحقیق الکسز^۱ (۱۹۸۳؛ به نقل از گرین^۲، ۱۹۹۹) نشان می‌دهد که پسران در مقایسه با دختران به ریاضیات اهمیت بیشتری می‌دهند، اطمینان بیشتری به توانایی خود در ریاضی دارند و ریاضی را بیشتر حوزه‌ای به اصطلاح مردانه می‌پندارند. این سه عامل دقیقاً عواملی هستند که فنما^۳ (۲۰۰۰) آنها را عوامل اصلی نگرش به ریاضی می‌داند. هاید و فنما (۱۹۹۴) دریافته‌اند که دانش‌آموزان پسر اعتماد به نفس بیشتری در مورد توانایی‌های ریاضی خود دارند و امیدواری بیشتری به موفقیت؛ و به طور کلی نگرش‌های مثبت‌تری نسبت به ریاضیات از خود نشان می‌دهند، در حالی که دانش‌آموزان دختر مرکز کنترل بیرونی داشته و تمایل دارند که معلمان خود را نسبت به کسب درجات تحصیلی مقصر بدانند (فنما، ۲۰۰۰).

تحقیقات دیگری نشان می‌دهد که علی‌رغم کاهش تفاوت‌های دختران و پسران در پیشرفت ریاضی، تفاوت‌های دو جنس در رابطه با نگرش ریاضی بین دانش‌آموزان اروپایی و آمریکایی هنوز ملاحظه می‌شود. تا جایی که حتی دختران سرآمد در مقایسه با پسران سرآمد، هم اعتماد کمتری به توانایی ریاضی خود دارند و هم نگرش منفی‌تری را گزارش می‌کنند (پاجارس^۴، ۱۹۹۹).

فنما (۲۰۰۰) نیز معتقد است نگرش ریاضی نقش کلیدی در پیشرفت ریاضی داشته و تبیین مناسبی از تفاوت دختران و پسران در عملکرد ریاضی فراهم می‌کند.

-
1. Alexz
 2. Green
 3. Fennema
 4. Pajares

در مطالعه دیگری که توسط دامه^۱، اپدناکر و بروئک^۲ (۲۰۰۳) انجام گرفته مشخص گردیده برخی از دانش‌آموزان نگرشهای مثبت‌تری نسبت به ریاضیات، در مقایسه با دیگر دانش‌آموزان دارند و یکی از عوامل بوجود آورنده این گونه تفاوتها در نگرش نسبت به ریاضی، جنسیت می‌باشد. در این باره پژوهش‌ها نشان داده که دانش‌آموزان پسر نگرش‌های مثبت‌تری نسبت به دانش‌آموزان دختر در رابطه با ریاضی دارند (هاید و فنما، ۱۹۹۴؛ پاچارس، ۱۹۹۹؛ دامه، اپدناکر و بروئک، ۲۰۰۳؛ به نقل از بلوکی، ۱۳۸۸).

مطالعات متعدد نشان داده است که نگرش نسبت به ریاضی نقش مهمی در تبیین پیشرفت‌های ریاضی ایفا می‌کند (اتینگتون و ولف، ۱۹۸۴) و کسانی که نگرش مثبتی نسبت به ریاضی دارند عملکرد بهتری در این درس دارند (استین کامب، ۱۹۸۲؛ شریبر، ۲۰۰۰؛ پاپاناستاسیو، ۲۰۰۲؛ به نقل از تورانی، ۱۳۸۷).

بین سالهای ۹۰-۱۹۷۰ توجه فنما (۱۹۷۴) به نقش متغیرهای انگیزشی یا عاطفی نظیر نگرش بر عملکرد تحصیلی دانش‌آموزان بویژه در حیطه ریاضیات و علوم پایه جلب شد. وی در پژوهش‌های خود با تأکید بر نقش نگرش بر رفتارهای مرتبط با پیشرفت تحصیلی تلاش کرد تا تبیینی از تفاوت موجود در عملکرد ریاضی دختران و پسران داشته باشد. ابتدا برای ارزیابی نگرش ریاضی دانش‌آموزان دو عامل، اهمیت دادن یا ارزش گذاشتن بر ریاضی و اعتماد به نفس در ریاضی مورد توجه محققین قرار گرفت. زیرا تحقیقات پیشین (السلز (۱۹۸۵)، هکت و همکاران (۱۹۸۹)، فنما و همکاران (۱۹۹۱) به نقل از فنما (b) (۲۰۰۰)) مبین این امر بود که پسران به ریاضی اهمیت بیشتری می‌دهند و ریاضی را درسی سودمند می‌پندارند بویژه برای زندگی آینده خود برای ریاضی نقش مهمی قائلند. در حالی که دختران اهمیت کمتری به ریاضی داده و فوائد بسیار جزئی برای آن قائلند. در پژوهش‌های بعدی فنما توجه خاصی به باورهای جنسیتی در ارتباط با ریاضی کرده و برای سنجش نگرش ریاضی از این عامل نیز استفاده کرد. زیرا تحقیقات نشان می‌داد، هم دختران و هم پسران ریاضی را حوزه‌ای به اصطلاح مردانه می‌پندارند. عاملی که موجب

1. Damme

2. Bruek & Opdenaker

افزایش اعتماد به خود ریاضی در پسران و کاهش اعتماد در دختران می‌شود و به طور کلی دختران در مقایسه با پسران، بیشتر به توانمندی ریاضی خود شک دارند. در حال حاضر نگرش ریاضی عبارت است از مجموعه باورها، احساسات و رفتار نسبت به ریاضی که در سه حوزه اعتماد به خود، اهمیت ریاضی و باور جنسیتی ریاضی ارزیابی می‌شود.

این ناشی از وجود رابطه بین نگرش به درس ریاضی و دستاورد دانش‌آموزان، اطلاعات مهمی برای دبیران و معلمان دربردارد. در صورتی که بهبود بخشیدن به دستاورد ریاضیات دانش‌آموزان بر پایه نگرش آنان نهاده شود و چنین رویکردی در کلاس‌های درس کارگر بیفتد با پیچیدگی‌هایی همراه است که باید مورد وقوف باشد و به شناخت درآید. یکی از راه‌حل‌های ممکن برای رفع این پیچیدگی و محدودیت عملی طراحی و بکارگیری پرسشنامه استاندارد جامعی است که دارای ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوب باشد. در مقایسه با پرسشنامه‌هایی که برای اندازه‌گیری نگرش دانش‌آموزان در دروس مختلف طراحی شده‌اند مقیاس نگرش ریاضی فنما- شرم^۱ از شهرت خاصی برخوردار است. در طول بیست و پنج سال گذشته، مقیاس نگرش ریاضیات فنما- شرم (۱۹۷۶) به صورت گسترده‌ای در تحقیقات مربوط به نگرش ریاضیات به کار رفته است. این مقیاس برای ارزیابی نگرش دانش‌آموزان سنین مختلف مورد استفاده قرار گرفته است (شرمن، ۱۹۸۳ ایلیوت^۲، ۱۹۹۰). همچنین این مقیاس برای سنجش نگرش دانش‌آموزان به تربیت بدنی (لیرج^۳، ۱۹۹۳) و زبان انگلیسی (ستیکر و همکاران^۴، ۱۹۹۳) نیز بکار رفته است.

با توجه به توانمندی‌های گسترده مقیاس نگرش ریاضی فنما- شرم و برای ایجاد امکان بکارگیری آن در جمعیت ایرانی در این تحقیق کوشش می‌شود تا براساس مطالعه ویژگی‌های روان‌سنجی، آزمون مذکور در نمونه‌ای جامع از جمعیت دوزبانه ایرانی مورد بررسی قرار گیرد. یعنی به عبارت دیگر، هدف این است که تعیین شود آیا ابزار مورد نظر در جامعه ایرانی دوزبانه نیز کارکرد مشابهی را دارد؟ ترجمه، انطباق و هنجاریابی ابزارهای

1. Fennema- Sherman

2. Elliot

3. Lirgg

4. Sticker *et al*

استاندارد، فرصت مناسبی برای بررسی کاربردپذیری ابزارها در جوامع دیگر فراهم می‌آورد. یکی از راههای اساسی برای تعیین کاربردپذیری یک ابزار در جوامع دیگر، بررسی تغییرناپذیری ساختار عاملی آن است (ایوانوا و همکاران، ۲۰۰۶). بدین منظور در این پژوهش به همراه سایر ویژگی‌های روان‌سنجی این ابزار به بررسی این ویژگی نیز پرداخته شده است.

جامعه، نمونه و روش نمونه‌گیری

جامعه مورد پژوهش شامل کلیه دانش‌آموزان دوزبانه پسر مقطع اول دبیرستان شهرهای سنندج و تبریز می‌باشد. منظور از دانش‌آموزان دوزبانه کسانی است که پدر و مادر آنها هر دو آذری زبان یا هر دو کرد زبان بوده و در خانه به این زبان صحبت می‌کنند و فقط در مدرسه به زبان فارسی آموزش می‌بینند.

هر چند برای گروه نمونه نمی‌توان حداقل حجم را معین کرد، اما می‌توان گفت به طور کلی هرچه حجم نمونه بزرگتر باشد بهتر است. در صورتیکه همبستگی‌ها برای نمونه‌های کوچکی برآورد شده باشند، اعتبار کمتری خواهند داشت. بنابراین، حجم نمونه باید آنقدر بزرگ باشد که بتوان برآورد معتبری از همبستگی‌ها به دست آورد. اندازه نمونه مورد نیاز، به حجم کل همبستگی‌ها و تعداد عامل‌ها، بستگی دارد؛ یعنی اگر بین متغیرها همبستگی قوی و معتبری وجود دارد و عامل‌های متمایز کمی داشته باشیم، یک نمونه با حجم کم نیز کافی است. کامری و لی^۱ (۱۹۹۲) پیشنهاد کرده‌اند که برای تحلیل عاملی حجم نمونه ۵۰ خیلی ضعیف؛ ۱۰۰ ضعیف؛ ۲۰۰ متوسط؛ ۳۰۰ خوب؛ ۵۰۰ خیلی خوب؛ ۱۰۰۰ عالی می‌باشد (تاباچنیک و فیدل، ۲۰۰۱).

معمولاً ۳۰۰ نفر را حداقل حجم نمونه لازم برای تحلیل عاملی در نظرمی‌گیرند. اما برای نتایجی که در آنها بار عاملی متغیرهای نشانگر، خیلی بالا باشد (مثلاً بار عاملی بیشتر از ۰/۸۰) نمونه‌های با حجم بالا ضروری نیست (مثلاً ۱۵۰ مورد کافی خواهد بود). اما در

1. Comrey and Lee
2. Tabachnick Fidell

مواردی که بارهای عاملی پایین به دست آمده باشند، نمونه با حجم بیشتر ضروری است (گادگنولی و ویلیر^۱، ۱۹۸۸؛ به نقل از تاباچنیک و فیدل^۲، ۲۰۰۱).

برای پژوهش حاضر، حجم نمونه ۴۰۰ نفر در نظر گرفته شده است اما به منظور کنترل افت آزمودنی‌ها پرسشنامه‌ها بر روی ۴۳۸ نفر اجرا شده‌اند، که از این تعداد ۲۷ مورد دارای افت داده بودند و در نهایت اطلاعات مربوط به ۴۰۰ نفر مورد تحلیل‌های آماری قرار گرفتند. روش نمونه‌گیری در هر دو شهر تبریز و سنندج به صورت خوشه‌ای تصادفی بوده است؛ یعنی ابتدا از بین دبیرستان‌های پسرانه (روزانه-دولتی) هر یک از این دو شهر ۳ مورد به طور کاملاً تصادفی انتخاب شدند؛ و در نهایت از هر یک از این مدارس ۲ کلاس مقطع اول دبیرستان تصادفی انتخاب شده و پرسشنامه در اختیار کلیه دانش‌آموزان ۱۲ کلاس انتخاب شده قرار گرفته است (تعداد کل دانش‌آموزان ۶ کلاس انتخاب شده شهر سنندج ۲۰۱ نفر؛ و تعداد کل دانش‌آموزان ۶ کلاس انتخاب شده شهر تبریز ۲۳۷ نفر بوده است).

ابزار پژوهش

فرم کامل مقیاس نگرش ریاضیات فنما- شرمین (۱۹۷۶) از نه خرده مقیاس تشکیل شده است. هر کدام از این خرده مقیاس‌ها می‌تواند به تنهایی به کار رود (ستیکر، راک و بورتون^۳، ۱۹۹۳)؛ همچنین برخی محققان ترکیبی از دو یا چند خرده مقیاس (الکساندر و مارتاری^۴، ۱۹۸۹) و یا مجموعه کامل آن (شرمین، ۱۹۸۲) را نیز بکار برده‌اند. علی‌رغم شهرت و استقبال چشمگیر از این مقیاس همچنانکه مالهرن و رای^۵ (۱۹۹۸) نیز بیان داشته‌اند، مطالعات اندکی در خصوص بررسی روایی و پایایی این مقیاس صورت گرفته است. تنها پژوهش درخور توجه در این زمینه کار پژوهشی ملانکان و همکاران^۶ (۱۹۹۴) می‌باشد که روایی عاملی مقیاس فنما - شرمین را با نمونه‌ای ۱۷۴ نفره از معلمان ابتدایی

-
1. Guadagnoli & Veliser
 2. Tabachnick & Fidell
 3. Sticker, Rock & Burton
 4. Alexander & Martary
 5. Mulhern & Rae
 6. Melancon *et al*

مورد آزمون قرار دادند و نتیجه مطلوبی را در زمینه نمرات بدست آمده از این مقیاس گزارش کرده‌اند. فرم‌های کوتاه شده‌ای نیز از آن تهیه شده و مورد استفاده قرار گرفته است. به عنوان نمونه جانسون^۱ (۱۹۸۴) یک فرم کوتاه ۲۳ گویه‌ای از این مقیاس تهیه نموده که موضوع آن «نگرش به ریاضی به عنوان یک کار با ارزش و مفید» نام‌گذاری شده است اما هیچ جزئیاتی از گویه‌های مورد استفاده و یا چگونگی انتخاب گویه‌ها گزارش نشده است.

تحقیق مشابه دیگری توسط گالاگر و دلیسی^۲ (۱۹۹۴) با یک فرم کوتاه شده ۴ سازه‌ای متشکل از ۴۵ گویه در یک گروه بندی منطقی صورت گرفته است که مجدداً هیچ جزئیاتی در مورد ساختار مقیاس یا تحلیل‌های روان‌سنجی گزارش نشده است. بنابراین ویژگی‌های روان‌سنجی نمرات بدست آمده از فرم‌های کوتاه شده مقیاس نگرش ریاضی فنما- شرمین هنوز سؤال برانگیز هستند.

همچنانکه گفته شد مقیاس اصلی نگرش ریاضیات فنما- شرمین (۱۹۷۶) از نه خرده مقیاس تشکیل شده و هر خرده مقیاس حاوی دوازده گویه می‌باشد که جمعاً (۱۰۸) ماده سؤال را تشکیل می‌دهد. خرده مقیاس‌ها عبارتند از:

- ۱- ریاضی به عنوان یک حیطه کار مردانه^۳؛
- ۲- موفقیت در ریاضیات^۴؛
- ۳- نگرش مادر به ریاضیات؛
- ۴- نگرش پدر به ریاضیات؛
- ۵- نگرش دبیران نسبت به فعالیت دانش آموز در ریاضیات؛
- ۶- اعتماد به نفس در یادگیری ریاضیات؛
- ۷- اضطراب ریاضیات؛
- ۸- انگیزش در ریاضیات؛

1. Johnson
 2. Gallagher & De Lisi
 3. Mathematics as a male domain
 4. Success in Mathematics

۹- سودمندی ریاضیات.

نخست با همکاری اساتید زبان انگلیسی مقیاس ترجمه شده و با استفاده از نظر اساتید روانشناسی و علوم تربیتی روایی صوری آن نیز مورد بررسی قرار گرفت. در پیش پژوهشی که بر روی گروهی از دانش‌آموزان صورت گرفت، آن دسته از عباراتی که به دلیل ساختاری موجب درک نادرست می‌گردید، اصلاح و شکل نهایی پرسشنامه تهیه شد.

تحلیل آماری داده‌ها

به عقیده فلویید و ویدامن، (۱۹۹۵) در مواقعی که پرسشنامه‌های طولانی مورد استفاده قرار می‌گیرد به گونه‌ای که تعداد پنج تا هشت گویه روی هر عامل بار می‌شود امکان ندارد که مدل مورد نظر برازش مطلوبی با داده‌ها داشته باشد و مورد تأیید قرار گیرد. به عبارت دیگر، در پرسشنامه‌های طولانی که برای اندازه‌گیری هر عامل از تعداد زیادی گویه استفاده می‌شود زمانی که گویه‌ها بصورت انفرادی مورد تحلیل عاملی تأییدی قرار می‌گیرد غیرمنطقی است که انتظار داشته باشیم مدل مورد نظر با داده‌ها برازش داشته باشد و راه‌حل‌های رضایت‌بخشی به دست دهد. در این گونه موارد استفاده از بسته‌های سؤال مناسب خواهد بود. تکنیک بسته‌بندی^۱ سؤالات (گویه‌ها) به نظر می‌رسد که ریشه در کار کتل (۱۹۵۶)، کتل و بوردسل (۱۹۷۵) دارد (فلویید و وایدمن، ۱۹۹۵؛ به نقل از مینایی، ۱۳۸۵).

استفاده از بسته‌های سؤال در مدل‌یابی معادلات ساختاری در سال‌های اخیر بصورت کاری کاملاً رایج درآمده است. بسته‌بندی عبارت است جمع نمرات دو یا چند گویه و محاسبه میانگین و استفاده از نمرات این بسته‌ها به جای گویه‌ها در تحلیل مدل‌یابی معادلات ساختاری. البته بسته‌بندی سؤالات در شرایط دیگری نیز کاربرد دارد؛ مثلاً اگر داده‌ها دارای توزیع نرمال نباشند یا به صورت نامتعارف رده‌بندی شده باشند و یا دارای هر دو حالت فوق باشند (باندالوس، ۲۰۰۲).

در بررسی جامعی که اخیراً توسط باندالوس و فینی^۱ (۲۰۰۱)، بر روی ۳۱۷ مطالعه در زمینه مدل‌یابی معادلات ساختاری و تحلیل عاملی تأییدی از سال ۱۹۸۹ تاکنون انجام گرفته روشن گردید که حدود ۲۰ درصد از این مطالعات از نوعی رویه بسته‌بندی سؤالات استفاده نموده‌اند.

شاید دلیل رواج کاربرد اخیر این تکنیک پتانسیل آن برای رفع مشکلات مربوط به داده‌ها مانند عدم نرمال بودن، حجم نمونه‌های کوچک، ضریب حجم نمونه کوچک نسبت به متغیر و تخمین پارامترهای ناثبات باشد (باندالوس و فینی، ۲۰۰۱).

برای تولید بسته‌ها به طور تصادفی، ضروری است که سؤالات مربوط به هر عامل تک بعدی باشند و به عبارت دیگر یک خصیصه واحدی را اندازه بگیرند (باندالوس و فینی، ۲۰۰۱). همبلتون برای بررسی تک‌بعدی بودن ابزارهای اندازه‌گیری روش تحلیل عاملی با استفاده از روش PC را پیشنهاد داده است؛ وی معتقد است در صورتی که نتایج تحلیل عاملی نشان دهند که عامل اول بیشتر از کل واریانس را تبیین نموده است می‌توان نتیجه گرفت آن ابزار تک‌بعدی است (همبلتون، ۱۹۸۹). به همین دلیل، قبل از تولید بسته‌ها، با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی^۲ (PC) و با استفاده از نرم‌افزار SPSS16 برای سؤالات هر عامل، تک بعدی بودن آن‌را بررسی نموده‌ایم. نتایج این بررسی در جدول (۱) مندرج می‌باشد.

1. Bandalos & Finny
2. Principal Component

جدول ۱. نتایج تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PC) برای تعیین تک بعدی بودن عامل‌ها

عامل	سؤالات مربوطه	درصد واریانس تبیین شده توسط عامل اول
اطمینان ^۱	۹۱ و ۸۲ و ۷۳ و ۶۴ و ۵۵ و ۴۶ و ۳۷ و ۲۸ و ۱۹ و ۱۰	۴۴/۸۹۱
اضطراب ^۲	۱۰۱ و ۹۲ و ۸۳ و ۷۴ و ۵۶ و ۴۷ و ۳۸ و ۲۹ و ۲۰ و ۱۱ و ۲	۴۱/۹۶۷
پدر ^۳	۱۰۲ و ۹۳ و ۸۴ و ۷۵ و ۵۷ و ۴۸ و ۳۹ و ۳۰ و ۲۱ و ۱۲ و ۳	۳۴/۱۹۴
مادر ^۴	۱۰۳ و ۹۴ و ۸۵ و ۷۶ و ۵۸ و ۴۹ و ۴۰ و ۳۱ و ۲۲ و ۱۳ و ۴	۳۷/۰۷۵
سودمندی ^۵	۱۰۴ و ۹۵ و ۸۶ و ۷۷ و ۶۸ و ۵۰ و ۴۱ و ۳۲ و ۲۳ و ۱۴ و ۵	۴۰/۰۹۳
حیطه مردانه ^۶	۱۰۵ و ۹۶ و ۸۷ و ۷۸ و ۵۱ و ۳۳ و ۱۵	۳۱/۴۰۱
موفقیت ^۷	۱۰۶ و ۹۷ و ۸۸ و ۷۹ و ۵۲ و ۴۳ و ۳۴ و ۲۵ و ۷	۳۲/۷۹۵
معلم ^۸	۱۰۷ و ۹۸ و ۸۹ و ۸۰ و ۷۱ و ۵۳ و ۴۴ و ۳۵ و ۲۶ و ۱۷ و ۸	۳۰/۳۴۰
انگیزش مؤثر ^۹	۱۰۸ و ۹۹ و ۹۰ و ۸۱ و ۷۲ و ۵۴ و ۴۵ و ۲۷ و ۱۸ و ۹	۳۷/۳۷۵

همان‌طور که ملاحظه می‌شود برای کلیه عوامل نه‌گانه، میزان واریانس که عامل اول تبیین می‌کند بالاتر از ۰/۳۰ می‌باشد. یعنی می‌توان گفت سؤالات مربوط به هر یک از عامل‌های ابزار تک‌بعدی می‌باشند.

در پژوهش حاضر، نشانگرهای مربوط به هر عامل (یعنی سؤالات ابزار)، به‌طور تصادفی به ۳ دسته تقسیم شدند، سپس نمرات مربوط به سؤالات هر بسته جمع شده و به عنوان نمره آن بسته در نظر گرفته شده‌اند. با توجه به تعداد سؤالات ۲۷ بسته بدست آمده است. البته قبل از فرایند بسته بندی سؤالات، برای هر یک از عوامل نه‌گانه مقیاس با استفاده از روش آلفای کرونباخ، همسانی درونی عامل‌ها بررسی شدند، تا بدین طریق سؤالاتی که همسانی درونی هر عامل را پایین می‌آوردند از آن عامل حذف شوند.

1. Confidence
2. Anxiety
3. Father
4. Mother
5. Usefulness
6. Male domain
7. Success
8. Teacher
9. Effective motivation

جدول ۲. شاخص‌های توصیفی و آلفای کرانباخ بسته سؤالات مربوط به عوامل نه گانه

عامل	بسته	شماره سوال	تعداد	آلفا	میانگین	انحراف استاندارد	چولگی	کشدگی
اطمینان	۱	(۱۰،۱۹،۲۸)	۴۰۰	.۹۲۸	.۴۹۰۴۳	.۸۳۷۳۱	-.۴۳۵	-.۱۲۱
	۲	(۳۷،۴۶،۵۵)	۴۰۰	.۹۲۷	.۴۷۱۳۳	.۹۲۶۶۵	-.۴۶۴	-.۱۹۳
	۳	(۶۴،۷۳،۸۲،۹۱)	۴۰۰	.۹۲۶	.۲۷۰۰۳	.۹۷۱۴۲	-.۱۲۳	-.۷۹۶
اضطراب	۴	(۲۹،۲۰،۱۱،۲)	۴۰۰	.۹۲۹	.۳۱۰۹۷۳	.۹۱۶۹۲	.۰۲۰	-.۶۸۱
	۵	(۵۶،۴۷،۳۸)	۴۰۰	.۹۲۷	.۲۷۱۰۳	.۹۶۰۱۸	-.۲۲۶	-.۵۵۲
	۶	(۱۰۱،۹۲،۸۳،۷۴)	۴۰۰	.۹۲۷	.۲۶۰۰۳	.۹۵۷۸۱	-.۰۹۷	-.۶۳۷
پدر	۷	(۲۱،۱۲،۳)	۴۰۰	.۹۳۲	.۷۱۰۷۳	.۸۱۳۷۷	-.۴۵۵	.۰۱۶
	۸	(۵۷،۴۸،۳۹،۳۰)	۴۰۰	.۹۲۸	.۶۰۷۹۳	.۷۶۴۸۹	-.۲۲۲	-.۲۵۶
	۹	(۱۰۲،۹۳،۸۴،۷۵)	۴۰۰	.۹۲۸	.۵۱۵۰۳	.۸۲۹۰۲	-.۰۰۳	-.۵۲۵
مادر	۱۰	(۳۱،۲۲،۱۳،۴)	۴۰۰	.۹۲۹	.۸۴۱۰۳	.۷۸۷۶۸	-.۴۰۵	-.۳۰۵
	۱۱	(۵۸،۴۹،۴۰)	۴۰۰	.۹۳۰	.۷۰۶۶۵	.۵۹۳۵۴	-.۰۸۸	-.۶۱۱
	۱۲	(۱۰۳،۹۴،۸۵،۷۶)	۴۰۰	.۹۲۸	.۵۲۰۰۳	.۸۲۷۴۱	-.۱۷۸	-.۵۰۸
سودمندی	۱۳	(۲۳،۱۴،۵)	۴۰۰	.۹۲۹	.۷۱۴۹۳	.۹۳۱۱۹	-.۵۹۵	-.۲۷۲
	۱۴	(۵۰،۴۱،۳۲)	۴۰۰	.۹۲۸	.۷۹۸۸۳	.۸۹۳۴۹	-.۵۹۴	-.۰۰۴
	۱۵	(۱۰۴،۹۵،۸۶،۷۷)	۴۰۰	.۹۲۶	.۵۳۸۷۳	.۸۷۹۳۱	-.۳۲۸	-.۴۰۱
حیطه	۱۶	(۵۱،۳۳،۱۵)	۴۰۰	.۹۳۴	.۹۸۰۹۳	.۸۵۶۹۵	-.۷۴۷	.۲۲۳
	۱۷	(۸۷،۷۸)	۴۰۰	.۹۳۱	.۳۴۹۱۳	.۱۱۹۸۵۱	-.۲۳۰	-.۷۰۲
مردانه	۱۸	(۱۰۵،۹۶)	۴۰۰	.۹۳۱	.۴۴۳۹۳	.۹۷۹۷۸	-.۰۶۵	-.۵۶۸
	۱۹	(۳۴،۲۵،۷)	۴۰۰	.۹۳۱	.۵۴۸۶۴	.۶۲۴۸۸	-۱/۸۲	.۲۹۰۴
	۲۰	(۷۹،۵۲،۴۳)	۴۰۰	.۹۳۰	.۰۲۶۶۴	.۷۳۷۷۶	.۵۳۹	-.۲۸۶
معلم	۲۱	(۱۰۶،۹۷،۸۸)	۴۰۰	.۹۳۱	.۷۲۴۰۳	.۹۵۷۳۰	-.۵۱۰	-.۲۳۲
	۲۲	(۳۵،۲۶،۱۷،۸)	۴۰۰	.۹۳۰	.۴۵۴۵۳	.۷۶۷۰۷	-.۴۰۷	.۱۵۱
	۲۳	(۸۰،۷۱،۵۳،۴۴)	۴۰۰	.۹۲۸	.۵۷۰۰۳	.۷۳۷۵۴	-.۳۱۲	-.۰۴۱
انگیزش	۲۴	(۱۰۷،۹۸،۸۹)	۴۰۰	.۹۲۸	.۳۳۱۲۶۳	.۸۹۴۶۵	-.۲۳۷	-.۰۵۷
	۲۵	(۲۷،۱۸،۹)	۴۰۰	.۹۲۸	.۵۵۹۴۳	.۹۱۴۰۱	-.۵۲۹	-.۲۶۱
	۲۶	(۷۲،۵۴،۴۵)	۴۰۰	.۹۳۰	.۲۸۴۳۳	.۶۵۱۵۶	-.۶۲۰	.۸۸۵
موثر	۲۷	(۹۰،۸۱)	۴۰۰	.۹۲۷	.۳/۱۲۴۴	.۸۸۳۹۰	.۱۷۰	-.۵۳۸

(۱۰۸،۹۹۰)

در جدول (۲) بسته‌های مربوط به هر عامل و سؤالاتی که در بر می‌گیرند همراه با آلفای کرانباخ هر یک از این بسته‌ها و شاخص‌های آماری آمده‌اند. ضرایب آلفای کرانباخ کلیه بسته‌های سوال بیشتر از ۰/۹۱ به دست آمده‌است. نتایج جدول (۲) نشان می‌دهند که چولگی و کشیدگی همه بسته سؤالات به صفر نزدیک بوده و به عبارت دیگر توزیع کلیه بسته‌ها، نرمال یا بسیار نزدیک به نرمال بوده است. در نتیجه جهت برآورد پارامترها و برازش مدل، می‌توان از ماتریس همبستگی یا ماتریس کواریانس و روش برآورد کمترین مجذورات معمول^۱ (OLS) و یا روش بیشینه درست نمایی^۲ (ML) استفاده نمود. بنابراین در در این پژوهش ماتریس واریانس-کواریانس و روش برآورد بیشینه درست‌نمایی (ML)، به کار گرفته شده‌است. بدین منظور از نرم‌افزار LISREL 8.5 (جارز کاگ و سوربوم^۳، ۲۰۰۱) استفاده نموده‌ایم.

جدول ۳. نتایج تحلیل عاملی تأییدی

عامل	بسته سوال	شماره سؤالات	مقدار برآورد	برآورد استاندارد شده	خطای استاندارد	مقدار ضریب	تیین
اطمینان	۱	(۱۰،۱۹،۲۸)	۱/۶۵	۰/۶۷	۰/۲۶	۱۴/۳۸**	۰/۴۴
	۲	(۳۷،۴۶،۵۵)	۲/۲۱	۰/۸۱	۰/۲۱	۱۸/۸۶**	۰/۶۶
	۳	(۶۴،۷۳،۸۲،۹۱)	۳/۱۲	۰/۸۱	۰/۴۴	۱۸/۶۳**	۰/۶۵
اضطراب	۴	(۲۹،۲۰،۱۱،۲)	۲/۶۲	۰/۷۱	۰/۵۳	۱۵/۴۹**	۰/۵۱
	۵	(۵۶،۴۷،۳۸)	۲/۴۲	۰/۸۵	۰/۲۲	۲۰/۰۵**	۰/۷۳
	۶	(۱۰،۱۰۹۲،۸۳،۷۴)	۲/۸۴	۰/۷۵	۰/۵۱	۱۶/۶۴**	۰/۵۶
پدر	۷	(۲۱،۱۲،۳)	۱/۰۳	۰/۴۲	۰/۳۶	۸/۳۷**	۰/۱۸
	۸	(۵۷،۴۸،۳۹،۳۰)	۱/۹۸	۰/۶۵	۰/۴۲	۱۳/۶۰**	۰/۴۳
مادر	۹	(۱۰۲،۹۳،۸۴،۷۵)	۲/۶۹	۰/۷۸	۰/۴۶	۱۳/۷۹**	۰/۶۰
	۱۰	(۳۱،۲۲،۱۳،۴)	۲/۰۳	۰/۶۴	۰/۴۵	۱۳/۶۰**	۰/۴۲
	۱۱	(۵۸،۴۹،۴۰)	۱/۶۲	۰/۶۵	۰/۲۸	۱۳/۷۹**	۰/۴۲
	۱۲	(۱۰۳،۹۴،۸۵،۷۶)	۲/۸۶	۰/۸۲	۰/۳۸	۱۸/۷۲**	۰/۶۸
	۱۳	(۲۳،۱۴،۵)	۱/۵۸	۰/۵۸	۰/۳۷	۱۱/۸۷**	۰/۳۴

1. Ordinary Least Squares
2. Maximum likelihood
3. Joreskog & Sorbom

۰/۳۶	۱۲/۳۴**	۰/۳۴	۰/۶۰	۱/۵۷	(۵۰،۴۱،۳۲)	۱۴	
۰/۶۶	۱۸/۰۶**	۰/۴۴	۰/۸۲	۲/۸۶	(۱۰۴،۹۵،۸۶،۷۷)	۱۵	
۰/۱۰	۵/۴۷**	۰/۴۵	۰/۳۲	۰/۸۲	(۵۱،۳۳،۱۵)	۱۶	
۰/۴۷	۱۲/۴۳**	۰/۳۰	۰/۶۹	۱/۵۵	(۸۷،۷۸)	۱۷	حیطه
۰/۴۲	۱۱/۷۶**	۰/۲۲	۰/۶۵	۱/۲۶	(۹۶،۱۰۵)	۱۸	مردانه
۰/۲۹	۹/۹۷**	۰/۲۱	۰/۵۴	۱/۰۱	(۳۴،۲۵،۷)	۱۹	موقفیت
۰/۴۸	۱۳/۲۹**	۰/۲۶	۰/۶۹	۱/۵۳	(۷۹،۵۲،۴۳)	۲۰	
۰/۴۵	۱۲/۹۰**	۰/۴۴	۰/۶۷	۱/۹۴	(۱۰۶،۹۷،۸۸)	۲۱	
۰/۲۵	۹/۵۴**	۰/۵۵	۰/۵۰	۱/۵۲	(۳۵،۲۶،۱۷،۸)	۲۲	معلم
۰/۵۱	۱۴/۶۰**	۰/۴۰	۰/۷۱	۲/۱۲	(۸۰،۷۱،۵۳،۴۴)	۲۳	
۰/۴۹	۱۴/۲۵**	۰/۳۴	۰/۷۱	۱/۸۹	(۱۰۷،۹۸،۸۹)	۲۴	
۰/۵۱	۱۴/۹۸**	۰/۳۱	۰/۷۱	۱/۹۲	(۲۷،۱۸،۹)	۲۵	انگیزش
۰/۲۵	۹/۹۶**	۰/۲۰	۰/۵۰	۰/۹۶	(۷۲،۵۴،۴۵)	۲۶	موثر
۰/۵۱	۱۵/۰۴**	۰/۵۰	۰/۷۱	۲/۵۰	(۱۰۸،۹۹،۹۰،۸۱)	۲۷	

** مقادیر معنی دار در سطح ۹۹ درصد اطمینان

همان‌طور که در جدول (۳) مشاهده می‌شود، ستون چهارم مقدار برآورد پارامترهای مدل و ستون پنجم مقادیر استاندارد شده یا مقادیر لامبدا را نشان داده‌است که از طریق آن می‌توان شدت و جهت رابطه میان شاخص‌های مدل و متغیرهای پنهان مدل را مقایسه نمود. ستون ششم نشان‌دهنده خطای استاندارد محاسبه شده برای مقادیر پارامتر مدل است؛ ستون هفتم مقادیر t محاسبه شده برای بررسی معنی داری روابط میان شاخص‌ها و متغیرهای پنهان مدل را نشان می‌دهد. مقادیر t بزرگتر از ۲ نشان‌دهنده رابطه معنی دار شاخص و متغیر پنهان در مدل است و همان‌طور که در این ستون جدول ملاحظه می‌شود تمام مقادیر t بزرگتر از ۲ است و می‌توان نتیجه گرفت که تمام شاخص (بسته سؤالات) ۲۷ گانه پرسشنامه با بیش از ۹۹ درصد اطمینان با متغیرهای پنهان (عوامل نه گانه) پرسشنامه رابطه معنی داری دارند. ستون هشتم درصد واریانس تبیین شده شاخص توسط متغیر پنهان را نشان می‌دهد که مقادیر نزدیک‌تر به ۱ شاخص نشان‌دهنده سهم بیشتر آن در تبیین متغیر پنهان مربوطه در مدل است.

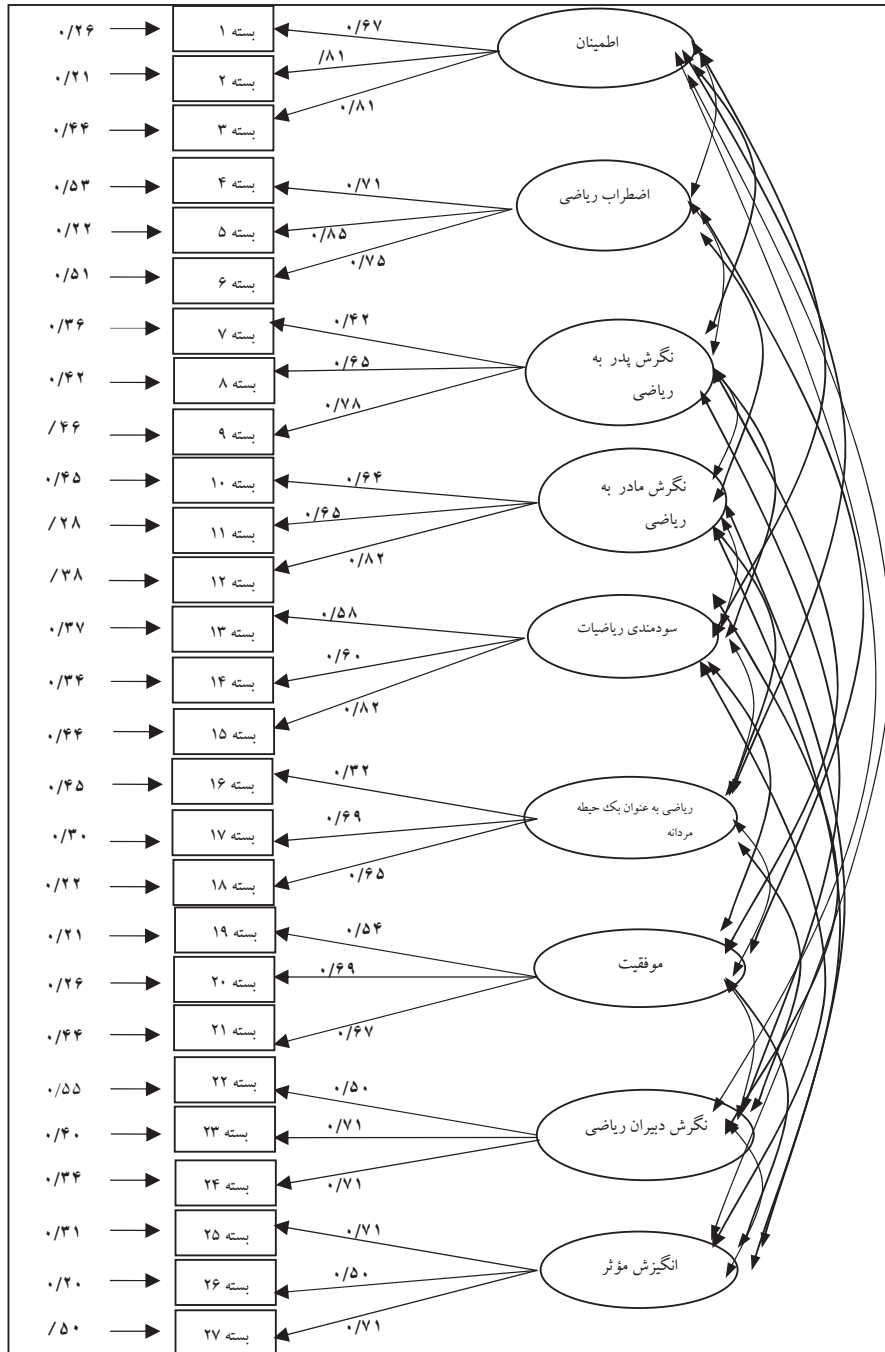
برای بررسی برازش مدل، آماره‌ها و شاخص‌های مختلفی ارایه شده‌اند. از جمله شاخص‌هایی که در نرم افزار LISREL 8.5 پیشنهاد شده‌اند، عبارتند از: آماره‌ی خی دو (χ^2)، شاخص برازش نُرم شده^۱ (NFI)، شاخص برازش نُرم نشده^۲ (NNFI)، ریشه‌ی دوم میانگین خطای تقریب^۳ (RMSEA)، شاخص برازش تطبیقی^۴ (CFI)، ریشه‌ی دوم میانگین باقیمانده^۵ (RMR)، شاخص نیکویی برازش^۶ (GFI)، شاخص نیکویی برازش اصلاح شده^۷ (AGFI). ملاک تعیین شده برای برازش مدل براساس شاخص‌ها بدین شکل می‌باشد.

جدول ۴. ملاک‌های تعیین شده برازش مدل

$\chi^2 / d.f \leq 2$ *
AGFI , GFI ,RMR ، CFI ، NNFI ، NFI > ۰/۸
RMSEA < ۰/۰۸
(منبع: جاززکاگ و سوربوم، ۲۰۰۱)
(منبع: جاززکاگ و سوربوم، ۲۰۰۱)
* درجه آزادی مدل: $d.f = (1/2 k (k-1) + k)$

-
1. Normed Fit Index
 2. Non-Normed Fit Index
 3. Root Mean Square Error of Approximation
 4. Comparative Fit Index
 5. Root Mean Square Residual
 6. Goodness of Fit Index
 7. Adjusted Goodness of Fit Index

در پژوهش حاضر، مقدار این شاخص‌ها بدین صورت به دست آمده است: ($P=0/0$)
 $\chi^2 = 82/22$ ، $(NFI) = 0/84$ ، $(NNFI) = 0/81$ ، $(RMSEA) = 0/063$ ، $(CFI) = 0/88$ ،
 $(RMR) = 0/94$ ، $(GFI) = 0/71$ ، $(AGFI) = 0/65$. به استثنای شاخص AGFI، مقدار
هر یک از این شاخص‌ها با قواعد و ملاک‌های تعیین شده برای تفسیر (که در جدول ۴
مندرج می‌باشند)، مطابقت دارد. یعنی می‌توان نتیجه گرفت که مدل ۹ عاملی نگرش
ریاضی فنما - شرمین برازش مطلوبی با داده‌های مورد بررسی داشته است.



شکل ۱. مدل مورد آزمون و برآوردهای استاندارد شده پارامترها

بحث و نتیجه‌گیری

در این پژوهش، ساختار عاملی مقیاس نگرش ریاضی فنما-شرمین برای جامعه دوزبانه ایرانی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج این مطالعه (جدول ۲) نشان می‌دهد که نمرات خرده آزمونها، از همسانی درونی (آلفای کرونباخ) بالایی برخوردارند. این نتایج که با یافته‌های پژوهشی مالهرن و رای (۱۹۹۸) همخوانی دارد، بیانگر این است که اعتبار نمرات آزمون به اندازه‌ای است که بتوان با اطمینان از آنها استفاده کرد. علاوه بر این نتایج این پژوهش بیانگر این است که مدل ۹ عاملی نگرش ریاضی فنما - شرمین برازش مطلوبی با داده‌های به دست آمده از جامعه دوزبانه ایرانی داشته است ($P=0/0$ ، $\chi^2 = 82/22$)؛ این نتایج با مطالعات اولیه فنما و شرمین (۱۹۷۶) و پژوهش ملانکان و همکاران (۱۹۹۴) همسو می‌باشد. گالاگر و دیلیسی (۱۹۹۴) نیز در پژوهشی که ساختار عاملی مقیاس فنما - شرمین را با نمونه‌ای ۱۷۴ نفره از معلمان ابتدایی مورد آزمون قرار دادند، برازش خوبی را در زمینه نمرات بدست آمده از این مقیاس گزارش کرده‌اند. در شرایطی که تعداد سؤالات یک ابزار زیاد باشد؛ یا به عبارت دیگر در صورتی که مدل مورد بررسی، بسیار گسترده باشد، احتمال اینکه مدل با داده‌ها برازش مطلوبی داشته باشد، بسیار کم است (فلوید و ویدامن، ۱۹۹۵؛ به نقل از مینایی، ۱۳۸۵). بنابراین در مطالعاتی نظیر پژوهش حاضر که قصد بررسی ساختار عاملی مقیاس از طریق تحلیل عاملی تأییدی را داشته است، تأیید مدل تا حدودی غیرممکن بوده است؛ زیرا مقیاس از ۱۰۸ سوال تشکیل شده است. در این پژوهش برای رفع مشکل زیاد بودن تعداد سؤالات از روش بسته‌بندی سؤالات استفاده شد که این روش بسیار تعیین کننده بوده و علی رغم زیاد بودن تعداد سؤالات، مدل برازش بسیار رضایت بخشی با داده‌های مورد بررسی داشته است.

مشکل عمده این مقیاس تعداد سؤالات زیاد آن است؛ شاید بهترین راه حل برای حل این مسئله، تهیه فرم کوتاهی از آن باشد. البته همانطور که در بخش‌های قبلی نیز اشاره شد فرم‌های کوتاه شده‌ای از این مقیاس تهیه شده و مورد استفاده قرار گرفته است. به عنوان نمونه جانسون (۱۹۸۴) یک فرم کوتاه ۲۳ سوالی از این مقیاس تهیه نموده که موضوع آن «نگرش به ریاضی به عنوان یک کار با ارزش و مفید» نام گذاری شده است. در اقدامی

مشابه گالاگر و دلیسی (۱۹۹۴) یک فرم کوتاه شده ۴ سازه‌ای متشکل از ۴۵ سوال در یک گروه‌بندی منطقی صورت داده‌اند. در این راستا پیشنهاد می‌شود در تحقیقات آتی، تهیه فرم کوتاه این مقیاس توسط پژوهشگران حیطه آزمون‌سازی، مورد توجه قرار گیرد.

تاکنون مقیاس نگرش ریاضی فنا-شرمن پرکاربردترین ابزار جهت سنجش نگرش به درس ریاضی و حتی دروس دیگری نظیر تربیت بدنی (لیرج، ۱۹۹۳) و زبان انگلیسی (ستیکر و همکاران، ۱۹۹۳) بوده است. از طرف دیگر پژوهش‌های متعددی نظیر استین کامب (۱۹۸۲)، اتینگتون و ولف (۱۹۸۴)، شریبر (۲۰۰۰)، گریزر (۲۰۰۰)، ناستاسیو (۲۰۰۲)، کیری و کیامنش (۱۳۸۲)، رضایی درویشی (۱۳۸۵)، نشان داده‌اند که نگرش نسبت به ریاضی نقش مهمی در تبیین پیشرفت‌های این درس ایفا می‌کند و کسانی که نگرش مثبتی نسبت به ریاضی دارند عملکرد بهتری در آن دارند. علاوه بر این با توجه به توانمندی‌های گسترده مقیاس نگرش ریاضی فنا-شرمن و برای ایجاد امکان بکارگیری آن در جمعیت ایرانی، پیشنهاد می‌شود ساختار عاملی و ویژگی‌های روانسنجی این مقیاس در سایر گروه‌های سنی و جوامع فرهنگی و زبانی کشور بررسی و شکل جامع، معتبر و استاندارد کشوری آن تهیه و مورد استفاده قرار گیرد.

نتایج پژوهش‌های الکسز (۱۹۸۳؛ به نقل از گرین، ۱۹۹۹)، فنا (۲۰۰۰)، هاید و فنا (۱۹۹۴)، (ادل و شوماخر، ۱۹۹۸)، پاجارس (۱۹۹۹)، دامه، اپدناکر و بروئک (۲۰۰۳)، نشان می‌دهد که پسران در مقایسه با دختران به ریاضیات اهمیت بیشتری می‌دهند، اطمینان بیشتری به توانایی خود و امیدواری بیشتری به موفقیت در ریاضی دارند و ریاضی را بیشتر حوزه‌ای به اصطلاح مردانه می‌پندارند؛ و به طور کلی نگرش‌های مثبت‌تری نسبت به ریاضیات از خود نشان می‌دهند. به عبارتی نگرش به ریاضی، تبیین مناسبی از تفاوت دختران و پسران در عملکرد ریاضی فراهم می‌کند. بر این اساس تهیه مقیاسی با دو فرم متمایز برای دو گروه دختران و پسران بسیار ضروری به نظر می‌رسد. این مورد نیز می‌تواند پیشنهادی برای پژوهش‌های آتی درباره مقیاس نگرش ریاضی فنا-شرمن باشد.

منابع

- بلوکی، آزاده. (۱۳۸۸). نقش مؤلفه‌های انگیزشی و نگرشی در پیشرفت درس ریاضی به منظور تدوین یک مدل ساختاری بین دانش آموزان سال اول دبیرستان‌های استان آذربایجان غربی. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده روانشناسی دانشگاه علامه طباطبایی.
- تورانی، سمیه. (۱۳۸۷). تدوین مدل ساختاری (براساس پنج عامل شخصیتی نئو و رویکردهای مطالعه) به منظور پیش بینی پیشرفت تحصیلی در بین دانشجویان دانشکده روانشناسی دانشگاه آزاد اسلامی واحد کرج. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشکده روانشناسی دانشگاه علامه طباطبایی.
- رضایی درویشی، مرضیه. (۱۳۸۵). بررسی رابطه خودکارآمدی ریاضی، اضطراب ریاضی و جنسیت با پیشرفت ریاضی دانش آموزان سال اول دبیرستان شهر تهران. پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه علامه طباطبایی.
- شکرانی، مسعود. (۱۳۸۵). ساخت و اعتباریابی مقیاس اضطراب ریاضی در استان اصفهان. پایان‌نامه کارشناسی ارشد دانشگاه تهران.
- علم‌الهدایی، حسن. (۱۳۷۹). اضطراب ریاضی. مجله روانشناسی و علوم تربیتی تهران، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی دانشگاه تهران، سال پنجم، شماره ۱.
- کبیری، مسعود. (۱۳۸۲). نقش خودکارآمدی ریاضی در پیشرفت ریاضی با توجه به متغیرهای شخصی. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشگاه تربیت معلم.
- مینایی، اصغر. (۱۳۸۵). مطالعه ساختار عاملی فرم گزارش معلم آخنباخ با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی. تهران: پژوهشکده کودکان استثنایی.

- Aiken, L., & Dreger, R. (1961). The effect of attitude on performance in mathematics. *Journal of Educational Psychology* 52- 16- 24.
- Alexander, L., & Martray, C. (1989). The development of an abbreviated version of the Mathematics Anxiety rating scale, *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 22, 143-150.
- Bandalos, D. L. (2002). The effects of item parceling on goodness-of-fit and parameter estimate bias in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 9, 78-102.
- Bandalos, D. L., & Finney, S. J. (2001). Item parceling issues in structural equation modeling. In G. A. Marcoulides & R. E. Schumacker (Eds.), *Advanced structural*

- equation modeling: New developments and techniques. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, Inc.
- Davidson, R.A. (2002) Relationship of study approach and exam Performance. *Journal of accounting education*, 20, 29-44.
- Elliot, J.C. (1990). Affect and mathematics achievement of nontraditional college students. *Journal for Research in Mathematics Education*, 21(2), 160-165.
- Fennema, E.(2000b). Gender and mathematics: what in know and what do I wish was know ?
- Fennema, E. & Sherman, J. (1976). *Fennema- Sherman mathematics attitude scale*. Jsas: Catalogue of selected documents in psychology,6(1), 31.
- Gallagher, A.M. & De Lisi, R. (1994). Gender Differences in Scholastic aptitude test- Mathematics problem solving among high –ability student. *Journal of Education Psychology*, 86(2), 204-211.
- Green, B. A, Miller, R. B, Crowsun, H, M, Duke, B. L & Akey, K. L. (2004). *Predicting high school students, cognitive, enjoyment and achievement*.
- Hambelton, R. K. (1985). Item Response Theory, *Principles and Applications*. Kluwer. Nijhoff pPublishing
- Ivanova, M.Y. et al (2006). The generalizability of youth self-report syndromes in 19 cultures. Manuscript submitted for publication.
- Johnson, E.S. (1984). Sex differences in problem solving, *Journal of Education Psychology*. 76(6), 1359-1371.
- Joreskog, K.G & Sorbom, B.(2001). LISREL 8 : User's Reference Guide. Chicago, IL: Scientific Software International.
- Keeves, J.P. (1976) curriculum factors influencing school learning. *Studies In Educational Evaluation*. 2(1).167-184
- Lirgg, C.D. (1993). Effects of Same-sex versus co-ed physical education on the self perceptions of middle and high school students. *Research Quarterly for Exercise and Sport*, 64(3), 234-324.
- Ma, X. (1999). A meta-analysis of relationship between anxiety toward mathematics and achievement in mathematics. *Journal for Research in Mathematics Educational* , 30, 520- 540.
- Melancon, J.G. Thompson, B. & Becnel, S. (1994). Measurement Integrity of scores from the Fennema-Sherman Mathematics Attitude Scales: Attitude of Public school teacher. *Educational and Psychological Measurement*, 54(1), 187-192.
- Mulhern, F. & Rae, G. (1998). *Development of Shortened Form of The Fennema-Sherman Mathematics Attitudes Scale*, *Education and Psychological Measurement*, 58(2), 295-306.
- Pajeres, F. (1999). Self-efficacy motivation constructs and math performance of entering middle school students. *Contemporary Educational Psychology* 24, 139-143.
- Sherman, J. (1983). Factors predicting girls' and boys' enrollment in college preparatory mathematics, *Psychology of Woman Quarterly*, 7(3), 272-281.
- Sticker, L.J., Rock, D.A., & Burton, N.W. (1993). Sex differences in predictions of colleges great from scholastic aptitude test scores. *Journal of Educational Psychology*, 85(4), 710-718.
- Tabachnick, B. G., Fidell, L. S. (2001). Using Multivariate Statistics. 5th ed. Allyn & Bacon.

روش‌های سنجش تک بعدی بودن سؤال‌ها در مدل‌های دو ارزشی IRT

اصغرمینائی^۱

دکتر محمدرضا فلسفی نژاد^۲

تاریخ وصول: ۸۹/۷/۲۱ تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۲/۱۵

چکیده

مدل‌های رایج و پرکاربرد IRT بر ۳ مفروضه اصلی تک بعدی بودن، تکنوا بودن و استقلال موضعی یا استقلال شرطی استوار هستند. تکنوا بودن به این معنا است که احتمال پاسخ درست به سؤال با بالا رفتن توانایی افزایش یابد؛ در استقلال موضعی فرض بر این است که پاسخ‌های سؤال‌های مختلف یک آزمون، برای یک سطح خاص از توانایی (θ)، مستقل از یکدیگرند؛ و تک بعدی بودن به این معنا است که تمام سؤال‌های آزمون، تنها یک صفت یا ویژگی مکنون را اندازه می‌گیرند.

نقض مفروضه تک بعدی بودن، می‌تواند بر آورد پارامترهای سؤال و توانایی را به‌طور جدی دچار تورش نماید. علاوه بر این، تک بعدی بودن سؤال‌ها برای تفسیر روشن و بدون ابهام نمره‌ها و انجام مقایسه‌های بین فردی و همچنین برای سایر فعالیت‌های روان‌سنجی مانند همتراز سازی مهم است.

علی‌رغم اهمیت مفروضه ابعاد برای مدل‌های IRT، در خصوص تعریف تک بعدی بودن و روش‌های سنجش آن بین متخصصان روان‌سنجی، توافق وجود ندارد و تعاریفی که ارائه می‌شود نوعاً انتزاعی و غیر عملیاتی هستند.

باتوجه به نقش و اهمیت مفروضه استقلال موضعی در تعریف و شکل‌گیری روش‌های جدید سنجش ابعاد آزمون، در این مقاله، ضمن مرور ادبیات مربوط به مفروضه ابعاد در

۱- هیئت علمی پژوهشگاه آموزش و پرورش و دانشجوی دکتری سنجش و اندازه‌گیری، دانشگاه علامه طباطبائی

۲- عضو هیئت علمی دانشگاه علامه طباطبائی

مدل‌های دو ارزشی IRT و معرفی برخی از روش‌های سنجش تک بعدی بودن، دو روش NOHARM و DIMTEST در مورد یک مجموعه از داده‌های تستی به کار رفت و هر دو روش نتیجه مشابهی به دست دادند.

براساس مرور ادبیات موجود و نتایج حاصل از NOHARM و DIMTEST می‌توان گفت زمان آن فرا رسیده است که پژوهشگران از کاربرد شاخص‌های اکتشافی مانند «درصد واریانس تبیین شده توسط عامل اول» یا «نسبت ارزش ویژه عامل اول به عامل دوم» به عنوان شاخصی برای تک‌بعدی بودن اجتناب کنند و به استفاده از روش‌های جدید مانند H&R, DETECT, DIMTEST, TESTFACT, NOHARM و MSP رو بیاورند.

واژگان کلیدی: IRT، نظریه سوال-پاسخ، دوارزشی، تک بعدی.

مقدمه

پیدایش نظریه سؤال-پاسخ (IRT) در مدل‌پردازی داده‌های تستی، یک پیشرفت جدید و مهم محسوب می‌شود. به کمک این نظریه، می‌توان بر پایه پاسخ‌های فرد به سؤال‌های آزمون، سطح توانایی وی را استنباط کرد. مدل‌های رایج و پرکاربرد IRT بر ۳ مفروضه اصلی تک بعدی بودن^۱، تکنوا بودن^۲ و استقلال موضعی^۳ یا استقلال شرطی استوار هستند. تکنوا بودن به این معنا است که احتمال پاسخ درست به سؤال با بالا رفتن توانایی افزایش یابد؛ در استقلال موضعی فرض بر این است که پاسخ‌های سؤال‌های مختلف یک آزمون، برای یک سطح خاص از توانایی (θ)، مستقل از یکدیگرند؛ و تک بعدی بودن به این معنا است که تمام سؤال‌های آزمون، تنها یک صفت یا ویژگی مکنون را اندازه می‌گیرند.

اگرچه می‌توان استدلال کرد که عملکرد در آزمون، غالباً تحت تأثیر چندین صفت مکنون قرار می‌گیرد، لکن به نظر می‌آید اکثر محققان بر این نکته توافق دارند که یک آزمون یا پرسشنامه باید ترجیحاً فقط یک صفت مکنون را اندازه‌گیری کند. وجود تعداد

-
1. Unidimensionality
 2. Monotonicity
 3. Local Independence

زیادی مدل تک بعدی IRT در کنار تعداد معدودی مدل چندبعدی (به‌عنوان مثال، کلدرومن و ریجکس^۱، ۱۹۹۴؛ رکاس^۲، ۱۹۹۷) شاهدی بر این مدعاست.

نقض مفروضه تک بعدی بودن، می‌تواند برآورد پارامترهای سؤال و توانایی را به‌طور جدی دچار تورش^۳ نماید (آکرمن^۴، ۱۹۸۹؛ کریسی و سو^۵، ۱۹۹۵). علاوه بر این، تک بعدی بودن سؤال‌ها برای تفسیر روشن و بدون ابهام نمره‌ها و انجام مقایسه‌های بین فردی (مک نمار^۶، ۱۹۴۶؛ هتی^۷، ۱۹۸۴) و همچنین برای سایر فعالیت‌های روان‌سنجی مانند همتراز همتراز سازی (گسارولی و دی چمپلین^۸، ۲۰۰۵) مهم است.

علی‌رغم اهمیت مفروضه ابعاد^۹ برای مدل‌های IRT، در خصوص تعریف تک بعدی بعدی بودن و روش‌های سنجش آن بین متخصصان روان‌سنجی، توافق وجود ندارد و تعاریفی که ارائه می‌شود نوعاً انتزاعی و غیرعملیاتی هستند (همبلتون^{۱۰} و راونیلی، ۱۹۸۶). در گذشته، مفروضه ابعاد براساس همگنی سؤال‌ها و اعتبار تعریف می‌شد (به‌عنوان مثال، گیج و دارمین^{۱۱}، ۱۹۵۰؛ فریمن^{۱۲}، ۱۹۶۲؛ هارست^{۱۳}، ۱۹۵۳؛ گیلفورد^{۱۴}، ۱۹۶۵). تعاریف جدید بر برخی از اشکال اصل استقلال موضعی، متکی هستند (به‌عنوان مثال، مک دونالد^{۱۵} ۱۹۸۱؛ مک دونالد و فریزر، ۱۹۸۵؛ استوت^{۱۶}، ۱۹۸۷، ۱۹۹۰).

باتوجه به نقش و اهمیت مفروضه استقلال موضعی در تعریف و شکل‌گیری روش‌های جدید سنجش ابعاد آزمون، در ادامه تعاریف مختلفی را که از این مفروضه ارائه شده است

-
1. Kelderman & Rijkes
 2. Reckase
 3. Bias
 4. Ackerman
 5. Kirisci & Hsu
 6. McNemar
 7. Hattie
 8. Gessaroli & De Champlain
 9. Dimensionality
 10. Hambleton & Rovinelli
 11. Gage & Darmin
 12. Freeman
 13. Horst
 14. Guilford
 15. McDonald
 16. Stout

بیان می‌کنیم و سپس به بررسی روش‌هایی که براساس این تعاریف برای سنجش ابعاد آزمون شکل گرفته‌اند، می‌پردازیم.

تعاریف استقلال موضعی

مفهوم استقلال موضعی یا شرطی نمره‌های سؤال، به صورت‌های گوناگونی در نظریه کلاسیک نمره واقعی (CTT)، تحلیل عاملی، تحلیل طبقه‌مکنون^۱، و IRT (لرد و ناویک^۲، ناویک^۳، ۱۹۶۸) به کار برده می‌شود. برای مثال، در CTT فرض بر این است که با توجه به نمره واقعی یک آزمودنی، خطاهای اندازه‌گیری ناهمبسته هستند (ین^۳ و فیتزپاتریک^۳، ۲۰۰۶). در IRT استقلال موضعی به این معنا است که احتمال پاسخ درست آزمودنی به یک سؤال تحت تأثیر پاسخ‌های وی به سؤال‌های دیگر آزمون نیست. شق دیگر استقلال موضعی این است که سؤال‌ها برای افرادی که در یک سطح از توانایی قرار دارند ناهمبسته هستند. بنابراین آنچه که این مفروضه مطرح می‌کند این است که عملکرد در آزمون تحت تأثیر ویژگی‌های آزمودنی و سؤال است. بیان فنی این مفروضه را از زبان لرد و ناویک (۱۹۶۸، ص ۳۶۱) مطرح می‌کنیم. آنها می‌گویند استقلال موضعی به این معنا است که در درون هر گروهی از آزمودنی‌ها که همگی از توانایی یکسان $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_K$ برخوردارند، توزیع‌های شرطی نمره‌های همه سؤال‌ها مستقل از یکدیگر باشند. بیان این مفروضه از لحاظ ریاضی به صورت زیر است:

$$\begin{aligned} & P(Y_1 = y_1, Y_2 = y_2, \dots, Y_k = y_k | \Theta = \theta) \\ &= P(Y_1 = y_1 | \Theta = \theta) P(Y_2 = y_2), \dots, P(Y_k = y_k | \Theta = \theta) \\ &= (P_1^{y_1} Q_1^{1-y_1}) (P_2^{y_2} Q_2^{1-y_2}), \dots, (P_k^{y_k} Q_k^{1-y_k}) \\ &= \prod_{i=1}^k P_i^{y_i} Q_i^{1-y_i} \end{aligned} \quad (1)$$

در معادله فوق، y_i یا صفر و یا یک است.

-
1. Latent Class Analysis
 2. Lord & Novick
 3. Yen

تعریف فوق از استقلال موضعی به استقلال موضعی قوی^۱ (SLI) معروف است، زیرا تمام 2^k تعامل مرتبه بالاتر میان سؤال‌ها را در بر می‌گیرد (گسارولی و دی چمپلین، ۲۰۰۵). مک دونالد (۱۹۷۹) یک تعریف کمتر سختگیرانه‌ای از استقلال موضعی ارائه می‌دهد که به استقلال موضعی ضعیف^۲ (WLI)، یا استقلال موضعی جفتی^۳ (ژانگ^۴ و استوت، ۱۹۹۹) معروف است، زیرا مستلزم این است که صرفاً کوواریانس‌های شرطی بین تمام جفت سؤال‌های آزمون، برای تمام مقادیر یا ارزش‌های ثابت صفت مکنون (توانایی) صفر باشد. برای یک جفت از سؤال‌ها، این مفهوم به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$P(Y_i = y_i, Y_j = y_j | \Theta = \theta) = P(Y_i = y_i | \Theta = \theta) \times P(Y_j = y_j | \Theta = \theta) \quad (2)$$

$$i \neq j; j, i = 1, \dots, k$$

در عمل، فرمول فوق به شکل زیر مورد ارزیابی قرار می‌گیرد:

$$\sum_{j=1}^k \sum_{i=1}^k \text{Cov}(Y_i, Y_j | \Theta = \theta) = 0 \quad (3)$$

$$i \neq j$$

برای درک بهتر مفروضه استقلال موضعی، توجه به نحوه استخراج عامل‌ها در تحلیل عاملی، می‌تواند سودمند باشد. در تحلیل عاملی ابتدا عامل اول، استخراج و تأثیر آن از داده‌ها برداشته می‌شود. این عمل، مشابه مشروط کردن روی θ است. اگر کلیه ضرایب همبستگی‌های پس مانده میان سؤال‌ها صفر باشد، در این صورت عامل دیگری استخراج نمی‌شود. با این حال، اگر ضرایب همبستگی‌های پس مانده مجموعه‌ای از سؤال‌ها، صفر یا ناچیز نباشد، عامل دوم استخراج می‌شود.

بین مفروضه ابعاد و استقلال موضعی یک ارتباط نزدیک و تنگاتنگ وجود دارد. مک دونالد (۱۹۸۱، ۱۹۸۲) مفهوم ابعاد آزمون را به مفهوم استقلال موضعی سؤال مرتبط

-
1. Strong Local Independence
 2. Weak Local Independence
 3. Pairwise Local Independence
 4. Zhang

ساخت. او ابعاد آزمون را از طریق تعداد صفات مکنونی که بایستی مد نظر قرار گیرند تا به استقلال موضعی ضعیف بین سؤال‌ها دست یافت، تعریف نمود. تعریف مک دونالد، جالب و جذاب است زیرا ابعاد را براساس مفهوم استقلال موضعی سؤال‌ها که برای IRT و روش آن اساسی است تعریف می‌کند. همچنین تعریف او از ابعاد، یک تعریف عملیاتی است، زیرا براساس این تعریف، ابعاد آزمون را می‌توان از طریق بررسی کوواریانس‌های شرطی بین سؤال‌ها تعیین کرد.

تعریف صفات مکنون و ابعاد آزمون با استفاده از SLI یا WLI یک تعریف ریاضی است و بر الزامات نظری استقلال آماری مبتنی هستند. به عبارت دقیق‌تر، انعکاس اصل کلی‌تر استقلال موضعی دقیق، هستند. برخی از افراد مانند گلدشتاین^۱ (۱۹۸۰، ۱۹۸۹) استدلال می‌کنند که این تعاریف، گاهی اوقات تمام وابستگی‌های میان پاسخ‌های سؤال‌ها را در بر نمی‌گیرند. علاوه بر این، این امکان وجود دارد که تعریف ریاضی مفروضه ابعاد برقرار باشد ولی تمام متغیرهای روان‌شناختی که پاسخ‌های سؤال‌ها را تحت تأثیر قرار می‌دهند به‌طور کامل تبیین نشوند. برای مثال، فرض کنید در یک آزمون درک مطلب که به تناثر یونان باستان مربوط می‌شود، از آزمودنی‌ها خواسته شود که پس از خواندن متن به یک سری سؤال‌های مرتبط با متن پاسخ بدهند. این امکان کاملاً وجود دارد که وابستگی‌های ریاضی میان سؤال‌ها فقط توسط یک صفت تبیین شود. با این حال، اگر چه به لحاظ ریاضی، فقط یک صفت وجود دارد و استقلال موضعی در معنای ریاضی آن برقرار است، لکن این امکان وجود دارد که پاسخ‌های افراد به سؤال‌ها تحت تأثیر دو صفت روان‌شناختی باشند. پاسخ یک آزمودنی به یک سؤال ممکن است تحت تأثیر توانایی کلی درک خواندن و همچنین دانش خاص وی در زمینه تناثر یونان باستان باشد.

فردی به نام ویلیام استوت (۱۹۸۷، ۱۹۹۰) با کمک گرفتن از این عقاید، نظریه استقلال اساسی سؤال^۲ را پیشنهاد کرد و بر این اساس، تعریفی از ابعاد اساسی^۳ ارائه کرد.

1. Goldstein
2. Essential Item Independence
3. Essential dimensionality

استوت و برخی دیگر از محققان مانند نانداکومار^۱ (۱۹۹۱) اظهار می‌دارند که تعریف ابعاد آزمون براساس استقلال موضعی قوی، خیلی سختگیرانه است، زیرا هم ابعاد اصلی و هم ابعاد فرعی را دربر می‌گیرد. آنها استدلال می‌کنند که ابعاد فرعی، اگرچه به لحاظ ریاضی وجود دارند، اما تأثیر مهمی روی پاسخ‌های افراد ندارند و احتمالاً در توصیف ابعاد زیربنایی پاسخ‌های سؤال، بی‌اهمیت هستند. این ایده، پایه و اساس تعریف ابعاد اساسی (استوت، ۱۹۸۹، ۱۹۹۰؛ نانداکومار، ۱۹۹۱) را تشکیل می‌دهد.

تعریف استوت از استقلال اساسی^۲ (EI) در مقایسه با SLI یا WLI، الزامات نسبتاً ضعیف‌تری را طلب می‌کند. از تعریف WLI چنین برمی‌آید زمانی که استقلال موضعی برقرار باشد، کوواریانس‌های شرطی بین تمام جفت سؤال‌ها برای تمام θ ها برابر با صفر خواهد بود؛ در حالی که استقلال اساسی صرفاً مستلزم این است که متوسط قدر مطلق این کوواریانس‌ها، با افزایش طول آزمون، به صفر میل نماید (ین و فیتزپاتریک، ۲۰۰۶). علاوه بر این، تعریف WLI تلویحاً به این معنا است که صفات مورد استفاده توسط مدل مورد نظر، کوواریانس‌های بین تمام جفت سؤال‌ها را به‌طور کامل تبیین می‌کنند، در حالی که EI به‌طور ضمنی اشاره به این دارد که صفات مورد استفاده توسط مدل، بایستی صرفاً صفات غالب باشند (نانداکومار، ۱۹۹۱). بیان ریاضی EI به شکل زیر است (استوت، ۱۹۹۰):

$$\frac{2}{P(P-1)} \sum_{1 \leq j < k \leq p} |Cov(Y_j, Y_k)|_{\Theta = \theta} = \theta \quad (4)$$

$\rightarrow 0$ اگر $P \rightarrow \infty$

استقلال اساسی از این لحاظ که صرفاً به وابستگی‌های جفتی میان سؤال‌ها توجه دارد، مشابه WLI است. با این حال، برخلاف WLI در EI لازم نیست که کوواریانس‌های شرطی سؤال‌ها مساوی صفر باشد، بلکه همان‌طور که قبلاً نیز گفته شد، EI مستلزم این است که میانگین قدر مطلق کوواریانس‌های تمام سؤال‌ها با افزایش طول آزمون به صفر نزدیک شود. در نتیجه، EI صرفاً ابعاد غالب را مورد توجه قرار می‌دهد در حالی که در WLI برای اینکه

1. Nandakumar
2. Essential Independence

معادله‌های ۲ یا ۳ برآورده شوند، به لحاظ نظری لازم است تا تمام ابعاد، حتی ابعاد فرعی، مورد توجه قرار گیرند. بنابراین، بُعدی بودن اساسی^۱ (d_{EI}) را می‌توان به صورت کمترین تعداد ابعاد مورد نیاز برای برقراری EI تعریف نمود (استوت، ۱۹۹۰؛ گسارولی و دی چمپلین، ۲۰۰۵). از تعاریف فوق چنین برمی‌آید که $d_{EI} \leq d_{LI}$ است. در مواردی که $d_{EI} = 1$ است، ماتریس پاسخ سؤال‌ها، اساساً تک بُعدی^۲ تلقی می‌شود.

روش‌های سنجش ابعاد

زمانی که برای تحلیل داده‌ها تستی از مدل‌های تک بُعدی IRT استفاده می‌کنیم، روایی این مفروضه که فضای مکنون کامل، تک بُعدی است یک مسأله کاملاً اساسی است. برای بررسی مفروضه تک بُعدی بودن سؤال‌های آزمون، رویکردها و روش‌های مختلفی ارائه شده است. هتی (۱۹۸۴، ۱۹۸۵) بیش از ۸۰ شاخص را که برای سنجش تک بُعدی بودن سؤال‌ها به کار می‌روند شناسایی کرد. او بیان می‌کند که اکثر شاخص‌های مورد استفاده (مانند شاخص‌های مبتنی بر اعتبار، همگنی، مؤلفه‌های اصلی) ماهیتاً پیش تجربی^۳ بوده و بر هیچ تعریف رسمی و روشنی از ابعاد، استوار نیستند. او همچنین اظهار می‌دارد که در خصوص مفاهیم همگنی، همسانی درونی و ابعاد یک نوع سردرگمی و بی‌نظمی وجود دارد (برای مطالعه در خصوص تفاوت‌هایی که بین این مفاهیم وجود دارد به کورتینا^۴، ۱۹۹۳؛ اسمیت^۵، ۱۹۹۵، مراجعه نمایید). برای مثال، اگرچه تصور بر این است که بین میزان اعتبار آزمون و ابعاد آن ارتباط وجود دارد، (یعنی بالا بودن اعتبار، به مثابه تک بُعدی بودن آن تلقی می‌شود)، گرین، لیستیز و مولیک^۶ (۱۹۷۷) نشان داده‌اند که این امکان وجود دارد که حتی ضریب آلفای یک آزمون ۵ بُعدی نیز بالا باشد.

-
1. Essential Dimensionality
 2. Essentially Uidimensional
 3. ad hoc
 4. Cortina
 5. Schmitt
 6. Green, Lisstz & Mulaik

روش‌هایی که امروزه برای سنجش ابعاد به کار می‌روند از مبنای نظری دقیق‌تر و محکم‌تری برخوردارند، زیرا یا بر استقلال موضعی و یا بر استقلال اساسی متکی هستند. روسوس، استوت و ماردن^۱ (۱۹۹۸) اظهار می‌دارند که روش‌های سنجش ابعاد آزمون را می‌توان به طور کلی بر اساس یک طرح طبقه‌بندی 2×2 تقسیم‌بندی کرد. اولاً روش‌ها را می‌توان به صورت پارامتریک یا غیرپارامتریک طبقه‌بندی کرد. در روش‌های پارامتریک فرض بر این است که تابع سؤال- پاسخ (IRF) از یک مدل پارامتریک خاص، تبعیت می‌کند، در حالی که در روش‌های غیرپارامتریک صرفاً فرض بر این است که IRF به صورت تکنوا است. ثانیاً این روش‌ها یا تلاش می‌کنند که ابعاد آزمون را بطور کامل برآورد کنند، (یعنی تعداد ابعاد و سؤال‌های مربوط به هر بعد را مشخص نمایند)، و یا تلاش می‌کنند که صرفاً فقدان تک بعدی بودن، (یعنی اینکه آیا آزمون تک بعدی است یا نه)، را برآورد یا کشف نمایند.

این روش‌ها به یک نحوی به اصول استقلال اساسی مربوط می‌شوند، زیرا شاخص‌هایی فراهم می‌کنند که میزان فقدان استقلال شرطی داده‌ها را نشان می‌دهند. برخی از این روش‌ها شاخص‌های کلی بدست می‌دهند و برخی دیگر نیز تک بعدی بودن را از طریق سنجش میزان وابستگی موجود بین جفت سؤال‌ها، بیان می‌کنند (گسارولی و دی چمپلین، ۲۰۰۵). در ادامه، روش‌های مورد استفاده در سنجش ابعاد آزمون‌ها ارائه می‌شود.

الف- روش‌های مبتنی بر استقلال موضعی: از جمله این روش‌ها می‌توان به تحلیل عامل خطی^۲ (همبلتون و تراب، ۱۹۷۳؛ رکاس، ۱۹۷۹)، تحلیل عاملی غیرخطی^۳ (گسارولی و دی چمپلین، ۱۹۹۶)، و تحلیل عاملی با اطلاعات کامل^۴ (مک لاود، سوئی گرت، و تیسن^۵، ۲۰۰۱) اشاره کرد.

-
1. Roussos, Stout & Marden
 2. Linear Factor Analysis
 3. Non-Linear
 4. Full Information Factor Analysis
 5. McLeod, Swygert & Thissen

در تحلیل عاملی یک متغیر مشاهده شده، روی یک یا چند متغیر مکنون برگشت داده می‌شود. در سؤال‌های دو ارزشی، Y یک متغیر دو ارزشی است که مقدار آن برای پاسخ‌های نادرست، صفر و برای پاسخ‌های درست ۱ است. متغیرهای مکنون، صفات مشاهده‌ناپذیر هستند که برای ارائه پاسخ درست به سؤال‌ها ضروری هستند.

برای تحلیل عاملی خطی سؤال‌های دو ارزشی، از ماتریس همبستگی فی یا تتراکوریک استفاده می‌شود (نانداکومار و همکاران، ۱۹۹۸). پژوهش‌ها نشان داده‌اند که استفاده از ماتریس ضرایب فی، تعداد ابعاد زیر بنایی آزمون را بیش برآورد می‌کند (همبلتون و راونیلی، ۱۹۸۶). ضرایب همبستگی فی، تحت تأثیر فراوانی‌های حاشیه‌ای سؤال‌ها قرار می‌گیرد (پانتر، سوئی گرت و دال استروم^۱، ۱۹۹۷)، از این رو تحلیل عاملی ماتریس همبستگی‌های ضرایب فی، منجر به عامل یا عامل‌های تصنعی می‌شود که ناشی از غیرخطی بودن رابطه بین سؤال‌ها و پیوستار توانایی است (سوامیناتان^۲، همبلتون و راجرز، ۲۰۰۷). این عامل‌های تصنعی یا غیرواقعی را گاهی اوقات، عامل دشواری^۳ نیز می‌نامند (فرگسون^۴، ۱۹۴۱؛ مک دونالد، ۱۹۶۷).

همبستگی تتراکوریک بر این فرض مبتنی است که متغیرهای دو ارزشی مشاهده شده، معرف متغیرها یا صفات مکنونی هستند که توزیع آنها نرمال است. ضعف استفاده از ماتریس همبستگی‌های تتراکوریک این است که وجود یک عامل مشترک، شرط کافی برای تک بعدی بودن یک مجموع از سؤال‌ها است، اما شرط لازم نیست (لرد و ناویک، ۱۹۶۸، ص ۳۸۲). علاوه بر این، ماتریس‌های همبستگی تتراکوریک، الزاماً معین مثبت^۵ نیستند (دی آیالا و هرترزوگ^۶، ۱۹۸۹؛ میسلوی^۷، ۱۹۸۶؛ هتی، ۱۹۸۴؛ همبلتون و سوامیناتان، ۱۹۸۵). بنابراین، می‌توان گفت که روش‌های مرسوم تحلیل عاملی، برای سنجش ابعاد داده‌های تستی مناسب نیستند.

-
1. Panter, Swygert & Dahlstrom
 2. Swaminathan
 3. Difficulty Factor
 4. Ferguson
 5. Positive Definite
 6. De Ayala & Hertzoy
 7. Mislevy

مشکل اصلی در تحلیل عاملی خطی، خطی بودن آن است. با عنایت به این واقعیت و مشکلات ناشی از استفاده از ماتریس‌های همبستگی فی و تتراکوریکن، همبلتون و راونیلی (۱۹۸۶) پیشنهاد می‌کنند که برای بررسی تک بعدی بودن داده‌های تستی از روش تحلیل عاملی غیرخطی که توسط مک دونالد (۱۹۶۷، ۱۹۸۲) ارائه شده است استفاده شود. این رویکرد که از طریق برنامه کامپیوتری NOHARM (فریزر^۱، ۱۹۸۸) قابل اجراست، یک روش خوش‌آبیه برای سنجش تک بعدی بودن داده‌های تستی است (نانداکومار، یو، لی، واستوت، ۱۹۹۸).

از آنجایی که برای سنجش ابعاد آزمون، در برنامه NOHARM شیوه‌های آماری ارائه نمی‌شود، لذا گسارولی و دی چمپلین (۱۹۹۴) آماره $\chi^2_{G/D}$ را که براساس همبستگی‌های پس مانده بین سؤال‌ها محاسبه می‌شود، پیشنهاد می‌کنند. پس مانده‌ها را می‌توان با استفاده از روش Z فیشر تبدیل کرد و آماره مورد نظر را به شکل زیر محاسبه نمود:

$$\chi^2_{G/D} = (N - 3) \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^{i-1} Z_{ij}^2$$

در فرمول فوق، N حجم نمونه است. فرض بر این است که آماره فوق دارای توزیع χ^2 با $\frac{1}{2} [n(n-1) - n(1+d)]$ درجه آزادی است که n طول آزمون و d تعداد ابعاد آزمون است. برای آزمون مفروضه تک بعدی بودن، d برابر با ۱ و درجه آزادی برابر با $\frac{1}{2} [(n-5)]$ خواهد بود.

روش دیگر برای تحلیل عاملی سؤال‌های دو ارزشی و تبیین ابعاد آنها، تحلیل عاملی با اطلاعات کامل (FIFA) است که توسط باک، گیبونز و موراکی^۲ (۱۹۸۸)، پرورش یافت و از طریق برنامه کامپیوتری TESTFACT (ویلسون، وود، و گیبونز^۳، ۱۹۹۱) قابل اجرا است. FIFA یک تکنیک تحلیل عاملی براساس IRT است. این رویکرد از عامل‌های

1. Fraser
2. Bock, Gibbons & Muraki
3. Wilson, Wood & Gibbons

تصنعی و تمام مشکلات مرتبط با تحلیل عاملی ماتریس‌های همبستگی اجتناب می‌کند (مک لاود، سوئی گرت، و تیسن، ۲۰۰۱). در این روش از همبستگی‌های درونی سؤال‌ها استفاده نمی‌شود، بلکه از اطلاعات موجود در تمام الگوها یا بردارهای پاسخ استفاده می‌شود. به همین دلیل این رویکرد را تحلیل عاملی با اطلاعات کامل می‌نامند (بارتولوميو^۱، ۱۹۸۰). به عبارت دقیق‌تر، این رویکرد به‌طور مستقیم از داده‌های سطح سؤال، استفاده می‌کند. البته، در این روش از ماتریس همبستگی‌های تتراکوریک استفاده می‌شود، اما صرفاً برای محاسبه مقادیر آغازین برای روش برآورد به شیوه ازسرگیری.

در واقع، در FIFA برازش مدل چند عاملی ترستون با داده‌ها با استفاده از روش برآورد بیشینه درستمایی کناری (MML) مورد آزمون قرار می‌گیرد (مک لاود، سوئی گرت، و تیسن، ۲۰۰۱).

تحلیل عاملی خطی، تحیل عامل غیرخطی و تحلیل عاملی با اطلاعات کامل، جزء روش‌های پارامتریک هستند که تلاش می‌کنند ابعاد آزمون را به طور کامل برآورد نمایند. همان‌طور که قبلاً نیز ذکر شد، پژوهش‌ها نشان داده‌اند که تحلیل عاملی خطی برای سنجش ابعاد داده‌های تستی مناسب نیست. یافته‌های برخی از پژوهش‌ها (به‌عنوان مثال، دی چمپلین و گسارولی، ۱۹۹۸؛ فینچ و هابینگ^۲، ۲۰۰۵؛ نول و برگر^۳، ۱۹۹۱) نشان داده است که در مطالعات بازیابی^۴ ابعاد، NOHARM در مقایسه با TESTFACT بهتر عمل می‌کند. از این رو برنامه NOHARM را با استفاده از یک مثال، بطور مفصل‌تر توضیح می‌دهیم.

برای این منظور از داده‌های مربوط به درس ریاضی کنکور سال ۱۳۸۵ برای گروه ریاضی و فیزیک استفاده گردید. از بین کل داوطلبان این گروه، تعداد ۲۰۰۰ نفر به‌طور کاملاً تصادفی انتخاب و پاسخ‌های آنها به سؤالات درس ریاضی استخراج گردید. پاسخنامه‌ها با استفاده از کلید مربوطه، نمره‌گذاری شدند. پس از نمره‌گذاری و تبدیل پاسخ‌ها به داده‌های دو ارزشی (۰ یا ۱) ابتدا ماتریس گشتاور حاصلضربی نمره‌های خام، P ،

1. Bartholomew
2. Finch & Habing
3. Knol & Berger
4. Recovery

با استفاده از برنامه PRODMOM (فریزر، ۱۹۸۸) برآورد گردید. این ماتریس از طریق $\underline{X}'X(1/N)$ بدست می‌آید که N برابر با حجم نمونه و \underline{X} ماتریس داده‌های خام است. اگر X پاسخ‌های دو ارزشی باشد، در این صورت قطر اصلی ماتریس \underline{P} را میانگین یا همان درجه دشواری سؤال‌ها تشکیل می‌دهد و عناصر غیرقطری نیز میانگین مجموع مضروبات است. به‌عنوان مثال، برای یک آزمون ۳ سؤال ماتریس \underline{P} به صورت زیر خواهد بود.

$$\underline{P} = \begin{bmatrix} P_1 & \sum X_1 X_r / N & \sum X_1 X_r / N \\ \sum X_r X_1 / N & P_r & \sum X_r X_r / N \\ \sum X_r X_1 / N & \sum X_r X_r / N & P_r \end{bmatrix}$$

فایل درونداد برای برنامه NOHARM برای انجام یک تحلیل تک بعدی در جدول ۱ ارائه شده است. سطر اول این فایل، عنوان تحلیل را نشان می‌دهد. سطر ۲ و ۳ دستورهای لازم برای انجام تحلیل را مشخص می‌کنند. برای نمونه، سطر ۲ نشان می‌دهد که تعداد سؤال‌ها ۳۰ و تعداد آزمودنی‌ها ۲۰۰۰ است، و فایل درون داد یک ماتریس گشتاور حاصل ضربی است، و تحلیل مورد نظر یک تحلیل اکتشافی است، و ماتریس‌های همبستگی، کوواریانس و پس مانده‌ها باید تولید و نمایش داده شوند. سطر ۳ به کاربر اجازه می‌دهد تا مقدار پارامتر مجانب پایین را برای هر سؤال مشخص نماید. در این تحلیل، مقدار این پارامتر برای تمام سؤال‌ها برابر با صفر قرار داده شده است، زیرا فرض بر این بود که به دلیل اعمال نمره منفی، داوطلبان دست به حدس نمی‌زنند. در انتهای جدول، بخش پایینی ماتریس \underline{P} ارائه شده است. از آنجایی که ماتریس \underline{P} یک ماتریس متقارن است لذا از بخش پایینی ماتریس، به‌عنوان درونداد استفاده می‌شود.

جدول ۲ خلاصه‌ای از خروجی تحلیل را نشان می‌دهد. در ابتدای جدول یا فایل خروجی، همان اطلاعاتی که در فایل درونداد توسط کاربر مشخص گردیده است نشان داده شده است. فایده این اطلاعات در این است که با استفاده از آنها می‌توان بررسی کرد که آیا برنامه، فایل درونداد را به‌طور صحیح، بازخوانی کرده است یا نه. اطلاعات مربوط به برازش مدل در پایین ماتریس پس مانده، Residual Matrix، ارائه شده است. این

ماتریس، از طریق تفاضل بین کوواریانس‌های مشاهده شده و کوواریانس‌های پیش‌بینی شده، توسط مدل، بدست می‌آید. بررسی این ماتریس نشان می‌دهد که کوواریانس‌های پس مانده در مقایسه با کوواریانس‌های مشاهده شده بین سؤال‌ها، نسبتاً کوچک هستند.

جدول ۱. فایل درون‌داد برای انجام تحلیل تک بُعدی بودن در NOHARM

Dimensionality of Mathematics Test
30 1 2000 1 1 0 0 0
0
.30
.05 .18
.09 .06 .25
.13 .08 .12 .38
.10 .05 .08 .13 .24
.09 .08 .08 .13 .09 .28
.09 .06 .07 .12 .07 .08 .25
.06 .05 .06 .10 .06 .07 .07 .18
.06 .04 .06 .09 .06 .06 .07 .05 .18
.09 .07 .09 .13 .08 .08 .09 .07 .07 .25
.08 .05 .06 .10 .07 .08 .07 .05 .05 .07 .17
.13 .05 .06 .15 .11 .09 .09 .07 .07 .09 .07 .28
.11 .08 .11 .18 .10 .13 .11 .09 .08 .12 .09 .11 .34
.06 .03 .06 .08 .05 .06 .06 .05 .05 .07 .05 .06 .08 .16
.05 .03 .05 .08 .05 .05 .05 .04 .04 .05 .04 .06 .07 .04 .14
.10 .07 .09 .16 .09 .13 .09 .08 .07 .10 .09 .11 .15 .07 .06 .20
.11 .07 .10 .14 .08 .10 .10 .08 .08 .09 .07 .11 .13 .06 .05 .11 .30
.07 .04 .07 .11 .07 .07 .08 .06 .06 .08 .06 .08 .10 .05 .04 .09 .09 .20
.07 .04 .06 .09 .07 .06 .06 .05 .05 .07 .06 .07 .08 .04 .04 .07 .08 .06 .17
.06 .04 .05 .09 .06 .05 .06 .05 .05 .06 .05 .06 .09 .05 .04 .07 .07 .05 .05 .18
.09 .06 .08 .14 .08 .08 .09 .07 .06 .09 .07 .09 .12 .06 .06 .10 .10 .08 .06 .07 .23
.07 .05 .06 .11 .07 .07 .07 .06 .06 .08 .06 .09 .10 .05 .05 .09 .08 .07 .06 .06 .08 .20
.07 .04 .07 .11 .06 .07 .07 .06 .06 .08 .06 .08 .09 .05 .04 .08 .08 .07 .05 .06 .08 .06 .18
.10 .06 .09 .16 .09 .10 .09 .08 .08 .11 .09 .11 .14 .07 .06 .12 .11 .09 .09 .07 .11 .10 .09 .27
.07 .05 .06 .10 .07 .07 .06 .06 .05 .06 .06 .07 .08 .04 .04 .08 .07 .06 .06 .05 .07 .06 .05 .08 .17
.12 .05 .08 .14 .09 .09 .08 .07 .06 .08 .07 .13 .12 .06 .06 .10 .10 .07 .07 .06 .09 .08 .07 .11 .07 .28
.09 .05 .08 .13 .08 .08 .08 .07 .07 .09 .07 .09 .11 .06 .06 .10 .09 .08 .07 .06 .09 .08 .07 .11 .07 .09 .22
.06 .04 .05 .09 .06 .05 .06 .05 .04 .06 .04 .07 .07 .04 .04 .07 .06 .05 .05 .05 .07 .06 .05 .07 .05 .07 .06 .18
.07 .06 .08 .11 .07 .08 .08 .06 .06 .08 .06 .08 .09 .05 .05 .09 .09 .07 .06 .06 .07 .07 .10 .06 .08 .08 .06 .21
.09 .07 .08 .11 .07 .10 .08 .06 .06 .09 .07 .08 .12 .05 .05 .10 .11 .07 .06 .06 .08 .07 .06 .10 .07 .09 .08 .06 .07 .027

جدول ۲: خلاصه‌ای از خروجی برنامه NOHARM مربوط به راه حل تک بُعدی

N O H A R M

Fitting a (multidimensional) Normal Ogive
by Harmonic Analysis - Robust Method

Input File : D:\ Math.dat

Title : Dimensionality of Mathematics Test

Number of items = 30

Number of dimensions = 1

Number of subjects = 2000

An exploratory solution has been requested.

Sample Product-Moment Matrix

.30
 .05 .18
 .09 .06 .25
 .13 .08 .12 .38
 .10 .05 .08 .13 .24
 .09 .08 .08 .13 .09 .28
 .09 .06 .07 .12 .07 .08 .25
 .06 .05 .06 .10 .06 .07 .07 .18
 .06 .04 .06 .09 .06 .06 .07 .05 .18
 .09 .07 .09 .13 .08 .08 .09 .07 .07 .25
 .08 .05 .06 .10 .07 .08 .07 .05 .05 .07 .17
 .13 .05 .06 .15 .11 .09 .09 .07 .07 .09 .07 .28
 .11 .08 .11 .18 .10 .13 .11 .09 .08 .12 .09 .11 .34
 .06 .03 .06 .08 .05 .06 .06 .05 .05 .07 .05 .06 .08 .16
 .05 .03 .05 .08 .05 .05 .05 .04 .04 .05 .04 .06 .07 .04 .14
 .10 .07 .09 .16 .09 .13 .09 .08 .07 .10 .09 .11 .15 .07 .06 .20
 .11 .07 .10 .14 .08 .10 .10 .08 .08 .09 .07 .11 .13 .06 .05 .11 .30
 .07 .04 .07 .11 .07 .07 .08 .06 .06 .08 .06 .08 .10 .05 .04 .09 .09 .20
 .07 .04 .06 .09 .07 .06 .06 .05 .05 .07 .06 .07 .08 .04 .04 .07 .08 .06 .17
 .06 .04 .05 .09 .06 .05 .06 .05 .05 .06 .05 .06 .09 .05 .04 .07 .07 .05 .05 .18
 .09 .06 .08 .14 .08 .08 .09 .07 .06 .09 .07 .09 .12 .06 .06 .10 .10 .08 .06 .07 .23
 .07 .05 .06 .11 .07 .07 .07 .06 .06 .08 .06 .09 .10 .05 .05 .09 .08 .07 .06 .06 .08 .20
 .07 .04 .07 .11 .06 .07 .07 .06 .06 .08 .06 .08 .09 .05 .04 .08 .08 .07 .05 .06 .08 .06 .18
 .10 .06 .09 .16 .09 .10 .09 .08 .08 .11 .09 .11 .14 .07 .06 .12 .11 .09 .09 .07 .11 .10 .09 .27
 .07 .05 .06 .10 .07 .07 .06 .06 .05 .06 .06 .07 .08 .04 .04 .08 .07 .06 .06 .05 .07 .06 .05 .08 .17
 .12 .05 .08 .14 .09 .09 .08 .07 .06 .08 .07 .13 .12 .06 .06 .10 .10 .07 .07 .06 .09 .08 .07 .11 .07 .28
 .09 .05 .08 .13 .08 .08 .07 .07 .09 .07 .09 .11 .06 .06 .10 .09 .08 .07 .06 .09 .08 .07 .11 .07 .09 .22
 .06 .04 .05 .09 .06 .05 .06 .05 .04 .06 .04 .07 .07 .04 .04 .07 .06 .05 .05 .05 .07 .06 .05 .07 .05 .07 .06 .18
 .07 .06 .08 .11 .07 .08 .08 .06 .06 .08 .06 .08 .09 .05 .05 .09 .09 .07 .06 .06 .07 .07 .10 .06 .08 .08 .06 .21
 .09 .07 .08 .11 .07 .10 .08 .06 .06 .09 .07 .08 .12 .05 .05 .10 .11 .07 .06 .06 .08 .07 .06 .10 .07 .09 .08 .06 .07 .027

=====
 Results
 =====

Success. The job converged to the specified criterion.

.
 .
 .

Residual Matrix (lower off-diagonals)

.
 .
 .

Sum of squares of residuals (lower off-diagonals) = 0.0130941

Root mean square of residuals (lower off-diagonals) = 0.0054865 RMSR

Tanaka index of goodness of fit = 0.9818874 GFI

برنامه NOHARM ریشه دوم میانگین مجذورات پس مانده‌ها^۱ (RMSR) را محاسبه و به‌عنوان شاخصی برای برآزش مدل ارائه می‌دهد. در واقع، RMSR برابر است با ریشه دوم میانگین مجذورات تفاوت بین کوواریانس‌های مشاهده شده و کوواریانس‌های پیش‌بینی شده. بنابراین، مقادیر کوچک RMSR حاکی از برآزش مدل با داده‌ها است. یک ملاک

برای تفسیر RMSR این است که آن را با چهار برابر معکوس ریشه دوم حجم نمونه، (یعنی خطاهای استاندارد پس مانده‌ها) مقایسه کرد (مک دونالد، ۱۹۹۷). مقدار این ملاک برای تحلیل حاضر ۰/۰۲۲ است. شاخص دیگر برای بررسی برازش مدل، شاخص خوبی برازندگی تاناکا^۱ (۱۹۹۳) است. مک دونالد (۱۹۹۷) پیشنهاد می‌کند مقدار ۰/۹۰ برای این شاخص حاکی از برازش قابل قبول و مقدار ۰/۹۵ بیانگر «برازش خوب» مدل با داده‌ها است. اگر $GFI = 1$ باشد بیانگر برازش کامل است. بنابراین، با توجه به این شاخص‌ها و با در نظر گرفتن ماتریس پس مانده‌ها، به نظر می‌آید که شواهد کافی برای رد فرضیه تک بعدی بودن آزمون ریاضی وجود ندارد.

به منظور بررسی دقیق‌تر مسئله و اطمینان از نتیجه‌گیری فوق، با اصلاح سطر دوم فایل درون‌داد برنامه NOHARM داده‌های مورد نظر براساس یک راه حل دو بعدی، یک بار دیگر مورد تحلیل قرار گرفت. پس مانده‌های راه حل دو بعدی نیز همانند پس مانده‌های راه حل تک بعدی بسیار کوچک بودند مقدار RMSR مربوط به راه حل دو بعدی ۰/۰۰۴۲ به دست آمد که در مقایسه با RMSR مربوط به راه حل تک بعدی، کاهش ناچیزی را نشان می‌دهد. علاوه بر این شاخص تاناکا که مقدار آن برابر با ۰/۹۸۹ است، در مقایسه با مقدار این شاخص در راه حل تک بعدی افزایش بسیار اندکی را نشان می‌دهد. بنابراین با اطمینان می‌توان نتیجه گرفت که آزمون مورد بحث تک بعدی است و می‌توان از مدل‌های تک بعدی IRT برای مقیاس‌پردازی آن استفاده کرد.

روش‌های دیگری نیز، به‌ویژه برای سنجش وابستگی شرطی دو به دوی سؤال‌ها تحت فرض تک بعدی بودن، پرورش یافته است. از جمله این روش‌ها می‌توان به آماره Q_3 (ین، ۱۹۸۴) و شاخص‌های وابستگی موضعی که چن^۲ و تیسن (۱۹۹۷) بیان می‌کنند اشاره کرد. این آماره‌ها از طریق مقایسه فراوانی‌های مشاهده شده و فراوانی‌های مورد انتظار براساس یک مدل IRT، محاسبه می‌شوند. برای آگاهی از نتایج حاصل از بررسی عملکرد این آماره‌ها می‌توانید به چن و تیسن (۱۹۹۷)، ین (۱۹۸۴) و زویک^۳ (۱۹۸۷) مراجعه کنید.

1. Tanaka
2. Chen
3. Zwick

روش‌ها و آماره‌هایی که تا اینجا مورد بحث قرار گرفت جزء روش‌های پارامتریک هستند که بر اصل WLI مبتنی می‌باشند. سودمندی این روش‌ها در سنجش ابعاد آزمون به مدل IRT مورد استفاده و مفروضه‌های شکل توزیع صفت (صفات) مکنون وابسته است. برقرار نبودن مفروضه‌ها یا فرمولبندی^۱ نادرست مدل، می‌تواند به نتیجه‌گیری نادرست راجع به ابعاد آزمون منجر گردد.

ب- روش‌های مبتنی بر استقلال اساسی: در طول ۲۰ سال گذشته، استوت و همکارانش فعالیت‌های زیادی را برای پرورش روش‌های غیرپارامتریک بر اساس اصل استقلال اساسی که قبلاً توضیح داده شد، انجام داده‌اند. تلاش‌های استوت و همکارانش در پرورش روش‌هایی برای شناسایی ماهیت و میزان چند بعدی بودن یک آزمون که هنوز نیز ادامه دارد، منجر به ارائه ۳ روش شده است. این روش‌ها عبارت است از:

۱- DIMTEST (استوت، ۱۹۸۷، ۱۹۹۰)؛ ۲- DETECT (کیم^۲، ۱۹۹۴)؛ ژانگ و استوت، ۱۹۹۹)؛ ۳- HCA/CCPROX (روسوس، استوت و ماردن، ۱۹۹۸).

DIMTEST که مشهورترین و پرکاربردترین این روش‌ها است یک روش آماری برای سنجش تک بعدی بودن یک مجموعه از داده‌های تستی دو ارزشی است (ناندا کومار و یو، ۱۹۹۶). این روش برای اولین بار توسط استوت (۱۹۸۷) پرورش یافت و بعدها توسط ناندا کومار و استوت (۱۹۹۳) اصلاح گردید. DIMTEST یک آزمون یا روش آماری ناپارامتریک است، زیرا آماره T استوت بر هیچ فرضی راجع به شکل توزیع توانایی زیربنایی یا نوع تابع سؤال- پاسخ متکی نیست.

در DIMTEST آزمون فرضیه صفر تک بعدی بودن اساسی داده‌ها در دو مرحله صورت می‌گیرد (ناندا کومار و آکرمن، ۲۰۰۴). در گام اول، n سؤال آزمون به دو خرده آزمون به نام آزمون ارزشیابی^۳ (AT) و آزمون گروه‌بندی^۴ (PT) تقسیم می‌شوند. خرده آزمون AT دارای m سؤال (نصف طول آزمون $m < 4 \leq$) و خرده آزمون PT دارای n-m

1. Specification
2. Kim
3. Assessment Test
4. Partitioning Test

سؤال است. خرده آزمون AT مشکل از سؤال‌هایی است که براساس قضاوت متخصص یا تحلیل عاملی ماتریس همبستگی‌های تراکوریک (فرالیچ، ۲۰۰۰؛ نانداکومار و استوت، ۱۹۹۳) تک بعدی هستند و خرده آزمون PT نیز از مابقی سؤال‌ها تشکیل می‌شود.

به خاطر روش انتخاب سؤال‌ها برای خرده آزمون AT، حتی زمانی که آزمون اصلی چند بعدی است، سؤال‌هایی که در خرده آزمون AT قرار می‌گیرند یک سازه تک بعدی را اندازه خواهند گرفت، در حالی که سؤال‌های خرده آزمون PT ماهیتاً چندبعدی خواهند بود. از طرف دیگر اگر آزمون اصلی اساساً تک بعدی باشد، در این صورت سؤال‌های هر دو خرده آزمون AT و PT یک سازه تک بعدی را اندازه‌گیری خواهند کرد.

در گام دوم، آماره T به شکل زیر محاسبه می‌شود. آزمودنی‌ها براساس نمره‌ای که در خرده آزمون PT بدست آورده‌اند به چند زیرگروه تقسیم می‌شوند. K امین زیر گروه مشکل از آزمودنی‌هایی است که نمره کل آنها در خرده آزمون PT که با X_{PT} نشان داده می‌شود، برابر با K است. برای هر زیر گروه با استفاده از نمره‌های خرده آزمون AT، دو مؤلفه واریانس، $\hat{\sigma}_k^2$ و $\hat{\sigma}_{u,k}^2$ ، محاسبه می‌شود.

$$\hat{\sigma}_k^2 = \frac{1}{J_k} \sum_{j=1}^{J_k} (Y_j^{(K)} - \bar{Y}^{(K)})^2$$

و

$$\hat{\sigma}_{u,k}^2 = \sum_{i=1}^m \hat{P}_i^{(K)} (1 - \hat{P}_i^{(K)})$$

که

$$Y_j^{(k)} = \sum_{i=1}^m U_{ij}^{(K)}$$

$$\bar{Y}^{(k)} = \frac{1}{J_k} \sum_{j=1}^{J_k} Y_j^{(K)}$$

$$\hat{P}_i^{(k)} = \frac{1}{J_k} \sum_{j=1}^{J_k} U_{ij}^{(K)}$$

در معادله‌های فوق، U_{ij}^k بیانگر پاسخ آزمودنی J از زیر گروه K به i امین سؤال خرده آزمون AT و J_k بیانگر تعداد آزمودنی‌های زیر گروه K است. البته زیر گروه‌هایی را که تعداد افراد آنها بسیار کم است باید حذف کرد و آماره T را براساس بقیه زیر گروه‌ها محاسبه نمود. به هر حال، K بیانگر تعداد زیر گروه‌هایی است که در محاسبه آماره T مورد استفاده قرار می‌گیرند.

برای هر زیر گروه K ، آماره زیر محاسبه می‌شود:

$$\hat{\sigma}_k^r - \hat{\sigma}_{u,k}^r = \tau \sum_{i \in AT} C \hat{\sigma}v(U_i, U_i | X_{PT} = K) T_{L,K} =$$

که $C \hat{\sigma}v(U_i, U_i | X_{PT} = K)$ برآوردی است از کوواریانس بین سؤال‌های u_i و u_l برای آزمودنی‌هایی که نمره آنها در خرده آزمون PT برابر با K است. آماره T_L به صورت زیر محاسبه می‌شود (L به معنای طولانی بودن آزمون است):

$$T_L = \frac{\sum_{k=1}^k T_{L,k}}{\sqrt{\sum_{k=1}^k S_k^r}}$$

S_k^r واریانس مجانبی آماره T_L است که به شکل زیر محاسبه می‌شود:

$$J_k S_k^r = \left[(\hat{\mu}_{\tau,k} - \hat{\sigma}_{\tau}^k) + \hat{\delta}_{\tau,k} / M^{\tau} + \tau \sqrt{(\hat{\mu}_{\tau,k} - \hat{\sigma}_{\tau}^k) \hat{\delta}_{\tau,k} / M^{\tau}} \right]$$

$$\hat{\mu}_{\tau,k} = \sum_{j=1}^{J_k} (Y_j^k - \bar{Y}^{(k)})^{\tau} J_k /$$

$$\hat{\sigma}_{\tau,k} = \sum_{i=1}^m \hat{P}_i^{(k)} (1 - \hat{P}_i^{(k)}) (1 - \tau \hat{P}_i^{(k)})^{\tau}$$

زمانی که حجم نمونه و تعداد سؤالها زیاد باشد آماره T_L از توزیع نرمال استاندارد تبعیت می‌کند. بنابراین اگر مقدار T_L بدست آمده از مقدار Z متناظر با صدک $(1 - \alpha) \cdot 100$ توزیع نرمال، بزرگتر باشد فرضیه صفر مثبتی بر تک بعدی بودن آزمون در سطح α رد می‌شود.

استوت (۱۹۸۷) نشان داد که آماره T_L برای آزمون‌های کوتاه (آزمون‌هایی با طول ۳۰ سؤال و کمتر) دارای تورش مثبت است؛ یعنی سطح واقعی خطای نوع اول این آماره از سطح اسمی آن بیشتر است. برای رفع این مشکل، استوت (۱۹۸۷) و فرولیچ (۲۰۰۰) راه حل‌هایی ارائه داده‌اند.

در راه حلی که استوت (۱۹۸۷) مطرح ساخت، علاوه بر خرده آزمون AT که در گام اول شکل گرفت و اینک AT_1 نامیده می‌شود، خرده آزمون دیگری با نام AT_2 تشکیل می‌شود (برای آگاهی از نحوه تشکیل AT_2 به استوت، ۱۹۸۷، مراجعه کنید). سپس آماره T_B ، T_B بیانگر اصلاح برای تورش است)، به همان صورت T_L محاسبه و آماره T استوت به شکل زیر به دست می‌آید:

$$T = \frac{T_L - T_B}{\sqrt{2}}$$

در اینجا نیز اگر مقدار T مشاهده شده از مقدار Z متناظر با صدک $(1 - \alpha)$ توزیع نرمال، بزرگتر باشد فرضیه صفر مبتنی بر تک بعدی بودن آزمون در سطح α رد می‌شود. در روشی که فرالیچ (۲۰۰۰) مطرح ساخت، تابع سؤال-پاسخ (IRF) سؤال‌های آزمون، تحت فرض تک بعدی بودن با استفاده از روش ناپارامتریک هموارسازی هسته^۱، که توسط نادارایا^۲ (۱۹۶۴) و واتسون^۳ (۱۹۶۴) ارائه گردید و رامزی^۴ (۱۹۹۱) برای اولین بار از آن در برآورد IRF استفاده کرد، برآورد می‌شود. در گام بعد، با استفاده از IRF‌های برآورد شده، پاسخ‌های آزمودنی‌ها به سؤال‌های آزمون تولید می‌شود. آنگاه با استفاده از داده‌های تولید شده و خرده آزمون‌های AT و PT اولیه، آماره دیگری با نام T_G محاسبه می‌شود، (برای جزئیات بیشتر به فرولیچ، ۲۰۰۰، مراجعه کنید). این فرایند تولید تصادفی داده‌های تک بعدی و محاسبه T_G ، N بار تکرار می‌شود، (N معادل با تعداد افراد نمونه است)، و مقدار متوسط T_G ، که به صورت \bar{T}_G نشان داده می‌شود، بدست می‌آید. در پایان، مقدار آماره T به شکل زیر محاسبه می‌شود:

-
1. Kernel-Smoothing
 2. Nadaraya
 3. Watson
 4. Ramsay

$$T = \frac{T_L - \bar{T}_G}{\sqrt{1 + 1/N}}$$

اگر مقدار T بدست آمده از مقدار Z متناظر با صدک $(1 - \alpha) \cdot 100$ توزیع نرمال، بزرگتر باشد فرضیه صفر رد می‌شود و نتیجه می‌گیریم که سؤال‌های آزمون، تک بعدی نیست. مقادیر کوچک آماره T حاکی از تأیید فرضیه صفر و تک بعدی بودن سؤال‌ها است. نتایج برخی از مطالعات نشان می‌دهد که DIMTEST یک روش معتبر برای سنجش تک بعدی بودن است. این روش همچنین در شناسایی و کشف چند بعدی بودن سؤال‌ها در مقایسه با سایر روش‌ها از توان آماری فوق العاده‌ای برخوردار است. (هتی و همکاران، ۱۹۹۶؛ نانداکومار، ۱۹۹۳، ۱۹۹۴؛ نانداکومار و استوت، ۱۹۹۳). هتی و همکاران (۱۹۹۶) بررسی جامعی در خصوص عملکرد DIMTEST انجام داده‌اند.

با توجه به اینکه DIMTEST پرکاربردترین روش برای سنجش تک بعدی بودن داده‌ها است (ین و فیتزپاتریک، ۲۰۰۶) و به منظور آشنایی خوانندگان با چگونگی کاربرد این برنامه و تفسیر خروجی حاصل از آن، داده‌های مثال قبل با استفاده از DIMTEST مورد تحلیل قرار گرفت. برای این منظور، ابتدا ماتریس همبستگی‌های تراکوریک سؤال‌ها با استفاده از برنامه FACTOR (لورنزو-سوا، و فراندو^۱، ۲۰۰۵) مورد تحلیل عاملی اکتشافی قرار گرفت. برای استخراج عامل‌ها از روش کمترین مجذورات بدون وزن^۲ (ULS) و برای تعیین تعداد عامل‌های قابل استخراج از روش تحلیل موازی (PA)^۳ تامپسون^۴، (۲۰۰۴) استفاده گردید. ماتریس ساختار عاملی با استفاده از روش Direct Oblimin (کلاین^۵، ۱۹۹۴) چرخش داده شد. براساس ماتریس عاملی چرخش یافته، تعداد ۱۱ سؤال که روی عامل اول، بار بالا و روی عامل‌های دیگر بار ناچیز داشتند به‌عنوان خرده آزمون AT مشخص شدند. پس از مشخص شدن سؤال‌های خرده آزمون AT، داده‌ها با استفاده از برنامه DIMTEST تحلیل گردید. خروجی حاصل از این برنامه در جدول ۳

-
1. Lorenzo-Seva & Ferrando
 2. Unweighted Least Squares
 3. Parallel Analysis
 4. Thompson
 5. Kline

ارائه شده است. مقدار مشاهده شده آماره T برابر با $1/90$ است که از مقدار بحرانی Z در سطح $\alpha = 0/05$ ، $(1/64)$ ، بالاتر بوده و در سطح $\alpha = 0/028$ به لحاظ آماری معنادار است.

جدول ۳. خروجی برنامه DIMTEST

DIMTEST SUMMARY OUTPUT

Original Data Set: D:\ Math..dat
 Number of Items Used: 30
 Number of Examinees Used to
 Calculate DIMTEST Statistic: 2000
 Minimum Cell Size for
 Calculating DIMTEST Statistic: 2
 Number of Examinees After
 Deleting Sparse Cells: 1936
 Proportion of Examinees Used to
 Calculate DIMTEST Statistic: 0.9680
 Number of Simulations Used
 to Calculate TGbar: 100
 Randomization Seed: 99991
 Estimate of Examinee
 Guessing on Test: 0.0000

AT List PT List

2 1 4 5 6 7 12
 3 14 15 16 17 18 19
 8 20 22 25 26 27 28
 9 29
 10
 11
 13
 21
 23
 24
 30

 TL=sum(TL,k)/sqrt(sum(S2,k)) {using original data}
 TG=sum(TL,k)/sqrt(sum(S2,k)) {using simulated data}
 TGbar = mean of ** TGs
 T=(TL-TGbar)/sqrt(1+1/**)

DIMTEST STATISTIC

 TL TGbar T p-value

 6.9285 5.0143 1.9047 0.0284

اگرچه این یافته با نتیجه حاصل از برنامه NOHARM همخوانی ندارد لکن، اولاً مقدار مشاهده شده T تفاوت زیادی با مقدار بحرانی ندارد و ثانیاً تحلیلی که با استفاده از برنامه DETECT (کیم، ۱۹۹۴؛ استوت و همکاران ۱۹۹۶) صورت گرفت نشان داد که میزان چندبعدی بودن داده‌ها ضعیف است. مقدار مشاهده شده آماره DETECT برابر با ۰/۲۱ است که براساس نظر روسوس و اُزبک (۲۰۰۶) بیانگر چندبعدی بودن ضعیف تا متوسط است. بنابراین با عنایت به این مطلب و با در نظر گرفتن اصل ایجاز، می‌توان ادعا کرد که آزمون مورد بحث اساساً تک بعدی است و کاربرد مدل‌های تک بعدی IRT برای مقیاس پردازی این سؤال‌ها مجاز است.

در مواردی که مفروضه تک بعدی بودن اساسی، برقرار نباشد بایستی یا از نظریه بسته بندی سؤال^۱ و یا از مدل‌های چندبعدی جبرانی استفاده کرد و یا آزمون را به چند خرده آزمون که اساساً تک بعدی هستند تقسیم کرد (نانداکومار، ۱۹۹۱، ص ۱۱۲).

روش‌های ناپارامتریک دیگری نیز برای بررسی مفروضه تک بعدی بودن ارائه شده است. از جمله این روش‌ها می‌توان به روش هالند و روزنبام (۱۹۸۶)، که به روش H&R معروف است، اشاره کرد. هالند و روزنبام^۲ (۱۹۸۶) برای سنجش استقلال شرطی میان جفت سؤال‌ها رویکردی را ارائه می‌دهند که بر مدل‌های IRT مبتنی نیست. روش آنها بر کارهالند (۱۹۸۸) و روزنبام (۱۹۸۴) استوار است. رابطه شرطی هر جفت سؤال با استفاده از آماره منتل-هانسزل (۱۹۵۹) مورد آزمون قرار می‌گیرد. در خصوص کارآیی این روش، تحقیقات بسیار کمی صورت گرفته است. برای آشنایی با این روش به ایپ^۳ (۲۰۰۱) مراجعه کنید.

تحلیل مقیاس ماکن^۴ (MSA؛ ماکن، ۱۹۷۱؛ ۱۹۹۷؛ مولنار، و سی جتسما^۵، ۲۰۰۰؛ همچنین به همکر^۶، سی جتسما و مولنار، ۱۹۹۵؛ سی جتسما، ۱۹۹۸، نگاه کنید) که از طریق

-
1. Theory of Testlet
 2. Holland & Rosebaum
 3. IP
 4. Mokken Scale Analysis
 5. Molenaar & Sijtsma
 6. Hemker

طریق برنامه MSP (مولنار، و سی جتسما، ۲۰۰۰) قابل اجرا است، روش ناپارامتریک دیگری است که برای بررسی مفروضه ابعاد مورد استفاده قرار می‌گیرد.

بحث و نتیجه‌گیری

به‌خاطر گسترش روز افزون کاربرد مدل‌های IRT در سنجش‌های روانی-تربیتی، استفاده نادرست از این مدل‌ها می‌تواند به خطاهای آماری منجر گردد و در نتیجه در سنجش تفاوت‌های فردی و دستیابی به اهداف آموزشی متنوع، خطاهای جدی به‌وجود آورد (نانداکومار، ۱۹۹۴). یکی از مفروضه‌های اصلی مدل‌های رایج و پرکاربرد IRT تک بعدی بودن داده‌ها است. به عبارت دیگر در این مدل‌ها فرض بر این است که برای تبیین واریانس مشترک میان سؤال‌ها صرفاً یک صفت مکنون کافی است (امبرتسون و ریس، ۲۰۰۰).

دیگر مفروضه مهم این مدل‌ها که در راستای مفروضه ابعاد مطرح می‌شود، مفروضه استقلال موضعی است. استقلال موضعی به این معنا است که با کنترل سطح توانایی آزمودنی‌ها، سؤال‌ها مستقل از یکدیگر بوده و همبستگی ندارند. به بیان دیگر، این مفروضه به آن معنا است که احتمال پاسخ درست به یک سؤال، صرفاً به سطح توانایی آزمودنی بستگی دارد و نه عوامل دیگر (همبلتون، سوامیناتان و راجرز، ۱۹۸۵؛ همبلتون، ۱۹۸۹).

برای سنجش ابعاد داده‌های تستی روش‌های آماری زیادی ارائه شده است که اکثر آنها یا ارتباطی به بحث ابعاد ندارند و یا ناکارآمد هستند (امبرتسون و ریس، ۲۰۰۰؛ هتی، ۱۹۸۴، ۱۹۸۵). هتی (۱۹۸۴) بیان می‌دارد که بسیاری از روش‌های مورد استفاده در ارزیابی ابعاد داده‌های تستی، دارای مشکلات زیر هستند.

۱- توزیع نمونه‌گیری آنها نامعلوم است؛ ۲- عملکرد آنها در شرایط مختلف نامشخص است؛ ۳- فاقد منطق و زیربنای نظری هستند؛ ۴- نمی‌توانند به روشنی بین داده‌های تک بعدی و دو بعدی تمایز قائل شوند.

یافته‌های حاصل از پژوهش‌ها نشان می‌دهد که NOHARM، TESTFACT، H&R، DETECT، DIMTEST و MSP روش‌های مناسب و خوش آتیه‌ای برای سنجش ابعاد آزمون‌ها هستند (هتی، ۱۹۸۴، ۱۹۸۵؛ استوت، ۱۹۸۷؛ نانداکومار، ۱۹۹۶، ۱۹۹۴؛ وان

آبسود^۱ و همکاران، ۲۰۰۴؛ وان شور^۲، ۲۰۰۳؛ ویس میجر^۳ و همکاران، ۲۰۰۸). البته تحقیق در زمینه این روش‌ها هنوز ادامه دارد.

در این مقاله، ضمن مرور ادبیات مربوط به مفروضه ابعاد در مدل‌های دو ارزشی IRT و معرفی برخی از روش‌های سنجش تک بعدی بودن، دو روش NOHARM و DIMTEST در مورد یک مجموعه از داده‌های تستی بکار رفت و هر دو روش نتیجه مشابهی بدست دادند.

به‌عنوان نکته پایانی باید گفت که ما نیز هماهنگ و همسو با امبرتسون و ریس (۲۰۰۰) معتقدیم زمان آن فرا رسیده است که پژوهشگران از کاربرد شاخص‌های اکتشافی مانند «درصد واریانس تبیین شده توسط عامل اول» یا «نسبت ارزش ویژه عامل اول به عامل دوم» به‌عنوان شاخصی برای تک بعدی بودن اجتناب کنند و به استفاده از روش‌های جدید مانند H&R، DETECT، DIMTEST، TESTFACT، NOHARM و MSP رو بیاورند.

منابع

- Ackerman, T. A. (1989). Unidimensional IRT calibration of compensatory and noncompensatory multidimensional items. *Applied Psychological Measurement*, 12(2), 112-127.
- Bartholomew, D. J. (1980). Factor analysis for categorical data. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 42, 293-321.
- Bock, R. D., Gibbons, R., & Muraki, E. (1988). Full-information factor analysis. *Applied Psychological Measurement*, 26(4), 261-280.
- Chen, W. H., & Thissen, D. (1997). Local dependence indexes for item pairs using item response theory. *Journal of Educational and Behavioral Statistics*, 22(3), 265-289.
- Cortina, J. M. (1993). What is coefficient alpha? An examination of theory and applications. *Journal of Applied Psychology*, 78, 98-104.
- De Ayala, R. J., & Hertzog, M. A. (1989). A comparison of methods for assessing dimensionality for use in item response theory. Paper presented at the annual meeting of the National Council on the Measurement in Education, San Francisco.

-
1. Van Abswoude
 2. Van Schuur
 3. Wismeijer

- De Champlain, A. F., & Gessaroli, M. F.(1998). Assessing the dimensionality of item response matrices with small sample size and short test lengths. *Applied Measurement in Education, 11*, 231-253.
- Embretson, S. E., & Reise, S. P.(2000). *Item Response Theory for Psychologists*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Ferguson, G. A.(1941). The factorial interpretation of test difficulty. *Psychometrika, 6*, 323-329.
- Finch, H., & Habing, B.(2005). Comparison of NOHARM and DETECT in item cluster recovery: Counting dimensions and allocating items. *Journal of Educational Measurement, 42*(2), 149-170.
- Fraser, C.(1988). NOHARM: An IBM PC computer program for fitting both unidimensional and multidimensional normal ogive models of latent trait theory [computer software]. Armidale, Australia: The University of New England.
- Freeman, F. S.(1962). *Theory and Practice of Psychological Testing (3rd ed.)*. New York: Henry Holt.
- Froelich, A. G.(2000). *Assessing Unidimensionality of Test Items and Some Asymptotics of Parametric Item Response Theory*. Unpublished doctoral dissertation. University of Illinois, Urbana-Champaign.
- Gage, N. L., & Darmin, D. E.(1950). Reliability, homogeneity, and number of choices. *Journal of Educational Psychology, 41*, 385-404.
- Gessaroli, M. E., & De Champlain, A. F.(1996). Using an approximate chi-square statistic to test the number of dimensions underlying the responses to a set of items. *Journal of Educational Measurement, 33*(2), 157-179.
- Gessaroli, M. E., & De Champlain, A. F.(2005). Assessment of test dimensionality. In
- Goldstein, H.(1980). Dimensionality, bias, independence and measurement scale problems in latent trait test score models. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 33*, 234-246.
- Goldstein, H., & Wood, R.(1989). Five decades of item response theory. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 42*, 139-167.
- Green, S. B., Lissitz, R. W. & Mulaik, S. A.(1977). Limitations of coefficient alpha as an index of test unidimensionality. *Educational and Psychological Measurement, 37*, 827-838.
- Guilford, J. P.(1965). *Fundamental Statistics in Psychology and Education(4th ed.)*. New York: McGraw-Hill
- Hambleton, R. K.(1989). Principles and selected applications of item response theory. In R. L. Linn(Ed.), *Educational Measurement (3rd ed., pp. 147-200)*. New York: Macmillan.
- Hambleton, R. K. & Rovinelli, R. J.(1986). Assessing the dimensionality of a set of test items. *Applied Psychological Measurement, 10*(3), 287-302.
- Hambleton, R. K. & Swaminathan, H.(1985). *Item Response Theory: Principles and Applications*. Boston: Kluwer-Nijhoff Publishing.
- Hambleton, R. K. & bTraub, R. E.(1973). Analysis of empirical data using two logistic latent trait models. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology, 24*, 273-281.
- Hattie, J.(1984). An empirical study of various indices for determining unidimensionality. *Multivariate Behavioral research, 19*, 49-78.

- Hattie, J.(1985). Methodology review: Assessing unidimensionality if tests and items. *Applied Psychological Measurement*, 9, 139-164.
- Hattir, J., Krakowski, K., Rogers, H. J. & Swaminathan, H.(1996). An assessment of Stout's index of essential dimensionality. *Applied Psychological Measurement*, 20, 1-14.
- Hemker, B. T., Sijtsma, K. & Molenaar, I. W.(1995). Selection of unidimensional scales from a multidimensional item bank in the polytomous Mokken IRT model. *Applied Psychological Measurement*, 19, 337-352.
- Holland, P.W.(1981). When are item response models consistent with observed data? *Psychometrika*, 46, 79-92.
- Holland, P. W. & Rosenbaum, P. R.(1986).Conditional association and unidimensionality in monotone latent variable models. *The Annals of Statistics*, 14, 1523-1543.
- Horst, J. L.(1953). Correcting the Kuder-Richardson reliability for dispersion of item difficulties. *Psychological Bulletin*, 50, 371-374.
- Ip, E. H.(2001). Testing for local dependency in dichotomous and polytomous item response models. *Psychometrika*, 66, 109-132.
- Kelderman, H. & Rijkes, C. P.(1994). Loglinear multidimensional IRT models for polytomous scored items. *Psychometrika*, 59(2), 149-176.
- Kim, H. R.(1994). New techniques for the dimensionality assessment of standardized test data. Unpublished doctoral dissertation, University of Illinois at Urbana-Champaign.
- Kline, P.(1994). *An Eeazy Guide to Factor Analysis*.
- Knol, D. L. & Berger, P. F.(1991). Empirical comparison between factor analysis and multidimensional item response models. *Multivariate Behavioral Research*, 26, 457-477.
- Lord, F. M. & Novick, M. R.(1968). *Statistical Theories of Mmental Test Scores*. Reading MA: Addison-Wesley.
- Lorenzo-Seva, U. & Ferrando, P.J.(2005). FACTOR: A computer program to fit the exploratory factor analysis models. *Behavior Research Methods*, 38, 88-91.
- Mantel, N. & Haenszel, W.(1959). Statistical aspects of the retrospective study of disease. *Journal of the National Cancer Institute*, 22, 719-748.
- McDonald, R. P.(1967). Nonlinear factor analysis. *Psychometric Monographs* (No. 15).
- McDonald, R. P.(1979). The structural analysis of multivariate data: a sketch of general theory. *Multivariate Behavioral Research*, 14, 21-38.
- McDonald, R. P.(1981). The dimensionality of tests and items. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 34, 100-117.
- McDonald, R. P.(1982). Linear versus nonlinear models in item response theory. *Applied Psychological Measurement*, 6, 379-396.
- McDonald, R. P.(1997). Normal-ogive multidimensional model. In W. J. van der Linden & R. K. Hambleto(Ed.), *Handbook of Modern Item Response Theory*(pp. 258-269). New York: Springer Verlag.
- McLeod, L. D., Swygert, K. A. & Thissen, D.(2001). Factor analysis for items scored in two categories. In D. Thissen & H. Wainer.(Ed.), *Test Scoring*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Mislevy, R. J.(1986). Recent developments in the factor analysis of categorical variables. *Journal of Educational Statistics*, 11, 3-31.

- McNemar, Q.(1946). Opinion-attitude methodology. *Psychological Bulletin*, 43, 289-374.
- Mokken, R. J.(1971). A theory and procedure of scale analysis with applications in political research. Berlin, Germany: de Gruyter.
- Mokken, R. J.(1997). Nonparametric models for dichotomous response. In W. J. van der Linden & R. K. Hambleton(Eds.), *Handbook of Modern Item Response Theory* (pp. 351-367). New York: Springer-Verlag.
- Molenaar, I. W. & Sijtsma, K.(2000). *User's Manual MSP5 for Windows*. Groningen, The Netherland: iecProGAMMA.
- Nadaraya, E. A.(1964). On estimating regression. *Theory of Probability and its Applications*, 10, 186-190.
- Nandakumar, R.(1991). Traditional dimensionality versus essential dimensionality. *Journal of Educational Measurement*, 28(2), 99-117.
- Nandakumar, R.(1994). Assessing dimensionality of a set of item responses- Comparison of different approaches. *Journal of Educational Measurement*, 31(1), 41-68.
- Nandakumar, R. & Ackerman, T.(2004). Test modeling. In D. Kaplan(ed.), *The Sage Handbook of Quantitative Methodology for The Social Sciences*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Nandakumar, R. & Stout, W.(1993). Refinements of Stout's procedure for assessing latent trait unidimensionality. *Journal of Educational Statistics*, 18(1), 41-68.
- Panter, A. T., Swygert, K. A. & Dahlstrom, W. G.(1997). Factor analytic approaches to personality item-level data. *Journal of Personality Assessment*, 68(3), 561-589.
- Ramsay, J. O.(1991). Kernel smoothing approaches to nonparametric item characteristic curve estimation, *Psychometrika*, 56, 611-630.
- Reckase, M. D. (1979). Unifactor latent trait models applied to multifactor tests: Results and implications. *Journal of Educational Statistics*, 4, 207-230.
- Reckase, M. D.(1997). The past and future of multidimensional item response theory. *Applied Psychological Measurement*, 21, 25-36.
- Rosenbaum, P. R.(1984). Testing the conditional independence and monotonicity assumption of item response theory. *Psychometrika*, 49(3), 425-435.
- Roussos, L. A., & Ozbeck, O. Y.(2006). Formulation of DETECT population parameter and evaluation of DETECT estimator bias. *Journal of Educational Measurement*, 43(3), 215-243.
- Roussos, L. A., Stout, W. F. & Marden, J. I.(1998). Using new proximity measures with hierarchical cluster analysis to detect multidimensionality. *Journal of Educational Measurement*, 35(1), 1-30.
- Schmitt, N.(1995). Uses and abuses of coefficient alpha. *Psychological Assessment*, 8(4), 350-353.
- Sijtsma, K. (1998). Methodology review: Nonparametric IRT approaches to the analysis of dichotomous item scores. *Applied Psychological Measurement*, 22(1), 3-31.
- Stout, W.(1987). A nonparametric approach for assessing latent trait unidimensionality. *Psychometrika*, 52(4), 589-617.
- Stout, W. (1990). A new item response theory modeling approach with applications to unidimensionality assessment and ability estimation. *Psychometrika*, 55(2), 293-325.

- Tanaks, J. S.(1993). Multifaceted conceptions of fit in structural equation models. In K. A. Bollen & J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models*. Newbury Park, CA: Sage
- Thompson, B.(2004). *Exploratory And Confirmatory Factor Analysis: Understanding Concepts And Applications*. Washington, DC: American Psychological association.
- Yen, W. M.(1984). Effects of local item dependence on the fit and equating performance of the three-parameter logistic model. *Applied Psychological Measurement*, 8(2), 125-145.
- Yen, W. M. & Fitzpatrick, A. P.(2006). Item reponse theory. In R. L. Brennan(Ed.), *Educational Measurement* (4th ed.). Westport, CT: Greenwood.
- Van Abswoude, A. A. H., Van der Ark, L. A. & Sijtsma, K.(2004). A comparative study of test data dimensionality assessment procedures under nonparametric IRT models. *Applied Psychological Measurement*, 28(1), 3-24.
- Van Schuur, W. H. (2003). Mokken scale analysis: Between the Guttman scale and parametric item response theory. *Political Analysis*, 11, 139-163.
- Wismeijer, A. A. J., Sijtsma, K., Van Assen, M. A. L. M. & Vingerhoets, A. J. J. M. (2008). A comparative study of the dimensionality of the self-concealment scale using principal component analysis and Mokken scale analysis. *Journal of Personality Assessment*, 90(4), 323-334.
- Wilson, D. T., Wood, R. & Gibbons, R. (1991). *TESTFACT computer manual*. Chicago Scientific Software.
- Zhang, J. & Stout, W. F. (1999). The theoretical DETECT index of dimensionality and its application to approximate simple structure. *Psychometrika*, 64, 213-249.
- Zwick, R. (1987). Assessing the dimensionality of NAEP reading data. *Journal of Educational Measurement*, 24, 293-308.

بررسی پایایی و روایی پرسشنامه ارزیابی نوآوری سازمانی امید و همکاران (۲۰۰۲)

دکتر مصطفی نیکنامی^۱

دکتر علی تقی پورظهیر^۲

محمد غفاری مجلج^۳

تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۲/۱۵

تاریخ وصول: ۸۹/۸/۲

چکیده

هدف اصلی این پژوهش، بررسی پایایی و روایی پرسشنامه نوآوری سازمانی امید و همکاران (۲۰۰۲)، در بین مدیران مدارس ابتدایی، راهنمایی و دبیرستان در شهر تهران می‌باشد. تعداد ۳۰۸ نفر از مدیران مدارس مقاطع سه‌گانه ابتدایی، راهنمایی و دبیرستان در شهر تهران، به شیوه نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌ای با رعایت نسبتها چندمرحله‌ای انتخاب شدند. در مجموع، یافته‌های پژوهش حاضر نشانگر پایایی و روایی مناسب پرسشنامه نوآوری سازمانی امید و همکاران (۲۰۰۲)، می‌باشند. همسانی درونی (آلفای کرونباخ) پرسشنامه کامل، ۰/۸۳ به دست آمده است که در واقع میزان قابل قبولی می‌باشد. این میزان آلفا، نشانگر پایایی نسبتاً خوب این پرسشنامه می‌باشد. نتایج همبستگی بین مقیاس‌های پرسشنامه نوآوری سازمانی امید و همکاران (۲۰۰۲)، و همین‌طور با پرسشنامه کامل، نشان دهنده هم‌گرایی این پرسشنامه در سنجش پدیده‌ای واحد می‌باشد. همبستگی مثبت مقیاس‌های پرسشنامه نوآوری سازمانی امید و همکاران (۲۰۰۲)، با یکدیگر، نشان دهنده روایی هم‌گرای مطلوب پرسشنامه نوآوری سازمانی امید و همکاران می‌باشد. از این رو

۱- عضو هیئت علمی دانشگاه علامه طباطبایی

۲- عضو هیئت علمی دانشگاه علامه طباطبایی

۳- دانشجوی دکتری مدیریت آموزشی، دانشگاه آزاد واحد علوم تحقیقات

براساس یافته‌های یادشده، پرسشنامه نوآوری سازمانی امید و همکاران (۲۰۰۲)، در فرهنگ ایرانی قابلیت اجرا را دارد.

واژگان کلیدی: پرسشنامه نوآوری سازمانی امید و همکاران (۲۰۰۲)، پایایی، روایی، مدیران.

مقدمه

با وجود اینکه بسیاری از پژوهشگران (برای مثال جیجسل^۱ و همکاران، ۲۰۰۳؛ رانکو^۲، ۲۰۰۴؛ فورست بو^۳ و همکاران، ۲۰۰۷) بر محیط رقابتی در سازمانهای امروزی تأکید دارند و معتقدند که هر سازمانی به تغییرات ریشه‌ای و نوآوری در عرصه مدیریت نیاز دارد ولی ابزارهای قوی و قابل قبولی برای ارزیابی میزان نوآوری در سازمانها در کشورمان وجود ندارد (نسیمی، ۱۳۸۷). ارزیابی نوآوری در نظام مدیریت آموزشگاهی کشور اصلی جدایی ناپذیر در مدیریت هر نظام پویاست ارزشیابی و آگاهی از میزان نوآوری اثربخشی مدرسه، کارکنان و سازمان را افزایش می‌دهد و از بی‌نظمی و از هم پاشیدگی آن جلوگیری می‌کند. ارزشیابی از میزان خلاقیت و نوآوری باید جزء اصلی و اساسی هر مدیریتی باشد (نصر اصفهانی و همکاران، ۱۳۸۰). نیروی رقابتی جهانی، سازمانهای امروزی را مجبور کرده که برای بقای خود نوآوری و خلاقیت داشته باشند که در این میان نقش مدیران بسیار پررنگ و مهم خواهد بود به طوری که آنها با شجاعت و جسارت خاصی سعی در ایجاد تغییرات بنیادی در درون سازمان دارند (جیجسل و همکاران، ۲۰۰۳) نوآوری به عنوان یک مسئله مهم برای افراد، مؤسسات و به طور کلی برای همه جوامع به دلیل ارتباط آن با انعطاف‌پذیری و تولید بسیار مهم و اساسی است (رانکو، ۲۰۰۴). نوآوری عبارت است از تغییری معنی‌دار که برای بهبود خدمات و فرایندهای سازمانی و ایجاد ارزش‌های جدید برای ذی‌نفعان سازمانها صورت می‌گیرد و برای دستیابی به ابعاد جدید عملکرد بر رهبری سازمان تمرکز دارد (فورست بو و همکاران، ۲۰۰۷).

1. Geijsel
2. Runco
3. Furst Bowe

کر و گاگلیاردی^۱ (۲۰۰۳)، معتقدند که مهم‌ترین عامل در رشد و پیشرفت بشر در تمام زمینه‌ها نوآوری و خلاقیت است به همین دلیل نوآوری عامل مهمی در بقای سازمان‌ها در محیط پر رقابت کنونی است. در آموزش و پرورش، مدیریت مدرسه را مهم‌ترین عامل تغییر و نوآوری در امر آموزش و پرورش می‌دانند؛ زیرا امر تدریس و یادگیری که محور تمامی فعالیت‌های آموزش و پرورش است، به طور عمده در مدرسه صورت می‌گیرد (لانگمن^۲، ۱۹۸۵). زیرا ما در شرایطی هستیم که سیاستگذاران و رهبران آموزشی دغدغه اطمینان از برآورده شدن اهداف تعلیم و تربیت را دارند و این اطمینان زمانی میسر است که مدیران کارآمد و نوآوری داشته باشیم (جنیفر، ۱۳۸۳). نوآوری عبارت است از تغییری معنی‌دار که برای بهبود خدمات و فرایندهای سازمانی و ایجاد ارزش‌های جدید برای ذی‌نفعان سازمانها صورت می‌گیرد و برای دستیابی به ابعاد جدید عملکرد بر رهنبری سازمان تمرکز دارد (فورست بو^۳ و همکاران، ۲۰۰۷). اکثر تحقیقات انجام شده در زمینه تغییر و نوآوری و اثربخشی مدرسه نشان می‌دهد که مدیران مدارس می‌توانند نقشی مهم در ایجاد تغییر در آموزش و پرورش داشته باشند (بنست^۴، ۱۹۹۲).

سیر تکامل موضوع نوآوری را می‌توان در پنج موج خلاصه نمود که در زیر به آنها اشاره شده است (نسیمی، ۱۳۸۷):

۱. موج اول، دیدگاه شومپیتر^۵: نوآوری را معرفی یک ترکیب جدید از عوامل تولید و حالت‌های مختلف یک نظام به عبارتی یافتن یک تابع تولید جدید می‌داند عوامل این نظام شناخت یک محصول جدید، یافتن یک فرآیند تولیدی جدید، دستیابی به بازار جدید، به کارگیری منابع جدید و نهایتاً طراحی یک سازمان جدید می‌باشد.

۲. موج دوم، نوآوری تکنولوژیکی: نوآوری تکنولوژیکی بین سالهای ۱۹۵۰ تا ۱۹۶۰ مطرح شده است و دانشمندان و متفکرین مختلفی در این زمینه اظهار نظر نموده که به دو موضوع تولید و فرآیند نوآورانه توجه بیشتری داشته‌اند. در این مرحله ابداع و اختراع به

1. Kerr & Gagliardi
2. Longman
3. Furst Bowe
4. Bennet
5. Schumpeter

مرحله تجاری سازی منجر شده و تأثیر بسزایی در رشد اقتصادی کشورها داشته است پس از این مرحله به نوآوری سیستماتیک و فرآیند گرای توجه بیشتری شده است به گونه‌ای که دیوید و نورث^۱ در سال ۱۹۷۶ ادعا می‌کنند که تغییرات سیستماتیک و رشد اقتصادی آمریکا از این مرحله شروع می‌شود.

۳. موج سوم، نوآوری صنعتی: نگرش نوآوری صنعتی توسط فریمن بین سال‌های ۱۹۷۰ تا ۱۹۸۰ مطرح گردیده مشخصات این نگرش انجام تحقیقات پایه، اختراع، توسعه و نوآوری است. فریمن از جمله ویژگی‌های نوآوری در این دوره را فرآیند بودن آن اعلام می‌دارد که این موضوع به دلیل امکانات تولید بهتر در دوران صنعتی فرصت‌های بیشتری برای خلق ایده‌های جدید و نیازهای فزاینده جوامع بشری ایجاد می‌نماید.

۴. موج چهارم، نظام نوآوری: در سال‌های ۱۹۸۷ تا ۱۹۹۷ بر نظام‌های نوآوری تأکید بیشتری شده است به گونه‌ای که فریمن نظام نوآوری را شبکه سازمان‌ها برای تحقق تکنولوژی معرفی می‌نماید.

۵. موج پنجم، نوآوری علمی ۱۹۹۳: نوآوری علمی عبارت است از ایجاد، ارزیابی، مبادله و کاربرد ایده‌های جدید به منظور برتری یافتن بنگاه‌های اقتصادی در بازار کالا و خدمات که منجر به شکوفایی اقتصادی ملی و توسعه اجتماعی می‌شود.

نوآوری در پنج سطح به ترتیب زیر توصیف می‌شود (دهکردی، ۱۳۸۷): نوآوری سطح یک: نوآوری‌های هستند که تنها با ارایه راه حل‌های واضحی که از بین چند انتخاب گزینه شده‌اند به وجود آمده‌اند. معمولاً در این سطح نوآوری یک ویژگی خاص از سیستم اصلاح یا تقویت می‌شود در نوآوری سطح یک هیچ تناقضی تعریف یا حل نمی‌شود. نوآوری سطح دو: این سطح از نوآوری معرف بهبودهای کوچک در سیستم همزمان با کاهش تناقض ذاتی موجود در سیستم می‌باشد راه حل‌های این سطح با صدها آزمون و خطا حاصل می‌شود برای رسیدن به آن داشتن اطلاعات لازم در یک زمینه فناوری کفایت می‌کند. نوآوری سطح سه: در این سطح از نوآوری تناقض موجود در سیستم با معرفی چند عنصر کاملاً جدید حل می‌شود و معمولاً از فناوری‌های وابسته به صنایع دیگر استفاده

1. David & North

می‌شود. چنین راه‌حل‌های در صنعت مورد نظر جهش ایجاد می‌کند در حقیقت این نوع نوآوری از جای خارج از محدوده ایده‌ها و قواعد پذیرفته شده در یک صفت خاص کشف می‌شود. نوآوری سطح چهار: در این سطح از نوآوری مسائل از حوزه فناوری و علم کشف می‌شوند. راه‌حل‌ها به کلی خارج از الگوهای معمول در آن فناوری هستند و برای رسیدن به آنها اصول کاملاً متفاوتی به کار گرفته می‌شوند. نوآوری سطح پنج: این سطح از نوآوری به خارج از محدوده دانش زمان خود تعلق دارد. برای دستیابی به این سطح از راه‌حل‌ها به ده‌ها هزار ایده نیاز می‌باشد این راه‌حل‌ها وقتی به وجود می‌آید پدیده‌ای جهت کشف و برای حل مشکل به کار گرفته شود. نوآوری به طرق گوناگون تقسیم شده است برخی آن را به سه دسته تقسیم می‌کنند (سلطانی تیرانی، ۱۳۷۸): نوآوری‌های مستمر که تغییراتی مختصری در رفتار یا محصول را در بر می‌گیرد. نوآوری‌های مستمر پویا که تغییر اساسی در رفتار مصرف‌کننده همراه با تغییرات مختصری در محصول را در بر می‌گیرد. نوآوری‌های غیرمستمر که تغییر اساسی در رفتار مصرف‌کننده و محصول را به همراه دارد.

اگر چه فرایند ارزیابی نوآوری ممکن است همیشه درست و صحیح انجام نگیرد، با این حال تهیه و استانداردسازی آزمون‌های مختلف اولین و مهم‌ترین گام در ایجاد و گسترش نوآوری در سازمانها می‌باشد (فورست بو و همکاران، ۲۰۰۷) زیرا یکی از مشکلات سازمانی ما عدم خلاقیت و نوآوری آنها می‌باشد (بیات، ۱۳۷۵). طبق تحقیقات به عمل آمده، مدیریت مدارس از جمله مکان‌هایی هستند که در آنها نیاز اساسی نوآوری وجود دارد (بیات (۱۳۷۵)؛ حمیدی زاده و حاجی کریمی (۱۳۸۳)؛ تبریزی و همکاران (۱۳۸۴)؛ حقیقی (۱۳۸۶)؛ رضایی (۱۳۸۷)؛ فتحیان (۱۳۸۴)؛ امانی (۱۳۸۷)؛ محمدی (۱۳۸۵)؛ کریستین و همکاران (۱۹۸۷)؛ ری (۱۹۹۹)؛ وال (۲۰۰۵)؛ مک لان (۲۰۰۶)؛ جووانا (۲۰۰۶)؛ آشیم (۲۰۰۶)؛ هیند (۲۰۰۸)؛ مارتین (۲۰۰۹)؛ سونه کیم (۲۰۰۹)؛ جورج (۲۰۰۹) بهتر است از ابزارها و پرسشنامه‌های دقیق تری برای سنجش میزان نوآوری استفاده کنیم.

پرسشنامه نوآوری سازمانی^۱ امید، بلی^۲، سون و تاسانیت^۳ (۲۰۰۲) با مؤلفه‌های نوآوری محیطی^۴ (IE)، نوآوری رهبری^۵ (IL)، نوآوری فردی^۶ (IP)، نوآوری محیط-بازخورد^۷ (FE)، نوآوری فرد-بازخورد^۸ (FP)، یکی از ابزارهای سنجش نوآوری است که امروزه در بسیاری از محیط‌های مدیریتی از آن به صورت گسترده استفاده می‌شود (هس و آدامز^۹، ۲۰۰۷). پرسشنامه نوآوری سازمانی امید و همکاران (۲۰۰۲) دارای ۲۲ سؤال است که پنج بعد اساسی نوآوری محیطی (۵ سؤال)، نوآوری رهبری (۳ سؤال)، نوآوری فردی (۶ سؤال)، محیط-بازخورد (۶ سؤال) و فرد-بازخورد (۴ سؤال) را می‌سنجد. این پرسشنامه برای این منظور طراحی شده تا بتواند میزان نوآوری سازمانی بخصوص در سطح مدیریت را بررسی و مشخص کند (مارتین^{۱۰}؛ سونه‌کیم^{۱۱}؛ جورج (۲۰۰۹)).

مؤلفه نوآوری محیطی میزان شریطی که محیط مدرسه برای ایجاد نوآوری در اختیار مدیر قرار می‌دهد، را اندازه‌گیری می‌کند. و در واقع شرایط محیطی مؤثر بر نوآوری از طرف محیط مدرسه را نشان می‌دهد (برای مثال اهمیت به حل کارها از راههای غیر معمول و ...). مؤلفه نوآوری رهبری بر دیدگاه‌های مدیران سطح بالاتر سازمانی که باعث ایجاد و گسترش نوآوری در مدارس می‌شود تأکید دارد. در واقع این مؤلفه با سه سؤال سعی در سنجش میزان شریطی که از طرف مدیران سازمانی جهت ایجاد نوآوری لازم است، دارد. در مؤلفه نوآوری فردی میزان نوآوری و خلاقیت خود فرد مدیر که در زمینه حل مشکلات مدرسه به کار می‌گیرد، سنجیده می‌شود. تعدادی از این شش سؤال به بررسی دیدگاه‌های مدیران می‌پردازد که باعث می‌شود، میزان نوآوری در مدرسه افزایش یابد و یا اینکه چنین نگرش‌های باعث نوآوری می‌شود. مؤلفه محیط-بازخورد با شش سؤال سعی در نشان دادن

-
1. Questionnaire Assessing Organizational Innovation
 2. Amid & Belli
 3. Sohn & Toussaint
 4. Innovation Environment
 5. Innovation Leadership
 6. Innovation Personal
 7. Feedback Environment
 8. Feedback Personal
 9. Hess and Adams

میزان بازخورد محیط (افراد، محیط و...) از ارائه طرح‌ها و راه‌حل‌های نوآورانه دارد و در واقع هدف از ارائه این مؤلفه میزان تشویق و بازخوردهای مثبت محیط در زمینه راه‌حل‌های نوآورانه است. مؤلفه فرد بازخورد نیز با چهار سؤال به بررسی میزان بازخورد خود فرد از محیط اطرافش می‌پردازد و در واقع شیوه واکنش خود فرد را در زمینه راه‌حل‌های نوآورانه نشان می‌دهد.

مطابق با کتابچه راهنما این پرسشنامه (امید و همکاران، ۲۰۰۲؛ به نقل از هس و آدامز، ۲۰۰۷) در پژوهش امید و همکاران (۲۰۰۲)، میزان روایی^۱ این پرسشنامه بر استفاده از روش روش آلفای کرنباخ^۲ در مؤلفه نوآوری محیطی^۳ ۰/۸۳، مؤلفه نوآوری رهبری^۴ ۰/۶۹، نوآوری فردی^۵ ۰/۶۳، نوآوری محیط-بازخورد^۶ ۰/۶۴ و فرد-بازخورد^۷ ۰/۶۲ می‌باشد. از طرفی دیگر در همین پژوهش میزان پایایی^۳ با استفاده از روش آزمون مجدد^۴ برای مؤلفه نوآوری محیطی^۵ ۰/۹۶، مؤلفه نوآوری رهبری^۶ ۰/۸۲، نوآوری فردی^۷ ۰/۸۶، نوآوری محیط-بازخورد^۸ ۰/۹۱ و فرد-بازخورد^۹ ۰/۸۴ بدست آمده است (امید و همکاران، ۲۰۰۲؛ به نقل از هس و آدامز، ۲۰۰۷).

مطالعه بن‌بیا^۵ (۲۰۰۸)، بر روی یک نمونه ۲۳۰ نفری از مدیران نشان داد که ویژگی‌های ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه نوآوری سازمانی آمید، برابر یا بهتر از ویژگی‌های روان‌سنجی بقیه پرسشنامه‌ها بود. هبر^۶ (۲۰۰۹)، نیز بعد از اجرای چهار ابزار ارزیابی نوآوری بر روی یک نمونه ۷۰ نفری از مدیران مدارس متوجه شد که دقت پرسشنامه نوآوری آمید، به طور معناداری از پرسشنامه‌های دیگر بیشتر است.

علیرغم شهرت پرسشنامه نوآوری آمید، در جهان مدیریت (هبر، ۲۰۰۹؛ بن‌بیا، ۲۰۰۸)، این ابزار توجه تحقیقی نسبتاً اندکی را مخصوصاً بر روی مدیران در بر داشته است. اگرچه دو تحقیق انجام شده بر روی پرسشنامه نوآوری آمید، در جمعیت‌های مدیران، حمایت‌های

1. Validity
2. Cronbach Alpha
3. Reliability
4. Test – Retest
5. Benbya
6. Huber

اولیه‌ای را برای اثر بخشی آن فراهم کردند (هبر، ۲۰۰۹؛ بن بیا، ۲۰۰۸)، اما تاکنون تحقیقات اندکی از این پرسشنامه بر روی مدیران مدراس صورت گرفته است. البته شایان ذکر است که این تحقیقات اندک نیز از اصول روان‌سنجی بسیار خوب پرسشنامه نوآوری آمید، بر روی مدیران حکایت دارد. فراوانی روزافزون استفاده از این پرسشنامه بر روی مدیران، به همراه اطلاعات تجربی ناکافی درباره ویژگی‌های روان‌سنجی این پرسشنامه، حاکی از نیازی مبرم برای تحقیقی هدفدار در این زمینه است. بنابراین با توجه به مطالب فوق و اهمیت رو به گسترشی که نوآوری برای بقا و پیشرفت سازمان‌ها دارد، تصمیم گرفته شد تا گامی هرچند اندک در راستای ایجاد و گسترش نوآوری در سازمان‌ها برداشته شود. لذا پایایی و روایی پرسشنامه پرسشنامه نوآوری آمید، در جامعه مدیران مدارس شهر تهران مورد بررسی قرار گرفت. در این پژوهش، دو پرسش مورد بررسی قرار گرفت. نخست اینکه آیا پرسشنامه نوآوری سازمانی آمید، برای سنجش میزان نوآوری سازمانی مدیران مدارس شهر تهران از پایایی کافی برخوردار است؟ و دومین پرسش اینکه آیا پرسشنامه نوآوری سازمانی آمید، برای سنجش میزان نوآوری سازمانی مدیران مدارس شهر تهران از روایی کافی برخوردار است؟

روش

این پژوهش در قالب تحقیق پیمایشی^۱ که یکی از انواع تحقیق توصیفی (غیر آزمایشی) می‌باشد، انجام گرفته است. تحقیق توصیفی شامل مجموعه روش‌هایی است که هدف آنها توصیف کردن شرایط یا پدیده‌های مورد بررسی است. اجرای تحقیق توصیفی می‌تواند صرفاً برای شناخت بیشتر شرایط موجود یا یاری دادن به فرآیند تصمیم‌گیری باشد. تحقیق توصیفی را می‌توان به دسته‌هایی تقسیم نمود که یکی از آنها تحقیق پیمایشی است. برای بررسی توزیع ویژگی‌های یک جامعه آماری، روش تحقیق پیمایشی به کار می‌رود (سرمد، بازرگان و حجازی، ۱۳۸۳). این پژوهش با توجه به اینکه در پی بررسی پایایی و روایی یک پرسشنامه شکل گرفته است، به دنبال مشخص نمودن ویژگی‌های مورد سنجش

آن پرسشنامه در جامعه آماری مدیران می‌باشد. چنین حالتی نشان می‌دهد که این پژوهش در قالب یک تحقیق پیمایشی انجام می‌گیرد.

جامعه، نمونه^۱ و روش نمونه‌گیری^۲

کلیه مدیران زن و مرد مدارس ابتدایی، راهنمایی و دبیرستان شهر تهران جامعه آماری این پژوهش را تشکیل می‌دهند. حجم نمونه^۳ پژوهش حاضر، تعداد ۳۰۸ نفر مدیران زن و مرد مدارس ابتدایی، راهنمایی و دبیرستان شهر تهران نمونه‌گیری به شیوه نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌ای با رعایت نسبتها چندمرحله‌ای انتخاب شدند. با عنایت به این مطلب که جامعه پژوهش حاضر از حیث دو متغیر مناطق (نوزده منطقه آموزشی) و جنسیت (مدیران مرد و زن) دارای طبقات مشخص می‌باشد و الزاماً در نمونه پژوهش باید نسبت‌های این متغیرها و سطوح آنها اعمال گردد، بنابراین از روش نمونه‌گیری تصادفی طبقه‌ای با رعایت نسبتها در پژوهش حاضر استفاده شده است. همانگونه که از جدول شماره ۱، قابل مشاهده است، تعداد جامعه آماری ۱۲۹۱ مدیر زن و مرد مقاطع مختلف تحصیلی ابتدایی، راهنمایی و دبیرستان در شهر تهران می‌باشد. از آنجایی که میانگین و واریانس و بقیه شاخص‌های آماری درباره جامعه معلوم نبود لذا به صورت تصادفی تعداد ۴۰ نفر از مدیران مقاطع مختلف ابتدایی، راهنمایی و دبیرستان برای ارزیابی مقدماتی^۴ انتخاب شدند و پرسشنامه‌های مورد نظر روی آنها اجرا شد تا بتوانیم از آن طریق حجم نمونه آماری را بدست آوریم. پس از اجرای مقدماتی این پرسشنامه‌ها، میانگین جامعه آماری ۳/۱۵ و واریانس جامعه آماری ۰/۲۲۶ بدست آمد. همچنین مقدار Z ۲/۵۸ و مقدار ϵ ۰/۰۲ است، که با توجه به میزان حجم جامعه، حجم نمونه با فرمول برابر با ۳۰۸ مدیر مدارس ابتدایی، راهنمایی و دبیرستان می‌باشد و به بیانی دیگر تعداد نمونه ۳۰۸ نفر برای این پژوهش کفایت می‌کند.

1. Sample
2. Method Sampling
3. Sample Size
4. Pilot

جدول ۱. نسبت متغیرهای جنسیت و مناطق در نمونه پژوهش

منطقه	تعداد	نسبت به جامعه		نسبت جنسیت		تعداد در نمونه		حجم نمونه
		مرد	زن	مرد	زن	مرد	زن	
۱	۹۰	۷	۸۳	۵۱٪	۴۹٪	۱۲	۱۰	۲۲
۲	۴۶	۴	۸۸	۴۹٪	۵۱٪	۶	۷	۱۳
۳	۳۰	۳	۹۰	۴۸٪	۵۲٪	۴	۵	۹
۴	۱۱۳	۸/۵۲	۸۳	۴۷٪	۵۳٪	۱۱	۱۴	۲۵
۵	۱۱۴	۷/۶۲	۸۳	۴۴٪	۵۶٪	۱۰	۱۳	۲۳
۶	۳۴	۳	۹۷	۴۹٪	۵۱٪	۶	۷	۱۳
۷	۵۰	۴/۳۲	۸۳	۴۶٪	۵۴٪	۶	۸	۱۴
۸	۱۱۲	۷/۹	۸۳	۴۸٪	۵۲٪	۱۰	۱۳	۲۳
۹	۷۳	۵/۲۸	۸۳	۵۰٪	۵۰٪	۷	۸	۱۵
۱۰	۵۳	۴/۲۸	۸۳	۴۷٪	۵۳٪	۶	۷	۱۳
۱۱	۵۳	۴/۲۸	۸۳	۴۶٪	۵۴٪	۶	۷	۱۳
۱۲	۶۹	۴/۷۸	۸۳	۵۲٪	۴۸٪	۸	۷	۱۵
۱۳	۴۹	۴/۲۲	۸۳	۵۴٪	۴۶٪	۶	۷	۱۳
۱۴	۹۴	۶/۱۵	۸۳	۴۳٪	۵۷٪	۷	۱۱	۱۸
۱۵	۹۹	۷/۶۵	۸۳	۵۳٪	۴۷٪	۱۳	۹	۲۲
۱۶	۵۴	۴/۱۵	۸۳	۴۵٪	۵۵٪	۵	۸	۱۳
۱۷	۴۷	۴/۱۲	۸۳	۴۸٪	۵۲٪	۶	۷	۱۳
۱۸	۶۳	۵/۲۱	۸۳	۴۷٪	۵۳٪	۷	۹	۱۶
۱۹	۴۸	۴/۸۰	۸۳	۴۸٪	۵۲٪	۷	۸	۱۵
کل	۱۲۹۱	۱۰۰	۸۰۰	۴۷۷٪	۵۲۳٪	۱۴۷	۱۶۱	۳۰۸

ابزار پژوهش: پرسشنامه نوآوری آمید و همکاران (۲۰۰۲)

جهت سنجش نوآوری در مدیران مدارس از پرسشنامه نوآوری سازمانی آمید و همکاران (۲۰۰۲) استفاده شده است. این پرسشنامه دارای ۲۲ سؤال و پنج بعد اساسی نوآوری محیطی، نوآوری رهبری، نوآوری فردی، محیط-بازخورد و فرد-بازخورد می‌باشد. لازم به ذکر است که این پرسشنامه تاکنون در کشور ما مورد استفاده پژوهشگران قرار نگرفته است. لذا در پژوهش حاضر سعی خواهد شد با تکنیک‌های مناسب آماری از جمله پایایی

(آلفای کراباخ) و روایی (تحلیل عاملی) و (متخصصان) ابزار مناسب با شرایط مدیران مدارس تدوین شود. در جدول شماره ۲ ابعاد و سؤالات آنها ارائه شده است:

جدول ۲. ابعاد و سؤالات آنها در پرسشنامه نوآوری

ردیف	متغیر	سؤالات
۱	نوآوری محیطی	۱-۵
۲	نوآوری رهبری	۶-۸
۳	نوآوری فردی	۹-۱۴
۴	محیط- بازخورد	۱۵-۱۸
۵	فرد- بازخورد	۱۹-۲۲
۶	کل پرسشنامه	۱-۲۲

یافته‌ها

نتایج آماره‌های توصیفی

نتایج مربوط به میانگین و انحراف استاندارد پرسشنامه نوآوری سازمانی آمید و همکاران (۲۰۰۲) (به همراه مقیاس‌های آن) برای نمونه مدیران در جداول ۳ و ۴ ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج آماره‌های توصیفی برای پرسشنامه نوآوری سازمانی آمید و همکاران و

مقیاس‌های آن

مقیاس‌ها	میانگین	انحراف استاندارد
IE	۲۲/۷۹	۰/۳۷
IL	۴/۴۱	۰/۰۹
IP	۸/۵۷	۰/۰۸
FE	۴/۸۶	۰/۰۸
FP	۶/۰۸	۰/۰۷

نتایج مربوط به پایایی

پایایی پرسشنامه نوآوری سازمانی آمید و همکاران (۲۰۰۲) و مقیاس‌های آن با استفاده از آلفای کرونباخ محاسبه گردید. نتایج آلفای کرونباخ این پرسشنامه و مقیاس‌های آن در جدول ۴ آمده است. این نتایج بر اساس نمونه مدیران و به تفکیک جنسیت ارائه شده است. مقیاس‌های FP و IP بیشترین میزان آلفای کرونباخ (FP = ۰/۹۵ و IP = ۰/۹۶) و مقیاس‌های FE و IL کمترین میزان آلفای کرونباخ را نشان داده اند (FE = ۰/۷۷ و IL = ۰/۷۹). میزان آلفای کرونباخ پرسشنامه نوآوری سازمانی آمید و همکاران (۲۰۰۲) به صورت کلی در کل آزمودنیها، ۰/۸۳؛ در مدیران زن، ۰/۸۵؛ و در مدیران مرد، ۰/۷۷ به دست آمده است.

جدول ۴. نتایج آلفای کرونباخ نوآوری سازمانی آمید و همکاران و مقیاس‌های آن به تفکیک

جنسیت در نمونه مدیران

مقیاسها	جنسیت	تعداد آزمودنیها	میزان آلفا	تعداد پرسشها
IE	کل	۳۰۸	۰/۷۸	۵
	زن	۱۶۱	۰/۸۰	
	مرد	۱۴۷	۰/۷۷	
IL	کل	۳۰۸	۰/۷۹	۳
	زن	۱۶۱	۰/۷۸	
	مرد	۱۴۷	۰/۸۱	
IP	کل	۳۰۸	۰/۹۶	۶
	زن	۱۶۱	۰/۹۸	
	مرد	۱۴۷	۰/۹۴	
FE	کل	۳۰۸	۰/۷۷	۴
	زن	۱۶۱	۰/۷۲	
	مرد	۱۴۷	۰/۷۸	
FP	کل	۳۰۸	۰/۹۵	۴
	زن	۱۶۱	۰/۹۶	
	مرد	۱۴۷	۰/۹۴	
I	کل	۳۰۸	۰/۸۳	۲۲
	زن	۱۶۱	۰/۸۵	
	مرد	۱۴۷	۰/۷۷	

نتایج مربوط به روایی

نتایج همبستگی بین مقیاس های پرسشنامه نوآوری سازمانی آمید و همکاران (۲۰۰۲) با همدیگر و با پرسشنامه کامل پرسشنامه نوآوری سازمانی آمید و همکاران (۲۰۰۲) برای نمونه مدیران در جداول ۵ و ۶ ارائه شده است. میزان این همبستگی ها عمدتاً بالا و در بیشتر موارد با $P < 0/01$ معنی دار است.

روایی همگرا

نتایج همبستگی پرسشنامه کامل پرسشنامه نوآوری سازمانی آمید و همکاران (۲۰۰۲) و مقیاس های آن برای نمونه مدیران، در جدول ۵ ارائه شده است. میزان این همبستگی ها عمدتاً بالا و در تمام موارد با $P < 0/01$ معنی دار است.

نتایج همبستگی پرسشنامه نوآوری سازمانی آمید و همکاران (۲۰۰۲) و مقیاس های آن، در جدول ۵ ارائه شده است. میزان این همبستگی ها عمدتاً بالا و در بیشتر موارد با $P < 0/01$ معنی دار است.

جدول ۵. نتایج همبستگی بین پرسشنامه نوآوری سازمانی آمید و همکاران و مقیاس های آن در

نمونه مدیران

FP	FE	IP	IL	IE	
				۱	[
					E
			۱	-۰/۳۹۹ ^{**}	[
					L
		۱	۰/۴۵۷ ^{**}	-۰/۳۳۸ ^{**}	[
					P
	۱	۰/۸۳۳ ^{**}	۰/۲۰۵ ^{**}	-۰/۲۰۱ ^{**}	?
					E
۱	۰/۸۷۴ ^{**}	۰/۸۵۴ ^{**}	۰/۲۵۰ ^{**}	-۰/۲۰۲ ^{**}	?
					P

* $P < 0/05$

** $P < 0/01$

لازم به ذکر است که هر یک از خرده‌مقیاس‌های پرسشنامه، در طیف لیکرت و به صورت پنج گزینه‌ای نمره‌گذاری می‌شود. بدین ترتیب که گزینه خیلی زیاد (۵)، زیاد (۴)، متوسط (۳)، کم (۲) و خیلی کم (۱) نمره را به خود اختصاص می‌دهند. با توجه به نتایج آزمون تحلیل عاملی می‌توان گفت ابزار از ویژگی روایی برخوردار است زیرا مقدار شاخص کامو بالاتر از ۰/۶ و همچنین مقدار شاخص بارتلت در سطح ۰/۰۱ معنادار است.

جدول ۶. بررسی تعداد عامل‌های موجود در پرسشنامه و شاخص‌های آنها

عامل	واریانس خاص	واریانس تراکمی
IE	۰/۳۶	۰/۳۶
IL	۰/۲۲	۰/۵۸
IP	۰/۱۵	۰/۷۳
FE	۰/۱۰	۰/۸۳
FP	۰/۱۹	۰/۷۷
I	۰/۰۸	۰/۹۱

همان‌طور که از جدول شماره ۶ پیداست مجموع عامل‌های موجود در ابزار قادر به تبیین ۹۱ درصد کل واریانس هستند که این مطلب بیانگر وجود عامل‌های قوی در ابزار است.

همچنین جهت تعیین روایی ابزار از تکنیک تحلیل عاملی اکتشافی استفاده شد که نتایج آن (جدول شماره ۷) به شرح زیر است:

جدول ۷. آماره‌های آزمون تحلیل عاملی ابزار

Sig.	Bartlett	KMO
۰/۰۰۱	۲۳/۱۲	۰/۷۸

با توجه به نتایج آزمون تحلیل عاملی وان گفت ابزار از ویژگی روایی برخوردار است زیرا مقدار شاخص کامو بالاتر از ۰/۶ و همچنین مقدار شاخص بارتلت در سطح ۰/۰۱ معنادار است.

جدول ۸. ماتریس سؤالات و عاملها

سؤالات	IE	IL	IP	FE	FP
۱	۰/۸۵				
۲	۰/۷۵				
۳	۰/۸۱				
۴	۰/۹۲				
۵	۰/۸۶				
۶		۰/۹۰			
۷		۰/۸۰			
۸		۰/۷۸			
۹			۰/۷۹		
۱۰			۰/۸۸		
۱۱			۰/۹۱		
۱۲			۰/۸۴		
۱۳			۰/۸۰		
۱۴			۰/۷۹		
۱۵				۰/۸۰	
۱۶				۰/۸۱	
۱۷				۰/۸۶	
۱۸				۰/۸۰	
۱۹	۰/۷۷				
۲۰	۰/۹۰				
۲۱	۰/۸۰				
۲۲	۰/۷۸				

بحث و نتیجه گیری

همان‌طور که قبلاً نیز گفته شد، در این پژوهش برای بررسی پایایی، از ضریب همسانی درونی (آلفای کرونباخ) استفاده شد. میزان آلفای کرونباخ پرسشنامه نوآوری سازمانی آمید و همکاران (۲۰۰۲) برای نمونه کلی مدیران، ۰/۸۳ و به تفکیک جنسیت برای زنان، ۰/۸۵ و برای مردان، ۰/۷۷ به دست آمد. این میزان، بیانگر پایایی مناسب پرسشنامه نوآوری

سازمانی آمید و همکاران (۲۰۰۲) برای سنجش نوآوری مدیران می باشد. مقیاس IE همسانی درونی ۰/۷۸ (زن = ۰/۸۰ و مرد = ۰/۷۷)، مقیاس IL همسانی درونی ۰/۷۹ (زن = ۰/۷۸ و مرد = ۰/۸۱) و مقیاس IP همسانی درونی ۰/۹۶ (زن = ۰/۹۸ و مرد = ۰/۹۴) را نشان داده اند. مقیاس FE همسانی درونی ۰/۷۷ (زن = ۰/۷۲ و مرد = ۰/۷۸)، مقیاس FP همسانی درونی ۰/۹۵ (زن = ۰/۹۶ و مرد = ۰/۹۴) و مقیاس I یعنی کل پرسشنامه همسانی درونی ۰/۸۳ (زن = ۰/۸۵ و مرد = ۰/۷۷) را نشان داده‌اند. همانگونه که ملاحظه می‌شود همه مقیاس‌های این پرسشنامه، در نمونه مدیران مدارس، آلفای کرونباخ مطلوبی را نشان داده‌اند. همه این میزان آلفاها، از لحاظ آماری، میزان‌های مطلوبی می‌باشند. طبق این یافته‌ها می‌توان نتیجه گرفت که پرسشنامه نوآوری سازمانی آمید و همکاران (۲۰۰۲)، به صورت کلی، از قابلیت خوبی برای سنجش میزان نوآوری مدیریت مدارس برخوردار است و به عبارت دیگر پایایی به دست آمده برای پرسشنامه نوآوری سازمانی آمید و همکاران (۲۰۰۲) مطلوب می‌باشد. این نتایج با مطالعات هبر (۲۰۰۹)، بن بیا (۲۰۰۸) و هس و آدامز (۲۰۰۷) همسویی دارند. در بررسی‌های آنها نیز مقیاس IP، بیشترین میزان همسانی درونی و مقیاس FE، کمترین میزان همسانی درونی را نشان داده اند.

نتایج همبستگی بین مقیاس‌های پرسشنامه نوآوری سازمانی آمید و همکاران (۲۰۰۲)، و همین‌طور با کل پرسشنامه در سطح $p < 0/01$ ، نشان دهنده همگرایی این پرسشنامه در سنجش پدیده‌ای واحد می‌باشد.

همان‌طور که قبلاً نیز گفته شد، پرسشنامه نوآوری سازمانی آمید و همکاران (۲۰۰۲)، به نظر می‌رسد یک ابزار پایا و دارای روایی خوب برای بررسی و سنجش میزان نوآوری سازمانی در مدیران مدارس و سازمان‌ها باشد. یک نتیجه‌گیری این است که پرسشنامه مورد نظر ممکن است به طور کامل، نتواند همه انواع نوآوری‌ها در تمام انواع مدیریت‌ها را ارزیابی کند و چیزی که مشخص است این است که این پرسشنامه برای مدیران مدارس ساخته شده است. در مجموع یافته‌ای این پژوهش نشان می‌دهد که پرسشنامه نوآوری سازمانی آمید و همکاران (۲۰۰۲)، قدرتمندی بالای را در بین مدیران مدارس ایرانی دارد، لذا بهره‌گیری از چنین ابزاری، برای امور ارزیابی نوآوری سازمانی، پیشنهاد می‌گردد.

در مجموع، یافته‌های پژوهش حاضر نشانگر پایایی و روایی مناسب پرسشنامه نوآوری سازمانی آمید و همکاران می‌باشند. همسانی درونی (آلفای کرونباخ) سنجش نهایی پرسشنامه نوآوری سازمانی آمید و همکاران، ۰/۸۳ به دست آمده است که در واقع میزان قابل قبولی می‌باشد. از این رو براساس یافته‌های مذکور، پرسشنامه نوآوری سازمانی آمید و همکاران در فرهنگ ایرانی قابلیت اجرا را دارد.

منابع

سرمد، زهره، عباس بازرگان و الهه حجازی. (۱۳۸۳). روش‌های تحقیق در علوم رفتاری. تهران: انتشارات آگاه.

- Asheim, Björn (2006). "Organization learning & Creativity and Innovation Understanding the Firm: Spatial and Organizational Dimensions, Oxford: Oxford University Press pp. 214-234;
- Christine S. Koberg, Leonard H. Chusmir. (1987). Organizational culture relationships with creativity and other job-related variables. *Journal of Business Research*, Volume 15, Issue 5, October 1987, Pages 397-408.
- Davenport, Elisabeth, widén – wulff, gunilla. (2007). *Activity systems, information sharing and the development of organizational knowledge in two finish firms: an exploratory study using activity theory* IR. Information research, vol. 12, No.3, PP: 1-16.
- Davenport, Elisabeth, widén – wulff, gunilla. (2007). *Activity systems, information sharing and the development of organizational knowledge in two finish firms: an exploratory study using activity theory*. IR information research, vol. 12, No.3, PP: 1-16.
- Duffy & Jan, "KM (2000). Technology infrastructure, *The Information Management Journal*, Vol. 34, No. ۲, April, pp. 62-66
- Ellen Martine (2009). An organizational culture model to promote Creativity and Innovation. *Journal of Industrial Psychology*, 2002, 28 (4), 58-65
- Furst Bowe, Julie A. and Bauer, Roy a (2007). *Application of the Baldrige Model for Innovation in Higher Education New Directions for Higher Education*, No 137, 5 – 14.
- George P. Huber (2009). Organizational Learning and Creativity & Innovation *Journal of Industrial Psychology*, , 38 (4), 102-129.
- Hersey, Paul and Blanchard, H. Kenneth and Doney, Johnson. (1996). *Management of Organizational Behavior*, 6th ed, Englewood Cliffs, Prentice – Hall.

- Hess, Michael and Adams, David (2007). Innovation in Public Management: The role and function of community knowledge. *The Innovation Journal: The Public Sector Innovation Journal*, Volume 12(1), 2007, article 2.
- Hind Benbya(2008). Introduction to Knowledge Management for Creativity and Innovation Minitrack. *Journal of Knowledge Management* Volume 12, Number 78,pp:121-149.
- Hind Benbya(2008). Introduction to Knowledge Management for Creativity and Innovation Minitrack. *Journal of Knowledge Management* Volume 12, Number 78,pp:121-149.
- Joanna Kwasniewska (2006). *Organizational climat & Creativity and Innovation*. Creativity and Innovation Management, Vol. 13, No. 3, pp. 187-196, September 2006.
- Joanna Kwasniewska .(2006). *Organizational climat & Creativity and Innovation*. Creativity and Innovation Management, Vol. 13, No. 3, pp. 187-196, September 2006.
- Kerr, B., & Gagliardi, C. (2003). Measuring creativity in research and practice. In S. J. Lopez & C. R. Snyder (Eds.), *Positive psychological assessment: A handbook of models and measures* (pp. 155–169). Washington, DC: American Psychological Association.
- Longman, D., (1985). *Structure in Fives: Designing Effective Organizations*, Englewood Cliffs NJ: Prentice – Hall,
- Mauil ,r., & Brown , p. ,& Cliffe ,R. (2001), Organizational Culture and Quality Improvement : acase study examination, *International journal of operations & production Management* , vol. 21 No. 3 , 2001 ,pp. 302 -326
- McLean, Laird D. (2006). *Organizational Culture's Influence on Creativity and Innovation*. *Advances in Developing Human Resources* Vol. 7, No. 2 May 2005 226-246.
- Paraponaris, C. (2003), Third generation R&D and strategies for knowledge management, *Journal of Knowledge Management*, Vol. 7 No.5, pp.96-106.
- Ray Anthony(1999). *Organizational Culture & Creativity and Innovation*. *Innovative Leader* Volume 8, Number 1,pp 78-93.
- Ray Anthony.(1999). *Organizational Culture & Creativity and Innovation*. *Innovative Leader* Volume 8, Number 1,pp 78-93.
- Rhoades, L &.et al, (2001). Affective commitment to the organization: The contribution of perceived organizational support, *Journal of Applied Psychology*, Volume 86, pp. 825–836
- Runco ,R.F. (2004). *Perception of learning culture, concerns about the innovation, and their influence on use of an on-going innovation in the Malaysian public sector* (Doctoral dissertation, University of Georgia).
- Soonhee Kim(2009). *Managerial Leadership, the Climate for Creativity and innovation, and a Culture of Innovation and Performance-Driven in Local Government*. Paper Prepared for the PMRA Conference 2009 Oct 1-2, 2009Columbus, Ohio
- Unesco (2002). *Innovations in Non-Formal Education*. Bangkok: Unesco . Pob.
- Wall, T. D (2005). Creativity, innovation, Learning and Knowledge Management in the Process of Service Development - Results from a Survey of Experts. *Journal of Applied Psychology*, 90(5), 774-79

- Wall, T. D (2005). *Creativity, innovation, Learning and Knowledge Management in the Process of Service Development - Results From a Survey of Experts Journal of Applied Psychology*, 90(5), 774-79
- Weedall, M. (2004). A case study of fidelity approach in an educational innovation. *The international Journal of Educational management*. Vol. 18, No. 1, PP. 49-57.
- Weedall, M. (2004). A case study of fidelity approach in an educational innovation. *The international Journal of Educational management*. Vol. 18, No. 1, PP. 49-57.
- Yu, H., Leithwood, k. and Jantzi, D. (2002) The effects of transformational leadership on teachers commitment to change in Hong Kong, *Journal of Educational Administration*, Vol. 40, No. 4, pp. 368-389.

ساخت مقدماتی آزمون تیپ‌های شخصیتی انیه گرم

دکتر فیروزه سپهریان^۱

تاریخ وصول: ۸۹/۸/۵

تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۲/۱۵

چکیده

هدف این پژوهش پاسخ به این سؤال است که با توجه به تیپ‌های شخصیتی در تیپ‌شناسی انیه گرم و ویژگی‌های فرهنگی می‌توان یک ابزار مقدماتی تهیه کرد که در مطالعات گسترده تر بعدی جهت ساخت یک وسیله عینی و معتبر و روا برای ارزیابی تیپ‌های مختلف شخصیت انیه گرم از آن استفاده شود. تا چنین آزمونی به تواند اطلاعات مربوط به خصوصیات شخصیتی افراد را در اختیار متخصصین قرار دهد. بدین منظور ابتدا کلاس‌های آشنایی با تیپ‌شناسی انیه گرم برای آزمودنی‌ها و متخصصان به طور جداگانه برگزار گردید. براساس خصوصیات نه‌گانه تیپ‌های شخصیت در انیوگرم سؤالاتی نوشته شد. ابتدا آزمون برای ۲۰ نفر اجرا گردید. در اجرای مقدماتی برخی از سؤالات حذف شدند یا تغییر یافتند. فرم نهایی همراه با شاخص تیپ‌شناسی انیه گرم ریزوهادسون^۲ همزمان برای ۱۱۰ نفر اجرا گردید. در تجزیه و تحلیل سؤالات انتخاب شده از روش‌های آماری کرویت بارتلت و کفایت نمونه‌برداری کیزر، مایر، اوکلین (kMO)، تحلیل عاملی تأییدی، تحلیل مؤلفه‌های اصلی با چرخش واریماکس، ضریب همبستگی پیرسون، آلفای کراباخ استفاده شد. یافته‌های این پژوهش آزمون اولیه‌ای را به دست داد که ۵۰ سؤال دارد و از روایی و پایایی مناسبی برخوردار است.

واژگان کلیدی: تیپ‌های شخصیت، تیپ‌شناسی انیه گرم، روایی، پایایی.

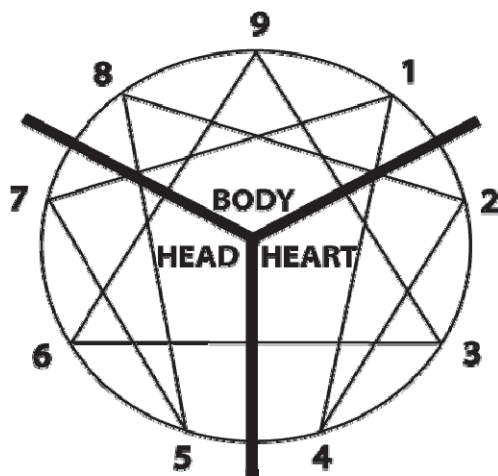
۱- عضو هیئت علمی دانشگاه ارومیه

مقدمه

در طول تاریخ همواره انسان‌ها علاقه‌مند بودند که خود و دیگران را بهتر بشناسند. چرا که شناخت انسان و نحوه تربیت او جزء مهم‌ترین وظایف کلیه رشته‌های علوم انسانی می‌باشد. انسان‌ها دارای ویژگی‌ها و ترکیبات گوناگونی از صفات هستند، بسیاری از این صفات در یک راستا قرار می‌گیرند و این موضوع به ما امکان می‌دهد که بتوانیم افرادی را که ترکیبات مشابهی از صفات را دارا می‌باشند، در یک گروه طبقه‌بندی کنیم و در باره تیپ‌های شخصیتی گوناگون بحث کنیم (راس^۱، ۱۹۹۲، ترجمه جمالفر، ۱۳۷۳). بقراط یکی از اولین دانشمندانی است که به طور جدی در این مورد اظهار نظر کرد و بیان کرد که بدن انسان دارای چهار نوع خلط یا مزاج است (شاملو، ۱۳۶۳؛ راس، ۱۳۷۳، کریمی، ۱۳۷۴) و سپس کرچمر (به نقل از شاملو، ۱۳۶۳) و شلدن^۲ (به نقل از سیاسی، ۱۳۷۱) تیپ‌های مختلف شخصیتی مردم را توصیف کردند. یونگ^۳ (۱۹۳۳) نیز دو نوع تیپ درون‌گرا و برون‌گرا را معرفی کرد. بریگز (به نقل از وینک^۴، ۱۹۹۳) مطرح ساخت که نظر وی درباره شخصیت مشابه نظر یونگ است. او با همکاری دخترش براساس نظریه یونگ پرسشنامه MBTI را در مورد هشت تیپ روان‌شناختی و نگرش‌های درون‌گرایی و برون‌گرایی یونگ تهیه کرد. این پرسشنامه برای مقاصد پژوهشی و کاربردی به کار گرفته شده است (کوان^۵، ۱۹۸۹؛ استریکر^۶، راس، ۱۹۶۲؛ آپوستال^۷، ۱۹۹۱؛ سیگل‌مان^۸، ۱۹۹۸). تئوری‌های نوار باریک نیز دو نوع تیپ مختلف شخصیت تیپ شخصیت A و تیپ شخصیت B را معرفی کردند (آدامز^۹، ۱۹۹۴؛ دمبروسکی^{۱۰} و همکاران، ۱۹۸۹؛ هلمرز، پولسزنی و کرانتز^{۱۱}، ۱۹۹۴). مدلی که در این پژوهش برای تعیین تیپ‌های شخصیتی به کار گرفته شده و راهبردهای مرتبط با آن اینه

-
1. Ross
 2. Sheldon
 3. Jung
 4. Wink
 5. Cowan
 6. Stricker
 7. Apostal
 8. Seligman
 9. Adams
 10. Dembroski
 11. Helmers, Poluszny & Krantz

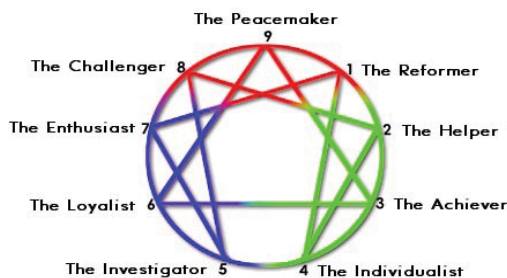
گرم نامیده می‌شود. انیه گرم سیستمی است از نه تیپ شخصیتی که روان‌شناسی مدرن و ذهن سنتی را ترکیب کرده، یک زبان جهانی و ابزار نیرومندی برای درک خود و سایر افراد در زندگی به دست داده است. انیه گرم واژه یونانی است که از کلمه ennea به معنای «نه» و gram به معنای «کشیدن» تشکیل شده است (تاللون^۱، سیکورا^۲، ۲۰۰۶). طرح آن از یک مثلث و شش ضلع در درون دایره تشکیل شده و ترکیب این عناصر «نه» نقطه در طول دایره ایجاد کرده است. همچنین انیوگرم سه مرکز هوش و ادراک را توصیف می‌کند: مغز، قلب و بدن (طرح شماره یک). در حالی که تمام انسان‌ها هر سه مرکز را دارند، هر تیپ شخصیتی یک توانایی ویژه و «پایه» در یکی از آنها دارد. فهم مرکز اولیه فرد کلید مهمی برای رشد استعداد حرفه‌ای، شخصی و غلبه بر نقطه‌های کور، به او می‌دهد (اهانراها^۳، ۲۰۰۷).



شکل ۱. انیسیتو تحقیقات انیوگرم، ۲۰۰۸

1. Tallon
2. Sikora
3. O'hanrahan

انسان‌ها آگاهی^۱ یا شعوری دارند که روان‌شناسان آن را حالات-من^۲ می‌نامند. انیه گرم «نه» حالت من، متمایز را توصیف می‌کند که بسیار قوی هستند و اغلب تیپ‌های شخصیتی نامیده می‌شوند (بست، تامسون^۳، ۲۰۰۵). هر کدام از نه تیپ شخصیتی (طرح شماره ۲) انیوگرم تفاوت، قدرت‌ها، استعدادها، راهبردهای مقابله خوب رشد یافته و به همان اندازه مشکلات هر تیپ شخصیت برای ارتباط با خود و دیگران و محیط را توصیف می‌کند و به طور دقیقی محاسبات دنیای درون فرد را براساس آنچه که او انجام می‌دهد، مشاهده می‌کند (پالمر^۴، ۱۹۹۵). به علت شرایط بیوشیمیایی، ژنتیکی، فیزیولوژیکی و محیطی، فرد در یکی از این تیپ‌ها قرار می‌گیرد و با یکی از تیپ‌های مثلثی که در آن قرار دارد مشترکات زیادی دارد که تیپ شخصیت و بال قوی او را مشخص می‌کنند و از سایر تیپ‌ها نیز خصوصیات را دارا می‌باشد. تمام تیپ‌های شخصیت برابرنند، هیچ تیپی بهتر از تیپ دیگر نیست. برتری‌ها و ضعف‌های رشد انسان می‌تواند در هر تیپ یافت شود. هر تیپ بعد سالم و بعد ناسالم دارد (اهانراها^۵، ۲۰۰۷).



شکل ۲. انیسیتو تحقیقات انیوگرم، ۲۰۰۸

1. consciousness
2. ego- state
3. Bast & Thomson
4. Palmer
5. O'hanrahan

با مطالعه نه تیپ شخصیت در انیه گرم (تیپ شماره یک، کمال گرا؛ تیپ شماره ۲، مهرطلب؛ تیپ شماره سه موفقیت طلب؛ تیپ شماره چهار، رمانتیک؛ تیپ شماره ۵، فکور؛ تیپ شماره شش، وفاجو؛ تیپ شماره هفت، خوش باشی؛ تیپ شماره هشت، کنترل کننده؛ تیپ شماره نه، صلحجو) اشتیاق‌های اساسی هر تیپ را می‌توان به دست آورد (دان، ۱۹۹۹)، این اطلاعات می‌توانند در درمان، مشاوره و راهنمایی مراجعان کمک بسیار مفیدی برای درمانگران باشد. همچنین با آگاهی از خصوصیات ویژه هر دانش‌آموز می‌توان برنامه‌ریزی‌های مفیدی برای آنان انجام داد که با اشتیاق بسیار به وسیله دانش‌آموز اجرا شود. بدین منظور آزمون‌هایی که بتوانند تیپ شخصیتی افراد را تعیین کنند، ساخته شدند و بیشتر از دو سال است که تحقیقاتی بر روی روایی و پایایی آزمون‌های انیه گرم صورت می‌گیرد (انیستو تحقیقات انیوگرم، ۲۰۰۸). ریزو هادسون (۲۰۰۴) رابطه بین آزمون‌های روان‌شناسی صفت محور و سیستم انیه گرم را مطالعه کرد. دیوید باتمن (۲۰۰۵) به نقل از انیستو تحقیقات انیه گرم، (۲۰۰۸) یافت که نه تیپ شخصیتی انیه گرم واقعی و عینی است و با پنج صفت اصلی شخصیت و سایر سیستم‌های روان‌شناسانه قابل قبول بستگی دارد. در بین مقیاس‌های تهیه شده برای ارزیابی تیپ شخصیت انیه گرم آزمون تیپ انیه گرم ریزو هادسون بیش از سایر آزمون‌ها در تحقیقات مورد استفاده قرار گرفته است.

هدف کلی این پژوهش مطالعه مقدماتی و تهیه آزمون اولیه جهت مطالعات بعدی آزمون‌سازی برای تیپ‌های شخصیت انیه گرم می‌باشد، تا بتوان با مطالعات گسترده‌تر بعدی به یک وسیله عینی و معتبر و روا برای ارزیابی تیپ‌های مختلف شخصیت انیه گرم دست یافت که با استفاده از آن بتوان افراد را در تیپ‌های مختلف شخصیت قرار داد. در پژوهش حاضر سعی شده به این سؤال پاسخ داده شود که آیا می‌توان برای جامعه ایرانی آزمون مقدماتی تهیه کرد که تیپ‌های شخصیتی انیوگرم را از هم تفکیک کند؟ آیا چنین آزمونی دارای همان ساختار عاملی خواهد بود که در تیپ‌شناسی انیه گرم به دست آمده است؟ آیا این آزمون روایی و پایایی مناسبی دارد تا بتوان از آن در تهیه یک آزمون تیپ‌شناسی استفاده کرد؟ آیا روایی پیش بین از طریق همبسته ساختن پاسخ دانشجویان به آزمون تهیه شده مقدماتی و آزمون ریزو هادسون معنادار است؟

روش پژوهش

جامعه و نمونه آماری و روش نمونه‌گیری

جامعه آماری این پژوهش، دانشجویانی بودند که در سال ۸۶-۸۷ در دانشگاه ارومیه مشغول به تحصیل بودند. نمونه‌گیری به شیوه تصادفی خوشه‌ای انجام گرفت. ابتدا از دانشگاه به صورت تصادفی چهار دانشکده (فنی مهندسی، ادبیات، علوم، کشاورزی) انتخاب شد و سپس به صورت تصادفی از بین دانشجویان دانشکده‌های مذکور به شیوه تصادفی ۱۱۰ نفر انتخاب شدند. ابتدا به آزمون تیپ‌شناسی پاسخ دادند و سپس در کلاس‌های آشنایی با تیپ‌شناسی انیسه گرم شرکت کرده و مجدداً به آزمون تیپ‌شناسی به همراه آزمون ریزو هادسون پاسخ دادند. جهت آشنایی با تیپ‌شناسی انیسه گرم به طور جداگانه کلاس‌هایی نیز برای متخصصان برگزار گردید. تا در تعیین روایی محتوای آزمون دقیق‌تر عمل کنند.

ابزار پژوهش

ابزار اندازه‌گیری در این مطالعه آزمون تیپ‌شناسی انیسه گرم ریزو هادسون می‌باشد که یک مقیاس اندازه‌گیری مداد و کاغذی خود گزارشی است.

این آزمون برای اولین بار توسط ریزو هادسان در مارچ ۲۰۰۱ ساخته شد. ربه کا نیوجنت بر روایی و پایایی آزمون با عنوان «بررسی روایی و پایایی نشانگر تیپ‌های شخصیتی هادسون» کار کرد. او مطالعات خود را براساس ۲۸۷ نمونه با دامنه سنی بین ۱۸ تا ۷۴ سال قرار داد. نمرات پایایی همبستگی درونی نشانگر دامنه‌ای بین ۰/۵۶ و ۰/۸۲ برای تیپ‌های گوناگون می‌باشد. وی آلفای کرانباخ را برای هر نه تیپ محاسبه کرد.

این آزمون شامل ۱۴۴ ماده جفت شده است. که در ۴۰ دقیقه کامل می‌شود. فرم کوتاه ۳۶ سؤالی آن نیز تهیه شده است. به آزمودنی‌ها سفارش می‌شود که ماده‌های جفت شده را بخوانند و ماده‌ای که خصوصیات آن‌ها را در اغلب موارد بیشتر از ماده دیگر نشان می‌دهد، علامت بزنند. اگر آزمودنی‌ها در انتخاب ماده‌ها شک داشته باشند توصیه می‌شود که بعد از جواب دادن به تمام سؤالات مجدداً به همان سؤال برگردند و به آن جواب دهند.

دومین بار اعتبار آزمون توسط مصطفی عبدالله با همکاری قاسم صالح انجام گرفت. مطالعات عبدالله بر روی نمونه ۶۰۰ نفری از دانشجویان حقوق، هنر و پزشکی دانشگاه بغداد انجام گرفت. او میزان پایایی تیب‌های نه‌گانه را به ترتیب از تیب یک تا نه (۰/۸۰/۸۲، ۰/۷۰/۷۰، ۰/۷۱/۷۱، ۰/۷۲/۷۲، ۰/۷۸/۷۸، ۰/۷۹/۷۹، ۰/۸۵/۸۵، ۰/۷۹/۷۹) گزارش کرد (به نقل از هادسان، ۲۰۰۵). در مطالعه حاضر از فرم ۱۴۴ سؤالی استفاده شد.

اجرای پژوهش

ابتدا آزمون تیب‌شناسی انیه گرم ریزو هادسون از انگلیسی به فارسی برگردانده شد و سپس با بهره‌گیری از روش ترجمه معکوس، متن فارسی دوباره به انگلیسی برگردانده شد. در نهایت با مقایسه دو متن پرسش‌نامه، اصلاحات لازم انجام و فرم نهایی تهیه گردید. جهت آشنایی آزمودنی‌ها و متخصصان با تیب‌شناسی انیه گرم به طور جداگانه کلاس‌های آموزش تیب‌شناسی انیه گرم برگزار گردید.

جهت تهیه آزمون ابتدا، براساس ویژگی‌های هر یک از تیب‌ها در تیب‌های نه‌گانه انیه گرم سؤالاتی نوشته شد. اعتبار محتوا به تحلیل منطقی محتوای آزمون بستگی دارد و تعیین آن بر اساس قضاوت ذهنی و فردی است (دلاور، ۱۳۷۴)، بر این اساس جهت بررسی روایی محتوی آزمون، سؤالات در اختیار متخصصانی قرار گرفت که در کلاس‌های آشنایی با تیب‌شناسی انیه گرم شرکت کرده بودند و از آنها خواسته شد تا برای هر تیب شخصیت از بین سؤالات موجود سؤالاتی را انتخاب کنند. در مطالعه مقدماتی سؤالات انتخاب شده در قالب آزمون به ۲۰ نفر از دانشجویان بالای ۲۱ سال داده شد و از آنها خواسته شد، هنگام پاسخگویی به سؤالات، موارد مبهم را ذکر کنند.

ضریب اعتبار همزمان عبارت است از همبستگی بین نمره‌های آزمون و ملاک در شرایطی که هر دو اندازه در یک زمان به دست آمده باشند (دلاور، ۱۳۷۴)، بنابراین جهت محاسبه روایی همزمان آزمون، فرم نهایی آزمون به همراه آزمون تیب‌شناسی انیه گرم ریزو هادسان بر روی ۱۱۰ نفر از دانشجویان اجرا گردید. به علت اینکه ۷ نفر از آزمودنی‌ها پرسشنامه را به صورت ناقص تکمیل کرده بودند، کنار گذاشته شدند.

این پژوهش از نوع توصیفی می‌باشد. برای تحلیل داده‌ها از شاخص‌ها و روش‌های آماری مانند میانگین، انحراف استاندارد، همبستگی پیرسون، کرویت بارتلت^۱، کفایت نمونه برداری^۲ (KMO)، تحلیل عاملی تأییدی، تحلیل مؤلفه‌های اصلی و چرخش واریماکس^۳، آلفای کرانباخ^۴ استفاده شد.

یافته‌ها

تحلیل عوامل: به منظور تعیین عامل‌های زیر بنایی و بررسی ویژگی‌های سؤال‌ها، تحلیل عاملی اکتشافی با روش مؤلفه‌ای اصلی بر روی کل داده‌های نمونه مورد مطالعه اجرا گردید. به منظور اطمینان از این که همبستگی بین مواد آزمون در جامعه برابر صفر نیست، از آزمون‌های کرویت بارتلت ($p < 0/001$) و برای اطمینان از کافی بودن حجم نمونه از آزمون کفایت نمونه برداری کیزر، مایر، اوکلین ($kMO = 0/636$) استفاده شد. داده‌های مربوط به دو آزمون ذکر شده نشان داد که شرایط لازم برای محاسبات تحلیل عاملی وجود دارد. تحلیل عوامل داده‌ها به روش مؤلفه‌های اصلی پس از ۲۵ بار چرخش آزمایشی به بهترین ترکیب آیتمی و ساختاری خود دست یافت. تحلیل عوامل داده‌ها به روش چرخش متعامد (از نوع واریماکس) ۱۷ عامل اولیه را به دست داد. آخرین درصد تراکمی (۷۸/۴۰) نشان دهنده آن است که حدود ۷۸ درصد واریانس تیپ شخصیتی توسط ۱۷ عامل فرضی اولیه تبیین می‌گردد. در تحلیل عوامل از بارهای عاملی حداقل ۰/۴۰ استفاده شد یعنی ضریب همبستگی ۰/۴۰ به عنوان حداقل درجه همبستگی قابل قبول بین هر ماده و عوامل استخراج شده، تعیین شد و به این طریق نه عامل تیپ‌های انیه گرم تأیید گردید و هشت عاملی که سهم ناچیزی در تبیین واریانس داشتند مورد قبول قرار نگرفت. سپس این عوامل در اختیار متخصصین قرار گرفت و براساس تیپ شناسی انیه گرم نامگذاری شدند. از مجموع ۷۸ سؤال تحلیل عوامل شده ۲۸ سؤال روی هیچکدام از نه عامل قرار نگرفته و

-
1. Bartlett,s test of sphericity
 2. Kaiser- Mayer- Olkin test of sampling adequacy
 3. Rotated Component Matrix
 4. Cronbach,s alpha

در نتیجه حذف شدند. بررسی حاصل از تحلیل عاملی نشان داد، ۷ سؤال روی عامل ۱ (موفقیت طلب)، ۵ سؤال روی عامل ۲ (هنری)، ۵ سؤال روی عامل ۳ (کنترل کننده)، ۵ سؤال روی عامل ۴ (فکوری)، ۶ سؤال روی عامل ۵ (خوش گذران)، ۵ سؤال روی عامل ۶ (وفاخو)، ۷ سؤال روی عامل ۷ (کمال گرایی)، ۵ سؤال روی عامل ۸ (مهرطلب)، ۵ سؤال روی عامل ۹ (صلحجو) قرار گرفتند.

وزن عاملی پرسش‌ها در نه عامل پرسشنامه در جدول شماره ۲ نشان داده شده است.

جدول ۱. وزن عاملی پرسش‌ها در نه عامل پرسشنامه

عامل ۱ موفقیت طلب	وزن عاملی	عامل ۶ وفاجو	وزن عامل
سؤال شماره ۳۸	۰/۷۷۴	سؤال شماره ۵	۰/۷۰۳
سؤال شماره ۲۴	۰/۶۷۲	سؤال شماره ۱۲	۰/۶۰۲
سؤال شماره ۱۶	۰/۶۲۷	سؤال شماره ۱۸	۰/۴۸۱
سؤال شماره ۳۵	۰/۵۲۹	سؤال شماره ۲۷	۰/۴۲۰
سؤال شماره ۹	۰/۴۹۵	سؤال شماره ۳	۰/۳۹۵
سؤال شماره ۱۵	۰/۳۹۸	سؤال شماره ۵۰	۰/۳۱۷
عامل ۲ هنری یا رمانتیک		عامل ۷ کمال گرایی	
سؤال شماره ۴۰	۰/۷۵۴	سؤال شماره ۱	۰/۷۱۹
سؤال شماره ۳۱	۰/۷۴۷	سؤال شماره ۲۰	۰/۶۱۴
سؤال شماره ۴۸	۰/۵۷۵	سؤال شماره ۱۰	۰/۵۶۰
سؤال شماره ۱۴	۰/۵۶۱	سؤال شماره ۲۱	۰/۵۲۴
سؤال شماره ۲	۰/۴۲۲	سؤال شماره ۲۹	۰/۵۱۵
عامل ۳ کنترل کننده		سؤال شماره ۳۰	۰/۴۰۷
سؤال شماره ۴۶	۰/۷۳۳	سؤال شماره ۳۹	۰/۳۵۵
سؤال شماره ۴۷	۰/۶۳۲	عامل ۸ مهرطلب	
سؤال شماره ۲۸	۰/۵۸۴	سؤال شماره ۱۳	۰/۷۵۱
سؤال شماره ۶	۰/۴۸۱	سؤال شماره ۴۳	۰/۵۹۴
سؤال شماره ۴۱	۰/۴۴۰	سؤال شماره ۸	۰/۴۲۰
عامل ۴ فکوری		سؤال شماره ۱۱	۰/۳۹۲
سؤال شماره ۲۳	۰/۷۶۴	سؤال شماره ۲۵	۰/۳۷۷
سؤال شماره ۳۶	۰/۷۵۲	عامل ۹ صلح جو	

به منظور مطالعه روایی همزمان آزمون محقق ساخته، دو آزمون ریزو هادسان و محقق ساخته همزمان اجرا گردید و همبستگی بین مقیاس‌های دو آزمون نیز محاسبه شد. تمامی ضرایب به دست آمده در سطح ۹۹ درصد معنادار بودند. جدول شماره ۳ همبستگی نمرات کل دو آزمون را نشان می‌دهد. جداول همبستگی مربوط به مقیاس‌های دو آزمون به علت کثرت جداول ارائه نشد.

جدول ۳. همبستگی نمرات کل دو آزمون محقق ساخته و ریزو هادسان

ریزو هادسون	آزمون محقق ساخته	
۰/۶۴۵**	۱	آزمون محقق ساخته
۱	۰/۶۴۵**	ریزو هادسان
۱۰۷	۱۰۷	N

بحث و نتیجه‌گیری

در مجموع نتایج مطالعه حاضر با نتایج تحقیقات پیشین همسویی نشان می‌دهد (هادسون، ۲۰۰۰ نیوجنت به نقل از هادسون ۲۰۰۴، عبدالله به نقل از هادسون، ۲۰۰۵) ضریب آلفای کراباخ برای عوامل، بالا و معنادار هستند و در مطالعه روایی سازه به روش همسانی درونی و تحلیل عاملی تأییدی رضایت بخش است، تمام ضرایب همبستگی بین سؤالات و نمره کل در سطح ۹۹ درصد معنادار بودند. بنابراین می‌توانیم نتیجه بگیریم که در آزمون محقق ساخته تمامی سؤالات مربوط به یک حوزه بر روی هم، حوزه رفتاری واحدی را اندازه‌گیری می‌کنند. ضرایب همبستگی بین سؤالات حوزه‌های مختلف با هم معنادار نبودند، بنابراین نتیجه می‌گیریم که سؤالات مربوط به حوزه‌های مختلف یک ویژگی را نمی‌سنجند. روایی همزمان که از مطالعه ضریب همبستگی بین دو آزمون محقق ساخته و آزمون ریزو هادسون به دست آمد، (برابر ۰/۶۴۵) در سطح ۹۹ درصد معنادار بود. همچنین تمام ضرایب همبستگی بین نمرات مقیاس‌های دو آزمون در سطح ۹۹ درصد معنادار بودند. دارا بودن نتایج مطلوب در چهار شاخص اعتباری برای آزمون، مزیت به حساب می‌آید

(سیاروچی^۱ و همکاران، ۲۰۰۰). به طور خلاصه، در تحقیق حاضر ویژگی‌های مناسب روان‌سنجی و صحت ساختار عاملی مورد تأیید قرار گرفت. در نتیجه می‌توان از این مقیاس، به عنوان یک مقیاس مقدماتی جهت مطالعات بعدی آزمون‌سازی برای تیپ‌های شخصیت انیه گرم استفاده نمود. با وجود پیشینه پژوهشی در سایر کشورها، به نظر می‌رسد در زمینه تیپ‌شناسی انیه گرم پژوهشی در ایران انجام نشده و مطالعه حاضر نخستین تحقیقی است که در فرهنگ ایرانی انجام می‌گیرد. بنابراین امکان مقایسه نتایج با سایر مطالعات در فرهنگ ایران وجود نداشت که این مسئله از جمله محدودیت‌های مطالعه حاضر می‌باشد. در مورد سایر محدودیت‌های این پژوهش می‌توان گفت نمونه مورد مطالعه از میان جمعیت دانشجویی دانشگاه ارومیه جهت مطالعه مقدماتی انتخاب شده است. در نتیجه جهت استفاده از این مقیاس برای جمعیت کلی ایران به مطالعات گسترده‌تری نیاز است. علی‌رغم محدودیت‌های ذکر شده، با عنایت به نتایج تحقیق، پیشنهاد می‌شود که آزمون مقدماتی با آزمون‌های همگرا و واگرای دیگر جهت مطالعه روایی انجام گیرد. پیشنهاد می‌شود بر اساس نتایج به دست آمده از آزمون مقدماتی برنامه‌هایی جهت ساخت آزمون برای جامعه ایرانی طرح ریزی و اجرا شود.

منابع

- دلاور، ع. (۱۳۷۴). مقدمه‌ای بر نظریه‌های اندازه‌گیری (روان‌سنجی). تهران: انتشارات سمت.
- سیاسی، ع. ا. (۱۳۷۱). نظریه‌های شخصیت یا مکاتب روان‌شناسی. تهران: انتشارات دانشگاه تهران.
- شاملو، س. (۱۳۶۳). مکتب‌ها و نظریه‌ها در روان‌شناسی شخصیت. تهران: انتشارات چهر.
- کریمی، ی. (۱۳۷۴). روان‌شناسی شخصیت. تهران: نشر ویرایش.
- راس، آ. ا. (۱۳۷۳). روان‌شناسی شخصیت، نظریه‌ها و فرآیندها. (ترجمه سیاوش جمالفرد). تهران: بعثت. (انتشار کتاب به زبان اصلی، ۱۹۹۲).

- Adams, S.H. (1994). Role of hostility in women's health during midlife. A longitudinal study. *Health psychologys*, 13, 488-495
- Apostal, R.A. (1991). College students' career interests and sensing-intuition. personality. *Journal of College Student Development*, 32, 4-7.
- Bast, M. & Thomson, C. (2005). *Out of the box, the coaching with enneagram*. Louisburg, KS: Ninestar publishing.
- Ciarrochi, J., Chan, A. & Caputi, P. (2000). A critical evaluation of the emotional intelligence construct. *Personality and individual differences*, 28, 539-561.
- Cowan, D.A. (1989). An alternative to the dichotomous interpretation of Jung's psychological Functions: Developing more sensitive measurement technology. *Journal of Personality Assessment*, 53, 459-471.
- Dembroski, T.M., MacDougall, J.M., Costa, P.T. & Grandits, G.A. (1989). Components of hostility as predictors of sudden death and myocardial infarction in the Multiple Risk factor Intervention Trail. *Psychosomatic Medicine*, 51, 514-522.
- Dunne, T. (1999). *Enneatypes: Methods & Spirit our nine basic compulsions*. Universal publishers.
- Helmers, K.F., Posluszny, D.M., & Krantz, D.S. (1994). Associations of Hostility and coronary artery disease: A review of studies. In A. W. Siegman & T.W. Smith (eds). *Anger, hostility, and the heart* (pp. 67-96). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Hudson, R. (2000). *Understanding the enneagram practical guide to personality types*. Boston: Houghton Mifflin.
- Hudson, R. (2001). *Enneagram transformations*. Boston: Houghton Mifflin.
- Hudson, R. (2004). *Personality types. Using the enneagram for self-discovery*. Boston: Houghton Mifflin.
- Hudson, R. (2005). *The wisdom of the enneagram*. Boston: Bantam Books.
- Jung, C.G. (1933). *Psychological types*. New York: Harcourt, Brace and world.
- O'Hanrahan, P. (2007). *Enneagram professional training program*.
- Palmer, H. (1995). *Enneagram in love and work*. USA: Harper Sanfrancisco.
- Siegelman, M. (1988). Origins of extroversion-introversion. *Journal of Psychology*, 69, 85-91.
- Stricker, L. J. & Rosss, J. (1962). *A description and evaluation of the Myers Briggs type indicator*. Princeton, NJ: Educational testing service.
- Tallon, R. & Sikora, M. (2006). *Awareness to action*. Chicago: The university of Scranton center.
- Wink, P. (1993). Does Jung need rescuing? [Review of in search of Jung. Historical and philosophical enquiries]. *Contemporary Psychology*, 38, 1231-1232.
www.EnneagramWorldwide.com

تهیه و اعتباریابی ابزار سنجش «آمادگی ورودی یادگیرنده به دوره‌های الکترونیکی»

دکتر فرهاد سراجی^۱

دکتر مسیب یار محمدی واصل^۲

تاریخ پذیرش: ۸۹/۱۲/۱۵

تاریخ وصول: ۸۹/۷/۳۰

چکیده

هدف این پژوهش تدوین و ارائه ابزار سنجش آمادگی ورودی یادگیرنده به دوره‌های الکترونیکی است. ویژگی‌های ورودی یادگیرنده الکترونیکی یکی از دروندادهای مهم محیط‌های آموزش الکترونیکی است که بر فرآیند و بروندادهای آموزشی تأثیر می‌گذارد. جامعه آماری این پژوهش شامل دو دسته؛ متخصصان یادگیری الکترونیکی کشور و کارآموزان پسر رشته‌های فنی - حرفه‌ای است. برای انتخاب نمونه از بین متخصصان یادگیری الکترونیکی از روش نمونه‌گیری ملاک محور و برای انتخاب نمونه از جامعه کارآموزان از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چند مرحله‌ای استفاده شد. کارآموزان شرکت کننده در این پژوهش افرادی هستند که در تابستان ۱۳۸۸ در آموزشگاه‌های دولتی و آزاد زیر نظر سازمان آموزش فنی - حرفه‌ای کشور ثبت نام کرده‌اند. با مطالعه مبانی و پیشینه مربوط به آمادگی یادگیرنده الکترونیکی، پنج عامل و ۳۷ گویه مربوط به آنها استخراج شد، برای تعیین روایی صوری و محتوایی به متخصصان ارسال گردید. داده‌های حاصل از این کار با استفاده از ابزارهای پرسشنامه و مصاحبه جمع‌آوری شد. تحلیل داده‌ها نشان داد که پنج عامل شناسایی شده از طرف متخصصان تأیید و برخی از گویه‌ها به صورت جزئی یا کلی تغییر یافت. سپس برای تعیین پایایی ابزار پرسشنامه به صورت مقدماتی در بین ۶۰ نفر از کارآموزان فنی حرفه‌ای توزیع و تحلیل شد. تحلیل همبستگی هر گویه با کل

۱- عضو هیئت علمی دانشگاه بوعلی سینا

۲- عضو هیئت علمی دانشگاه بوعلی سینا

گویه‌ها (۰/۸۹) محاسبه شد و دو مورد از گویه‌ها که با کل گویه‌ها همبستگی کمتری داشتند، کنار گذاشته شدند. سپس پرسشنامه در بین ۵۴۰ نفر از کارآموزان نمونه آماری توزیع و ۴۱۲ پرسشنامه جمع آوری شد. نتایج تحلیل عاملی با استفاده از روش واریماکس و براساس آزمون اسکری بیانگر وجود پنج عامل (دسترسی و مهارت کار با رایانه و اینترنت، مهارت‌های ارتباطی و مشارکتی، ویژگی‌های شناختی، مهارت‌های فراشناختی، مهارت‌های خود رهیابی) در آزمون آمادگی ورودی یادگیرنده به دوره‌های الکترونیکی بود، که در مجموع بیش از ۴۸/۶۷ درصد از واریانس کل آزمون را تبیین کردند. همچنین تحلیل داده‌ها نشان داد که ضریب آلفای کرانباخ عامل اول (۰/۹۰)، عامل دوم (۰/۷۵)، عامل سوم (۰/۷۷)، عامل چهارم (۰/۸۳) و عامل پنجم (۰/۸۲) و کل گویه‌ها معادل (۰/۹۲) است. تحلیل داده‌های حاصل از روش تحلیل عاملی تأییدی نیز نشان داد که پنج عامل شناسایی شده و گویه‌های مربوط به آنها با هم مرتبط هستند. براساس یافته‌های این پژوهش یادگیرنده داوطلب ورود به دوره‌های الکترونیکی باید؛ با کاربرد ابزارهای اینترنتی آشنا باشد، مهارت‌های شناختی و فراشناختی داشته باشد و از قدرت خود رهیابی و برقراری ارتباط الکترونیکی همزمان و ناهمزمان برخوردار باشد.

واژگان کلیدی: آمادگی الکترونیکی، یادگیرنده الکترونیکی، یادگیری الکترونیکی، ویژگی‌های ورودی.

مقدمه

باتوسعه امکانات ارتباطی و اطلاعاتی اینترنت تعدادی از سازمان‌ها و دانشگاه‌ها آموزش‌های خود را از طریق محیط یادگیری الکترونیکی به یادگیرندگان عرضه می‌کنند. در طراحی آموزش این گونه محیط‌ها، عوامل و مؤلفه‌های متعددی به عنوان درون‌داد سیستم آموزشی مدنظر قرار می‌گیرند تا با ایجاد ارتباط و تعاملات آموزشی برخی از برون‌دادهای از پیش تعیین شده و ضمنی محقق گردد (هوگارت^۱، ۲۰۰۸).

کیفیت برنامه، ویژگی‌های محتوای الکترونیکی، فناوری‌های در دسترس، کیفیت سامانه مدیریت یادگیری^۱، ویژگی‌های معلم یا مربی و ویژگی‌های یادگیرنده مجموعه‌ای از دروندادهای یک نظام آموزش الکترونیکی هستند که ویژگی‌ها و سطح کیفی آنها بر کیفیت فرآیند و برونداد آموزشی تأثیر می‌گذارد. این فرایندها نیز به نوبه خود بروندادهای آموزشی و میزان رضایت یادگیرندگان را تحت تأثیر قرار می‌دهند (بیک و شورنک^۲، ۱۹۹۷؛ ۲۰۰۴). از این رو طراحان و مدیران محیط‌های یادگیری الکترونیکی باید قبل از راه‌اندازی این محیط، از کیفیت هر یک از عناصر دروندادی آموزش الکترونیکی اطمینان حاصل کنند.

یکی از دروندادهای نظام آموزش الکترونیکی مهارت‌ها و ویژگی‌های ورودی یادگیرنده است. ویژگی‌های ورودی یادگیرنده شامل نگرش‌ها و مهارت‌های پیش‌نیاز هستند که یادگیرندگان برای ورود به فرایند آموزش باید آن را داشته باشند. شناسایی این ویژگی‌ها به طراح و مدیر آموزش الکترونیکی کمک می‌کند تا درباره هر یک از عناصر آموزش نظیر؛ محتوا، نحوه توالی دهی مطالب، شیوه ارائه، طراحی فعالیت‌ها، شیوه پشتیبانی از یادگیرندگان و انتخاب ابزارهای ارزشیابی تصمیم‌های واقع بینانه اتخاذ کند (موریسون و همکاران^۳، ۲۰۰۴، ص ۷۶). محیط یادگیری الکترونیکی از ابزارها و فناوری‌هایی تشکیل شده است که ویژگی خاصی به این محیط می‌بخشد. برخی از این ویژگی‌ها از محیط‌های یادگیری حضوری و آموزش‌های از راه دور سنتی متفاوت است. یادگیرنده با به کارگیری ابزارها و نرم‌افزارهای این محیط می‌تواند؛ به صورت همزمان و ناهمزمان با یاددهنده و همکلاسی‌ها ارتباط برقرار کند، به منابع اطلاعاتی گوناگون دسترسی داشته باشد، به محتوای درسی در قالب‌های متنی، صوتی و تصویری دست پیدا کند و متناسب با موقعیت شغلی، سبک‌های یادگیری و ویژگی‌های فردی خود، در دوره‌های آموزشی شرکت نماید (میگل و مک فرسون^۴، ۲۰۰۴، ص ۳۵). بنابراین با توجه به ویژگی‌های فنی، ارتباطی،

1. Learning management system(LMS)
2. Charles E. Beck; Gary,R. Schornack
3. Morrison, Ross & Kemp
4. Miguel; B. Mcpherson

اطلاعاتی، چند حسی و ابرسانه‌ای، هر زمانی و هر مکانی محیط الکترونیکی، یادگیرنده باید مهارت‌ها و ویژگی‌هایی را دارا باشد تا بتواند از امکانات این محیط به نحو مؤثر و در جهت بهبود یادگیری‌های خود استفاده کند (پرات و پالوف^۱، ۲۰۰۵، ص ۲۴). در این پژوهش با توجه به ویژگی‌های محیط الکترونیکی، عوامل و گویه‌های مربوط به سنجش «آمادگی ورودی یادگیرندگان به محیط یادگیری الکترونیکی» شناسایی و ارائه می‌شود.

ویژگی‌های ورودی یادگیرنده یکی از دروندادهای محیط یادگیری الکترونیکی است. این ویژگی‌ها شامل دانش و مهارت‌های یادگیرنده در کاربرد ابزارهای فناورانه و برخی عوامل روانی است که موجب موفقیت یا شکست او در آن محیط می‌شود. محیط یادگیری الکترونیکی شامل مجموعه‌ای از ابزارها، امکانات و نرم افزارهایی است که استفاده اثربخش از آنها به دانش، مهارت و نگرش‌هایی نیاز دارد (یانگ^۲، ۲۰۰۳). نتایج پژوهش‌های انجام شده در مورد ویژگی‌های یادگیرنده الکترونیکی موفق یا بررسی‌های مربوط به علل عدم موفقیت یادگیرندگان در دوره‌های الکترونیکی (همچون؛ رود^۳، ۲۰۰۴؛ پالوف و پرات، ۲۰۰۳؛ واتکینز و همکاران^۴، ۲۰۰۴) نشان می‌دهد؛ عدم دسترسی به رایانه و اینترنت، نداشتن مهارت‌های جستجو، طبقه بندی و تحلیل اطلاعات، عدم استفاده مؤثر از ابزارها و شیوه‌های ارتباطی، نبود مهارت خودانگیزگی و توان برنامه ریزی و نا آشنایی با شیوه‌های مطالعه در محیط یادگیری الکترونیکی از جمله علل شکست و افت کیفیت دوره‌های یادگیری الکترونیکی است.

از طرفی پژوهش‌های پیسکاریج^۵، ۲۰۰۳؛ واتکینز و همکاران، ۲۰۰۴ و دباغ^۶، ۲۰۰۷ نشان می‌دهد برخی از مدیران و طراحان آموزش‌های الکترونیکی به برخی از عناصر آموزش الکترونیکی مانند؛ سامانه مدیریت یادگیری و تهیه محتوای الکترونیکی تأکید

-
1. Pratt & Pallof
 2. Young
 3. Rhode
 4. Ryan Watkins; Doug Leigh; Don Triner
 5. Piskurich
 6. Dabbagh

ویژه‌ای دارند و به برخی از عناصر دروندادی دیگر مانند ویژگی‌ها و مهارت‌های ورودی یادگیرنده و مهارت‌های مورد نیاز معلم الکترونیکی توجه ندارند.

علی‌رغم اینکه در سال‌های گذشته دوره‌های آموزش الکترونیکی در اغلب دانشگاه‌ها و سازمان‌ها گسترش یافته است، لیکن تنها دانشگاه‌ها و سازمان‌های محدودی همچون؛ دانشگاه فونیکس، دانشگاه کپلا^۱ و سازمان‌هایی مانند وب دوکیشن^۲ برای توسعه برنامه‌های یادگیری الکترونیکی دستورالعمل‌ها و ملاک‌هایی را در زمینه‌های فنی و روان‌شناختی برای داوطلبان ورود به دوره‌های الکترونیکی تدوین کرده‌اند. در ایران نیز با توجه به گسترش دوره‌های یادگیری الکترونیکی در دانشگاه‌هایی مانند؛ دانشگاه شیراز، دانشگاه خواجه نصیرالدین طوسی، دانشگاه علم و صنعت، دانشکده مجازی علوم حدیث و برخی دانشگاه‌های دیگر و سازمان‌هایی مانند سازمان آموزش فنی حرفه‌ای کشور هنوز در زمینه تدوین ابزار یا تعیین ملاک‌های ورودی یادگیرندگان به دوره‌های الکترونیکی هیچ پژوهش یا اقدامی صورت نگرفته است. از این رو با توجه به نقش ویژگی‌های ورودی یادگیرندگان به ویژه از جهت آمادگی الکترونیکی، در موفقیت یا شکست دوره‌های یادگیری الکترونیکی پژوهش حاضر درصدد است تا ابزاری را برای سنجش مهارت‌های ورودی داوطلبان دوره‌های الکترونیکی تدوین کند. به عبارت دیگر هدف کلی این پژوهش تدوین و اعتباریابی ابزار سنجش «آمادگی یادگیرنده الکترونیکی»^۳ برای ورود به دوره‌های یادگیری الکترونیکی است.

یادگیری الکترونیکی نوعی یادگیری از راه دور است که از طریق رایانه و اینترنت ارائه می‌شود. این محیط از برخی جهات با محیط آموزش از راه دور شباهت دارد. در هر دو محیط یادگیری، یادگیرنده و یاددهنده از هم فاصله دارند و یادگیرنده به طور مستقل به یادگیری اقدام می‌کند. به علاوه محیط یادگیری الکترونیکی به دلیل قابلیت‌های ویژه رایانه و اینترنت از جهاتی نیز با محیط آموزش‌های از راه دور متفاوت است. این تفاوت‌ها عبارتند از؛ پیشرفت مداوم ابزارها و فناوری‌های اینترنتی، شیوه‌های ارتباط همزمان و

1. Capella university
2. WEBducation
3. Learner e-readiness

ناهمزمان، دسترسی به منابع اطلاعات متنوع و گوناگون، دسترسی به محتواهای متنی، صوتی و تصویری، شرکت در فعالیت‌های یادگیری گروهی (هائونگ^۱، ۲۰۰۹). ویژگی‌های محیط یادگیری الکترونیکی به اختصار شامل موارد زیر است:

۱) محیط یادگیری الکترونیکی از ابزارها و فناوری‌های گوناگون تشکیل شده است. در این محیط برخلاف محیط‌های آموزش از راه دور مکاتبه‌ای^۲ یادگیرنده برای شرکت در دوره‌های آموزشی باید از ابزارهای گوناگون مانند؛ ابزارهای ثبت نام، ابزارهای مدیریت، ابزارهای ارسال تکالیف، ابزارهای دریافت فایل‌های صوتی و تصویری و ابزارهای ارتباطی بهره‌گیرد که مجموعه آنها محیط سامانه مدیریت یادگیری را به وجود می‌آورد. بدین ترتیب داوطلب یادگیری الکترونیکی باید به رایانه مجهز به ابزارهای جانبی صوتی و تصویری دسترسی داشته باشد، مهارت کار با اینترنت، برخی ابزارها و نرم افزارها را دارا باشد و به یادگیری کاربرد فناوری‌ها و ابزارهای جدید علاقه‌مند باشد تا بتواند در محیط یادگیری الکترونیکی از این ابزارها استفاده کند (کینگ^۳، ۲۰۰۸).

۲) در محیط یادگیری الکترونیکی یادگیرنده و یاددهنده می‌توانند به صورت همزمان^۴ و ناهمزمان^۵ با یکدیگر ارتباط برقرار کنند. برخلاف محیط‌های یادگیری آموزش از راه دور مکاتبه‌ای، در این محیط یادگیرنده و یاددهنده می‌توانند از هر مکانی و در یک زمان مشخص به مانند کلاس حضوری با یکدیگر ارتباط برقرار کنند. این ارتباطها از طریق ابزارهای کنفرانس صوتی، ویدئویی و ابزارهای جلسات آنلاین انجام می‌شود. از طرفی در این محیط یادگیرنده و یاددهنده با به کارگیری ابزارهای ارتباطی ناهمزمان مانند؛ تالارهای گفتگو، بلاگ، ویکی و ابزارهای ایجاد شبکه اجتماعی آنلاین نظیر نیتق^۶ می‌توانند در هر زمان با یکدیگر ارتباط برقرار کنند (مارسپ و نارین^۷، ۲۰۰۹). این ارتباطها عمدتاً از طریق نوشتار صورت می‌گیرد. از این رو داوطلب یادگیری الکترونیکی باید مهارت

1. Rui-Ting Huang
2. Coresspondence
3. King
4. Sychrone
5. Asychrone
6. www.ning.com
7. Marsap & Narin

برقراری ارتباط در محیط‌های آنلاین همزمان و ناهمزمان را داشته باشد، از مهارت نوشتاری بالایی برخوردار باشد تا بتواند مقاصد، عواطف و تفکرات خود را از طریق نوشته بیان کند. در این محیط برخلاف آموزش حضوری یادگیرنده از سوی مدیر یا معلم برای حضور در محیط یادگیری و انجام تکالیف اجباری ندارد، بلکه او باید به صورت خودانگیخته و با تنظیم برنامه زمانی فعالیت‌ها و زمان مشارکت خود در آموزش را مشخص کند.

۳) در محیط یادگیری الکترونیکی یادگیرنده به منابع اطلاعاتی گوناگون دسترسی دارد. در این محیط یادگیرنده به منابع گوناگون اطلاعاتی مانند؛ وب سایت‌ها، وبلاگ‌ها، گروه‌های خبری، پادکست‌ها و سایر منابع متنی، صوتی و تصویری دسترسی دارد. دسترسی به اطلاعات گوناگون از جهتی به یادگیرنده کمک می‌کند تا ابعاد مختلف یک موضوع یا مسئله را بشناسد. لیکن یادگیرنده برای استفاده بهتر از این منابع اطلاعاتی باید نیازهای یادگیری و اطلاعاتی خود را تشخیص دهد، اطلاعات دریافتی را طبقه‌بندی، تحلیل و تفسیر کند تا بتواند از منابع قابل دسترس در محیط یادگیری الکترونیکی برای بهبود دانش و مهارت‌های خود استفاده کند. بنابراین داوطلب یادگیری الکترونیکی باید مهارت تفکر علمی داشته باشد و با به کارگیری روش علمی بتواند اطلاعات را طبقه‌بندی و تجزیه و تحلیل کند و سپس از طریق تفسیر اطلاعات راه حل‌های جدید را برای حل مسائل ارائه کند. از طرفی داوطلب ورود به دوره‌های یادگیری الکترونیکی باید برای تشخیص صحت و سقم اطلاعات ارائه شده در منابع گوناگون مهارت تفکر انتقادی داشته باشد. او نباید هر اطلاع ارائه شده در مباحثه‌های آنلاین یا وبلاگ‌ها را به طور ساده بپذیرد، بلکه باید بدون تعصب و پیش داوری داده‌ها را ارزیابی و واریسی نماید (هائونگ، ۲۰۰۹).

۴) در محیط یادگیری الکترونیکی یادگیرنده به محتواهای چندرسانه‌ای و ابررسانه‌ای^۱ دسترسی دارد. در محیط‌های آموزش حضوری و آموزش از راه دور غالباً محتوای آموزشی به صورت متن و تصاویر ثابت به یادگیرنده ارائه می‌شود. لیکن در محیط یادگیری الکترونیکی مفاهیم، اصول و روش کارهای مربوط به هر موضوع درسی در قالب

فایل‌های متنی، صوتی و تصویری در اختیار یادگیرنده قرار می‌گیرد. او باید متناسب با سبک یادگیری یک یا تعدادی از قالب‌های ارائه را انتخاب کند. از طرفی در این محیط محتواهای متنی، صوتی و تصویری به صورت غیرخطی و ابررسانه‌ای به یکدیگر پیوند داده می‌شوند. یادگیرنده الکترونیکی باید با مطالعه و مشاهده این ابر پیوندها بتواند مطالب مورد نیاز یادگیری خود را استخراج و به زبان خود یادداشت کند. به عبارت دیگر او باید بتواند اطلاعات ارائه شده در قالب‌های مختلف صوتی و تصویری را به قالب یادداشت‌های متنی تبدیل کند (استروبل و همکاران^۱، ۲۰۰۷؛ لمریسر و تریکوت^۲، ۲۰۰۵).

۵) در محیط یادگیری الکترونیکی فناوری‌ها و فرصت‌های گوناگونی برای یادگیری گروهی وجود دارد. با توسعه وب^۳ ابزارها و قابلیت‌ها مشارکتی محیط‌های یادگیری الکترونیکی افزایش یافته است. برخلاف محیط‌های یادگیری مربوط به نسل اول وب^۴ و آموزش‌های از راه دور که غالباً در آنها تکالیف و فعالیت‌های یادگیری به صورت یادگیری فردی طراحی می‌شود، در محیط‌های یادگیری الکترونیکی امروزی اغلب بر طراحی فعالیت‌های یادگیری گروهی و مشارکتی تأکید می‌گردد. از این رو یادگیرنده الکترونیکی باید مهارت‌های لازم برای شرکت در فعالیت‌های گروهی مشارکتی را دارا باشد، از حس مسئولیت‌پذیری بالایی برخوردار باشد و بخش‌های محول شده از یک پروژه گروهی را به موقع انجام دهد، سعه صدر داشته باشد و بتواند در موقعیت مباحثه‌های چالش برانگیز نظرات و دیدگاه‌های متفاوت را تحمل کند.

بنابراین داوطلب یادگیری الکترونیکی باید به مانند یادگیرنده از راه دور توان یادگیری مستقل را داشته باشد و از طرفی با توجه به ویژگی‌های محیط یادگیری الکترونیکی؛ مهارت کاربرد ابزارهای اینترنتی را داشته باشد، از ویژگی‌های شناختی مانند قدرت تفکر انتقادی و حل مسأله برخوردار باشد، مهارت‌های ارتباط الکترونیکی به صورت همزمان و ناهمزمان را داشته باشد، در موقعیت‌های گوناگون به صورت خود

1. Strobel, Jonassen & Ionas
 2. Lemerrier; A. Tricot
 3. Web.2
 4. Web.1

انگیزه‌ها می‌تواند در فعالیت‌های یادگیری شرکت کند، برنامه‌ای را برای مطالعه تنظیم کند و در فعالیت‌های گروهی حس مسئولیت‌پذیری و سعه صدر داشته باشد.

دباغ (۲۰۰۷) در پژوهشی ویژگی‌های مهم یادگیرنده الکترونیکی را با توجه به ویژگی‌ها و قابلیت‌های محیط یادگیری الکترونیکی چنین برمی‌شمارد: خودپنداره تحصیلی قوی، مهارت در کاربرد فناوری‌ها، مهارت ارتباط نوشتاری، مهارت فعالیت در گروه‌های کوچک و بزرگ مجازی، توان ارتباطی بین فردی، فهم و ارزیابی تعامل و مشارکت، خودکنترلی، مهارت خود رهیابی، تشخیص نیازهای یادگیری، توان بحث و دیالکتیک، مهارت خود ارزیابی و ارزشیابی هم گروهی، نظارت و تنظیم مکانیزم‌های خود یادگیری.

شرام و هانگ (۲۰۰۲) مهارت‌های مورد نیاز یادگیرنده الکترونیکی را شامل هفت جنبه می‌دانند؛ دسترسی به فناوری، تجربه و مهارت در کاربرد فناوری، سبک‌های یادگیری مستقل از زمینه، مهارت‌ها و عادات مطالعه، اهداف، سبک و شیوه زندگی، ویژگی‌ها و خصائص شخصی. رود (۲۰۰۴) در پژوهشی ویژگی‌های یادگیرندگان موفق در محیط آن لاین را بررسی می‌کند و نشان می‌دهد که یادگیرنده موفق در این محیط باید؛ به فناوری دسترسی و مهارت کاربرد آن را داشته باشد، دید باز و انعطاف‌پذیر داشته باشد، خودانگیزه و خودانضباط باشد، برای مطالعه در هفته وقت کافی اختصاص دهد، به کار گروهی و تیمی علاقمند باشد، تفکر انتقادی داشته باشد، به یادگیری از راه دور علاقه‌مند باشد و مهارت خود ارزیابی داشته باشد.

ترنس^۱ (۲۰۰۴) در پژوهشی به بررسی «موانع آموزش‌های آنلین در سازمان‌ها از دیدگاه یادگیرندگان» می‌پردازد. او نشان می‌دهد که چهار مانع مهم در موفقیت دوره‌های یادگیری الکترونیکی به ترتیب عبارتند از؛ نبود مهارت‌های خود رهیابی در یادگیرندگان، نبود مهارت‌های رایانه‌ای و فناوری، ضعف در مدیریت زمان و نبود تعاملات رو در رو.

سینگ^۲ (۲۰۰۴) هفت ویژگی مهم یادگیرندگان موفق در محیط‌های یادگیری ناهمزمان را چنین برمی‌شمارد؛ داشتن روحیه یادگیری مادام‌العمر، خود انگیزگی، مهارت

1. Noreneh H. Trondsen

2. Harvey Singh

مدیریت زمان، مشارکت در اجتماع یادگیری، به کارگیری فنون و راهبردهای یادگیری و فعال و آماده یادگیری بودن.

واتکینز^۱ (۲۰۰۴) در پژوهشی نشان می‌دهد، یادگیرندگان الکترونیکی موفق برای یادگیری منابع نوشتاری آنلاین از راهبردهای زیر استفاده می‌کنند؛ تشخیص هدف، بررسی مقدماتی منابع، طرح پرسش در ابتدای مطالعه، یادداشت‌برداری، مرور و تامل در مورد یادداشت‌ها. واتکینز و همکاران^۲ (۲۰۰۴) در پژوهشی ابزاری را برای خودآزمایی^۳ میزان آمادگی یادگیرندگان الکترونیکی تدوین می‌کند. او در تهیه این ابزار شش عامل را شناسایی می‌کند؛ دسترسی به فناوری، مهارت‌ها و روابط آنلاین، انگیزش، استفاده از صدا و تصاویر آنلاین، مباحثه اینترنتی و عوامل مهم انسانی. او سپس برای هر یک از عامل‌ها، گویه‌هایی را تدوین می‌کند.

پالوف و پرات (۲۰۰۳) در کتاب «دانشجوی مجازی»^۴ ابتدا به علل عدم اثربخشی دوره‌های الکترونیکی اشاره کرده و سپس بر ویژگی‌های یادگیرنده الکترونیکی تأکید می‌کنند. به اعتقاد آنها یادگیرنده الکترونیکی باید؛ توان مباحثه، قدرت پرسشگری، مدیریت زمان، مسئولیت‌پذیری، سعه صدر و انعطاف‌پذیری، توان تحلیل و تفسیر اطلاعات را داشته باشد و از لحاظ فنی نیز به فناوری‌های مورد نیاز به حد لازم دسترسی داشته باشد.

دنیل بریج (۲۰۰۱) یادگیرندگان الکترونیکی را افرادی می‌داند که در فرآیند یادگیری احساس مسئولیت می‌کنند و به خود اتکاء دارند. به اعتقاد او این دسته از یادگیرندگان به طور مداوم میزان پیشرفت خود را ارزیابی و کنترل می‌کنند و نسبت به دیگران از مهارت‌های ارتباطی و تعاملی بیشتری برخوردار هستند. از این‌رو او ویژگی‌های یادگیرندگان الکترونیکی موفق را به سه دسته طبقه بندی می‌کند: افراد خود رهیاب، افراد دارای مهارت‌های فراشناختی کافی و افراد دارای قابلیت‌های مشارکتی.

1. Ryan Watkins
2. Ryan Watkins; Doug Leigh; Don Triner
3. Self- assessment
4. Virtual student

پیسکاریج (۲۰۰۳) ضمن اشاره به برخی از مشکلات یادگیرندگان الکترونیکی، مهم‌ترین ویژگی‌های یادگیرندگان موفق الکترونیکی را چنین ذکر می‌کند: افرادی خودآموز و یادگیرندگان مستقل هستند، علاقمند و مصر به یادگیری هستند، مهارت‌های رایانه‌ای کافی دارند، با واژه پردازها و صفحه کلید به راحتی کار می‌کنند، از مهارت‌های فراشناختی کافی برخوردار هستند. مؤسسه تکنولوژی دانشگاه ویرجینیا مهارت‌های زیر را برای داوطلبان ورود به دوره‌های الکترونیکی این مؤسسه شرط لازم می‌داند: دارا بودن مهارت‌های مدیریت زمان، توانایی حل مسئله و تفکر منطقی، خودانگیخته بودن، میل به یادگیری مستقل (پورتر^۱، ۲۰۰۴، ص ۱۷۴). سن تی و اسمیت^۲ (۲۰۰۷) در کتاب «یادگیرنده الکترونیکی موفق در رشته‌های علوم بهداشتی و مددکاری» ویژگی‌های یادگیرندگان الکترونیکی را به قرار زیر برمی‌شمارند: دسترسی به رایانه شخصی و متصل به اینترنت با سرعت اتصال کافی، دارا بودن مهارت‌های لازم برای کار با رایانه، سبک‌های یادگیری مستقل و خودآموز، انگیزه کافی، دسترسی به ابزارهایی نظیر؛ ابزارهای ذخیره داده‌ها، چاپگر و نرم افزارهای دانلود.

بدین ترتیب با تحلیل نتایج پژوهش‌های انجام شده درباره مهارت‌های ورودی یادگیرنده الکترونیکی می‌توان به موارد زیر به عنوان مهارت‌های مهم اشاره کرد؛ دسترسی و مهارت کار با رایانه و اینترنت، مهارت خودآموزی، خودانگیختگی، داشتن تفکر حل مسئله و انتقادی، مهارت مدیریت زمان، علاقمند به یادگیری، مهارت خود رهیابی، توان ارتباط با گروه، خود ارزیابی، قدرت پرسشگری، مهارت مباحثه، مسئولیت پذیری، مهارت استفاده از منابع یادگیری آنلاین و به کارگیری راهبردهای یادگیری مناسب.

روش پژوهش

جامعه آماری این پژوهش شامل دو دسته زیر است: ۱) - متخصصان و دست‌اندرکاران یادگیری الکترونیکی کشور. برای تعیین روایی محتوایی ابزار ۲۰ نفر از متخصصان و

1. Porter
2. Santy & Smith

دست‌اندرکاران یادگیری الکترونیکی کشور از طریق نمونه‌گیری ملاک محور انتخاب شدند. نمونه انتخاب شده شامل افرادی است که در زمینه یادگیری الکترونیکی فعالیت علمی یا اجرایی داشته‌اند. (۲) - کارآموزان آموزشگاه‌های فنی - حرفه‌ای دولتی و آزاد پسرانه در تابستان ۱۳۸۸ در سطح شهر تهران. برای انتخاب نمونه از این جامعه از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چند مرحله‌ای استفاده شد. به این نحو که ابتدا از بین مناطق بیست و دوگانه شهر تهران، هشت منطقه به صورت تصادفی انتخاب شد. در مرحله بعد به صورت تصادفی از هر منطقه، پنج آموزشگاه که رشته‌های اولویت دار فنی - حرفه‌ای^۱ برای الکترونیکی شدن را ارائه می‌کنند، انتخاب شدند (مجموعاً ۴۰ آموزشگاه پسرانه). در مرحله سوم ۰/۳۰ درصد کارآموزان رشته‌های اولویت‌دار هر آموزشگاه به صورت تصادفی انتخاب شد که مجموع آنها حدود ۶۰۰ نفر برآورد گردید.

حجم نمونه انتخاب شده با توجه به این منطق که برای تعیین پایایی یک ابزار پرسشنامه، باید به ازای هر گویه حداقل ده آزمودنی در آزمون شرکت کنند، انتخاب شد. در این پژوهش تعداد گویه‌ها ۴۱ مورد بود که ابزار در بین ۶۰۰ کارآموز توزیع شد ولی در نهایت ۴۱۲ پرسشنامه تکمیل شده جمع‌آوری گردید.

ابزارهای جمع‌آوری داده‌ها

برای جمع‌آوری داده‌ها در مورد روایی محتوایی ابزار از متخصصان و دست‌اندرکاران یادگیری الکترونیکی از دو شیوه یا ابزار پژوهشی زیر استفاده شد:

(۱) پرسشنامه: ابزار اولیه شامل پنج عامل و ۳۷ گویه مربوط به آنها بود. این پرسشنامه به سه مقیاس (مناسب، قابل اصلاح و نامناسب) درجه بندی شده بود. متخصصان با مشخص کردن هر مقیاس نظرات خود را در مورد وضعیت عامل و گویه‌های مربوط به آن بیان کردند.

۱- سازمان آموزش فنی حرفه‌ای کشور برخی از رشته‌هایی که با ویژگی‌های محیط یادگیری الکترونیکی سازگاری بیشتری دارند، شناسایی و اولویت بندی کرده است.

۲) مصاحبه: با پنج نفر از متخصصان که نظرات توضیحی و نکات مهم در پرسشنامه نوشته بودند، به صورت حضوری در مصاحبه نیمه ساختار یافته شرکت کردند. برای تعیین پایایی ابزار، پرسشنامه‌ای که از تحلیل نظرات و بازخوردهای متخصصان به دست آمده بود، با ۴۱ گویه در بین کارآموزان توزیع شد. در این پژوهش برای تحلیل داده‌های حاصل از مصاحبه با متخصصان از روش‌هایی همچون مقوله‌بندی و کدگذاری؛ و برای تحلیل پرسشنامه‌های متخصصان و کارآموزان از تحلیل‌های کمی مانند ضریب آلفای کرونباخ جهت محاسبه همسانی درونی آزمون و خرده مقیاس‌های آن، تحلیل عاملی تأییدی (تحلیل مؤلفه‌های اصلی^۱ و چرخش واریماکس) برای بررسی اعتبار سازه پرسشنامه، آزمون‌های کرویت بارتلت و کفایت نمونه‌برداری (KMO) استفاده شد.

یافته‌های پژوهش

در این پژوهش پس از مطالعه مبانی و پیشینه پژوهش پنج عامل و ۳۷ گویه برای سنجش آمادگی ورودی یادگیرنده به دوره‌های الکترونیکی شناسایی شد. در جدول (۱) پنج عامل و تعداد گویه‌های مربوط به آنها ارائه شده است.

جدول ۱. عامل‌ها و تعداد گویه‌های مربوط به هر عامل

تعداد گویه‌ها	عامل‌ها
۸	دسترسی و مهارت کار با رایانه و اینترنت
۷	مهارت‌های ارتباطی و مشارکتی
۸	ویژگی‌های شناختی
۷	مهارت‌های فراشناختی
۷	مهارت‌های خود رهیابی

همان‌طوری که جدول شماره (۱) نشان می‌دهد، پرسشنامه‌ای با پنج عامل، ۳۷ گویه و در مقیاس سه درجه‌ای (مناسب، قابل اصلاح و نامناسب) تنظیم و به منظور تعیین روایی محتوایی به متخصصان و دست‌اندرکاران یادگیری الکترونیکی کشور ارسال شد. همچنین

با پنج نفر از متخصصانی که در پرسشنامه‌ها نکات اصلاحی قابل توجه و مهم بیان کرده بودند، مصاحبه‌ای انجام شد. نتیجه تحلیل پرسشنامه‌ها و مصاحبه‌ها در جدول (۲) ارائه شده است.

جدول ۲. عامل‌ها و گویه‌ها پس از تحلیل نظرات متخصصان یادگیری الکترونیکی

تعداد گویه‌ها	عامل‌ها
۱۰	دسترسی و مهارت کار با رایانه و اینترنت
۶	مهارت‌های ارتباطی و مشارکتی
۸	ویژگی‌های شناختی
۸	مهارت‌های فراشناختی
۹	مهارت‌های خود رهیابی

با توجه به جدول (۲) پس از تحلیل پرسشنامه‌ها و مصاحبه‌ها پنج عامل اصلی تغییری نکرد. به عبارت دیگر متخصصان پنج عامل اصلی را به عنوان مقیاس سنجش آمادگی ورودی یادگیرنده الکترونیکی تأیید کردند. ولی تغییرات انجام شده در برخی از گویه‌ها به شرح زیر است.

(۱) در گویه‌های مربوط به عامل اول برخی از اصلاحات نوشتاری انجام شد. یک گویه به طور کامل بازنویسی و دو گویه دیگر به آن افزوده شد.

(۲) در گویه‌های مربوط به عامل دوم چهار گویه بازنویسی و دو گویه بدون تغییر و یک گویه حذف شد.

(۳) در گویه‌های مربوط به عامل سوم شش گویه بدون تغییر و دو گویه بازنویسی شد.

(۴) در گویه‌های مربوط به عامل چهارم، چهار گویه بدون تغییر و یک گویه بازنویسی شد. همچنین یک گویه حذف و دو گویه جدید تدوین و جایگزین آن شد.

(۵) در گویه‌های مربوط به عامل پنجم، شش گویه بازنویسی، یک گویه حذف و چهار گویه دیگر تهیه و تنظیم شد.

پس از اعمال این اصلاحات ابزار تدوین شده به طور مجدد به دو نفر از متخصصان ارسال و با اصلاحات جزئی مورد تأیید آنها قرار گرفت.

تعیین پایایی ابزار: برای تعیین پایایی ابزار، ابتدا به صورت مقدماتی ابزار در بین ۶۰ نفر از نمونه آماری اجرا و تحلیل شد. ضریب آلفای کرانباخ (۰/۸۹) برای کل گویه‌ها و همبستگی هر گویه با کل گویه‌ها محاسبه گردید. گویه‌های ۱۶،۲۱ که با کل گویه‌ها همبستگی زیر ۰/۳۰ داشتند، حذف شدند. سپس پرسشنامه به طور مجدد اصلاح و در بین ۵۴۰ کارآموز پسر توزیع شد. ابتدا ضریب آلفای کرانباخ بین گویه‌های مربوط به هر عامل محاسبه شد. در جدول (۳) ضریب آلفای کرانباخ گویه‌های مربوط به عامل‌ها ارائه شده است.

جدول ۳. محاسبه آلفای کرانباخ گویه‌های مربوط به هر عامل

عامل‌ها	تعداد گویه‌ها	ضریب آلفای کرانباخ
دسترسی و مهارت کار با رایانه و اینترنت	۱۰	۰/۹۰
مهارت‌های ارتباطی و مشارکتی	۵	۰/۷۵
ویژگی‌های شناختی	۷	۰/۷۷
مهارت‌های فراشناختی	۸	۰/۸۳
مهارت‌های خود رهیابی	۹	۰/۸۲

حداقل ضریب آلفای کرانباخ برای گویه‌های مربوط به هر عامل ۰/۷۰ در صد تعیین شد. با توجه به جدول شماره (۳) همه عامل‌ها وضعیت قابل قبولی داشتند. سپس ضریب آلفای کرانباخ تک تک گویه‌ها با کل گویه ۰/۹۲/۵ محاسبه شد. در جدول (۴) میزان همبستگی و ضریب آلفای کرانباخ هر گویه با کل گویه‌ها ارائه شده است.

جدول ۴. ضریب آلفای کرانباخ و ضریب همبستگی هر گویه با کل آزمون

گویه‌ها	ضریب همبستگی هر گویه با کل گویه‌ها	ضریب آلفای کرانباخ	گویه‌ها	ضریب همبستگی هر گویه با کل گویه‌ها	ضریب آلفای کرانباخ
۱	۰/۴۶/۶	۰/۹۲۴	۲۱	۰/۵۳	۰/۹۲۳
۲	۰/۴۳/۶	۰/۹۲۴	۲۲	۰/۴۵	۰/۹۲۴
۳	۰/۴۶	۰/۹۲۴	۲۳	۰/۴۳	۰/۹۲۴

۰/۹۲۴	۰/۴۷	۲۴	۰/۹۲۳	۰/۵۱	۴
۰/۹۲۴	۰/۴۳	۲۵	۰/۹۲۳	۰/۵۳	۵
۰/۹۲۴	۰/۴۹	۲۶	۰/۹۲۳	۰/۵۵	۶
۰/۹۲۴	۰/۵۱	۲۸	۰/۹۲۳	۰/۵۴	۷
۰/۹۲۴	۰/۵۱	۲۹	۰/۹۲۳	۰/۵۶	۸
۰/۹۲۴	۰/۵۰	۳۰	۰/۹۲۴	۰/۴۸	۹
۰/۹۲۴	۰/۴۴	۳۱	۰/۹۲۴	۰/۴۹	۱۰
۰/۹۲۴	۰/۴۹	۳۲	۰/۹۲۴	۰/۵۰	۱۱
۰/۹۲۴	۰/۴۹	۳۳	۰/۹۲۳	۰/۵۲	۱۲
۰/۹۲۴	۰/۵۵	۳۴	۰/۹۲۴	۰/۴۹	۱۳
۰/۹۲۴	۰/۴۸	۳۵	۰/۹۲۳	۰/۵۴	۱۴
۰/۹۲۴	۰/۴۸	۳۶	۰/۹۲۴	۰/۴۶	۱۵
۰/۹۲۴	۰/۴۳	۳۷	۰/۹۲۴	۰/۵۰	۱۶
۰/۹۲۵	۰/۳۳	۳۸	۰/۹۲۴	۰/۴۷	۱۷
۰/۹۲۴	۰/۵۲	۳۹	۰/۹۲۳	۰/۵۵	۱۸
			۰/۹۲۸	۰/۳۸	۱۹
			۰/۹۲۳	۰/۵۵	۲۰

سپس به منظور اطمینان از روایی و پایایی گویه‌ها و ارتباط آنها با هر عامل مربوطه از روش تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. برای استفاده از تحلیل عاملی تأییدی ابتدا به منظور تعیین کفایت حجم نمونه‌گیری از آزمون کاما بارتلت و آزمون کفایت حجم نمونه کایزر، مایر، اوکلین‌خی دو استفاده شد. نتایج این آزمون در جدول (۵) ارائه شده است.

جدول ۵. برآورد کفایت حجم نمونه گیری	
۰/۸۹	آزمون کفایت حجم نمونه کایزر، مایر، اوکلین
۶۱۸۶/۵۸۰	آزمون کاما بارتلت و تقریب خی دو
۸۲۰	درجه آزادی
۰/۰۰۱	سطح معنی داری

همان طور که اطلاعات مندرج در جدول (۵) نشان می‌دهد مقدار KMO برابر ۰/۸۹ و آزمون بارتلت در سطح ۰/۰۰۱ معنادار است. بنابراین، با توجه به کفایت نمونه‌برداری و معناداری آزمون بارتلت، ماتریس همبستگی داده‌ها برای تحلیل عاملی امکان‌پذیر است. پس از اطمینان از مناسبت و کفایت ماتریس همبستگی، می‌توان تحلیل عاملی را آغاز نمود.

نمودار اسکری^۱ ملاک دیگری است که جهت تعیین تعداد عوامل استخراجی مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این نمودار محور افقی تعداد مؤلفه‌ها و محور عمودی ارزش ویژه هر مؤلفه را نشان می‌دهد. نقطه‌ای که در آن منحنی برای ارزش ویژه به صورت افقی نمایش داده می‌شود، نقطه اسکری نامیده می‌شود و عامل‌هایی که سمت چپ آن قرار دارد عامل‌های واقعی و آن‌هایی که سمت راست آن قرار می‌گیرند عامل‌های خطا قلمداد می‌شوند. بدین ترتیب با شمارش تعداد عوامل سمت چپ نقطه اسکری تعداد عوامل قابل استخراج مشخص می‌شود. بنابراین شیب نمودار اسکری (نمودار شماره ۱) تعداد پنج عامل را برای سنجش آمادگی ورودی یادگیرنده به دوره‌های الکترونیکی تأیید می‌کند.

در این پژوهش پس از به دست آمدن دو نتیجه فوق، به منظور اطمینان از ارتباط بین عامل‌ها و گویه‌ها از روش تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. در این روش ابتدا ماتریس همبستگی بین گویه‌ها و عوامل بررسی شد و گویه‌های مرتبط با هر عامل که بار عاملی بالاتر از ۰/۴ داشتند، در جدول (۶) مشخص شدند.

جدول ۶. شاخص‌های آماری اولیه آزمون با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی

عامل‌ها	شماره گویه‌های مبین هر عامل با بار عاملی بالاتر از ۰/۴	مقدار ویژه	درصد واریانس	درصد واریانس تراکمی مقدار ویژه
اول	۱، ۳، ۷، ۱۱، ۱۳، ۱۸، ۲۴، ۲۶، ۳۴	۱۰/۹۰	۲۶/۵۹	۲۶/۵۹
۳۷				
دوم	۲، ۸، ۱۲، ۳۲، ۳۸	۴/۵۲	۱۱/۰۳	۳۷/۶۳
سوم	۴، ۹، ۱۶، ۱۹، ۲۲، ۲۸، ۳۹	۱/۵۸	۳/۸۶	۴۱/۴۹
چهارم	۵، ۱۴، ۲۰، ۲۱، ۲۵، ۲۹، ۳۰، ۳۵	۱/۵۴	۳/۷۵	۴۵/۲۵
پنجم	۶، ۱۰، ۱۵، ۱۷، ۲۳، ۲۷، ۳۱، ۳۳	۱/۴۰	۳/۴۱	۴۸/۶۷
۳۶				

در صورت استخراج پنج عامل از ماتریس همبستگی، عامل اول قبل از چرخش ۲۶/۵۹ درصد، عامل دوم ۱۱/۰۳ درصد، عامل سوم ۳/۸۶ درصد، عامل چهارم ۳/۷۵ درصد، عامل پنجم ۳/۴۱ درصد از واریانس را تبیین می‌کند. بنابراین در تحلیل عاملی پژوهش حاضر، پنج عامل ۴۸/۶۷ درصد از واریانس کل را تبیین می‌کند. شایان ذکر است که متخصصین روانسنجی در این زمینه معتقدند که روایی کمتر از ۰/۴۰ روایی ضعیف و بایستی نسبت به واریانس باقیمانده تردید داشت اما پنج عامل در این آزمون ۴۸/۶۷ درصد از واریانس کل را تبیین می‌کند که نشان دهنده روایی سازه قابل قبول آزمون است.

تحلیل عوامل یک روش پیشرفته آماری است که از طریق آن تعداد و ماهیت متغیرهایی را که یک آزمون اندازه می‌گیرد، مشخص می‌گردد. این روش روابط درونی میان داده‌های مورد تحلیل را تعیین می‌کند و برای ایجاد سهولت، متغیرها را به خوشه‌ها یا عوامل کاهش می‌دهد بعد این خوشه‌ها یا عوامل را با توجه به آنچه به وسیله سؤال‌های آزمون اندازه‌گیری می‌شوند، نامگذاری می‌کند. در تحلیل‌های عاملی با حجم حداقل ۱۰۰ نفر بار عاملی ۰/۳ ملاک مناسب و بارهای عاملی بالاتر از ۰/۴ چشمگیر تلقی می‌شود. در این پژوهش با توجه به توضیحات فوق‌الذکر بار عاملی ۰/۴ به عنوان بار عاملی قابل قبول انتخاب گردید. بنابراین با استفاده از تحلیل عوامل مؤلفه‌های اصلی و با روش چرخش واریماکس آزمون مورد تحلیل قرار گرفت و سؤالاتی که روی مؤلفه‌های مورد نظر دارای

بیشترین بار عاملی بوده (بزرگتر از ۰/۴) و در خرده مقیاس‌ها (عامل‌ها) موردنظر قرار داشتند، انتخاب گردیدند. بنابراین ساختار عاملی آزمون از طریق تحلیل عاملی مورد تأیید می‌باشد.

بحث و نتیجه‌گیری

ویژگی‌های ورودی یادگیرنده یکی از دروندادهای مهم هر نظام آموزشی است. پژوهش‌هایی (نظیر؛ رود، ۲۰۰۴؛ واتکینز و همکاران، ۲۰۰۴؛ دباغ، ۲۰۰۷ و هائونگ، ۲۰۰۹) که در زمینه بررسی علل افت در دوره‌های یادگیری الکترونیکی انجام شده است، نشان می‌دهد؛ عدم توجه به طراحی محتوا، نبود تعامل بین یادگیرندگان و ناآشنایی یادگیرندگان با ویژگی‌های محیط یادگیری الکترونیکی و نبود مهارت مورد نیاز از جمله علل افت در دوره‌های الکترونیکی به شمار می‌آیند.

محیط یادگیری الکترونیکی نوعی نظام آموزش از راه دور است که از مجموعه ابزارها، فناوری‌ها، نرم افزارهای ارتباطی، اطلاعاتی، چندرسانه‌ای و امکانات همزمان و ناهمزمان تشکیل شده است. بنابراین با توجه به ویژگی‌های محیط یادگیری الکترونیکی یادگیرنده داوطلب ورود به دوره‌های الکترونیکی باید مهارت‌ها و ویژگی‌های خاصی داشته باشد. در همین راستا هدف کلی پژوهش حاضر این است که با توجه به ویژگی‌های این محیط، ابزاری را برای سنجش میزان آمادگی داوطلبان ورود به دوره‌های الکترونیکی تدوین کند. اطلاع از میزان آمادگی و دارا بودن ویژگی‌های مورد نیاز در درجه اول به داوطلبان ورود به دوره‌های الکترونیکی امکان می‌دهد که از ویژگی‌های خود و مهارت‌های مورد نیاز در این محیط اطلاعات بیشتری به دست آورد و در وهله دوم به مدیران و طراحان کمک می‌کند که تا حد امکان در طراحی و اجرای دوره‌های آموزشی به این ویژگی‌ها توجه کنند.

داوطلب ورود به دوره‌های الکترونیکی برای دسترسی به دوره آموزشی و استفاده بهتر از آن باید؛ به رایانه متصل به اینترنت و برخی از ابزارهای اینترنتی دسترسی داشته باشد و بتواند اطلاعات را دریافت، تحلیل و سازماندهی کند. او باید مهارت‌های ارتباطی و

مشارکتی داشته باشد و بتواند در محیط الکترونیکی با افراد، همکلاسان و معلم به طور مؤثر ارتباط برقرار کند و برای استفاده از امکانات همزمان و ناهمزمان مهارت کافی جهت برنامه‌ریزی، مدیریت زمان و تشخیص نیازهای یادگیری را داشته باشد.

تحلیل‌های آماری نظیر محاسبه همسانی درونی ابزار از طریق محاسبه آلفای کرانباخ، همبستگی هر گویه با کل گویه‌ها و تحلیل عامل تأییدی در این پژوهش نشان می‌دهد، برای سنجش میزان آمادگی ورودی یادگیرندگان به دوره‌های الکترونیکی می‌توان از پنج عامل اصلی (مقیاس) و ۳۹ گویه (خرده مقیاس) استفاده کرد. براساس یافته‌های این پژوهش، ده گویه مربوط به عامل اول «دسترسی به رایانه و اینترنت» به مواردی همچون؛ میزان دسترسی به رایانه و اینترنت، داشتن رایانه به همراه تجهیزات جانبی کافی، دسترسی به نرم‌افزارهای ضروری، مهارت کار با صفحه کلید، استفاده از کلیدهای میانبر، به کارگیری موتورهای جستجو، آشنایی با ابزارهای ارتباطی اینترنت، آشنایی با امکانات متداول اینترنتی و کار با سامانه‌های مدیریت یادگیری توجه دارند. پنج گویه مربوط به عامل دوم «دارا بودن مهارت‌های ارتباطی و مشارکتی» به مواردی نظیر؛ مهارت در بیان حالات روانی و هیجانی از طریق نوشتار، سعه‌صدر در مشاهده و نظارت بر مباحثه دیگران، انتخاب ابزارها متناسب با اهداف ارتباطی، تمایل به شرکت در پروژه‌های جمعی و گروهی و داشتن فرصت بیشتر برای تعامل با دیگران اشاره دارند.

همچنین گویه‌های مربوط به عامل سوم «مهارت‌های شناختی» به مواردی همچون؛ مهارت در ارائه فرضیه برای مسائل، استفاده از اطلاعات برای ایجاد راه‌حل، سنجش ابعاد مختلف یک نظر قبل از طرح آن، طرح سؤال با همکلاسان، استفاده از فنون پرسشگری، به کارگیری شیوه‌های گوناگون مطالعه و مهارت یادداشت‌برداری از فایل‌های صوتی و تصویری تأکید دارد. گویه‌های مربوط به عامل چهارم «داشتن مهارت‌های فراشناختی» به مواردی نظیر؛ داشتن برنامه مطالعه، تنظیم منابع موجود، مدیریت بهینه زمان، اولویت بندی، شناسایی نقاط ضعف و قوت و اصلاح شیوه‌های مطالعه متناسب با موضوع توجه دارد. همچنین گویه‌های مربوط به عامل پنجم «خودرہیابی» به مواردی همچون؛ تامل درباره نیازهای یادگیری خود، تلاش برای پاسخ به نیازها، ایجاد انگیزه یادگیری، تلاش برای رفع

موانع فنی و آموزشی، مسئولیت‌پذیری در فرآیند یادگیری و انجام کارهای با کیفیت اشاره می‌کند. این یافته‌ها با نتایج پژوهش‌های گوناگون مطابقت دارد. برای مثال واتکینز و همکاران (۲۰۰۴) در پژوهشی برای سنجش آمادگی ورودی یادگیرنده الکترونیکی شش عامل اصلی و بیست و هفت گویه مربوط به آن را شناسایی کردند. همچنین نتایج پژوهش‌های دیگری مانند (پیسکاریج، ۲۰۰۳؛ ترنس، ۲۰۰۴؛ شرام و یانگ، ۲۰۰۲ و دباغ ۲۰۰۷) یافته‌های این پژوهش را تأیید می‌کند. از این رو براساس یافته‌های این پژوهش داوطلبان ورود به دوره‌های آموزش الکترونیکی باید به رایانه، اینترنت و ابزارهای جانبی مورد نیاز دسترسی داشته باشند؛ به راحتی می‌توانند از امکانات ارتباطی و مشارکتی متناسب با مقاصد خود استفاده کنند؛ اطلاعات موردنیاز خود را جستجو، بازیابی، تحلیل و سازماندهی می‌کنند؛ و به طور خودانگیزه برای مطالعه و انجام فعالیت‌های یادگیری فردی و گروهی ترغیب می‌شوند. آنها باید بتوانند نیازهای یادگیری خود را تشخیص دهند و با برنامه ریزی منظم برای رفع آن نیاز تلاش کنند؛ از مهارت تنظیم و مدیریت زمان برخوردار باشند و با وجود درگیری در مشاغل گوناگون به مشارکت در دوره الکترونیکی زمان کافی اختصاص دهند.

با توجه به یافته‌ها و نتایج پژوهش حاضر به مدیران، طراحان و پژوهشگران یادگیری الکترونیکی پیشنهاد می‌شود:

(۱) پیشنهاد به مدیران و طراحان دوره‌های الکترونیکی؛

- برای طراحی و اجرای اثربخش دوره‌های الکترونیکی مهارت‌ها و ویژگی‌های یادگیرندگان را با اجرای آزمون‌های سنجش آمادگی الکترونیکی شناسایی کنند.
- از ورود داوطلبانی که برخی از ملاک‌ها و ابزارهای لازم را دارا نیستند، به دوره‌های الکترونیکی خودداری کنند. زیرا؛ این داوطلبان در ادامه روند فعالیت‌های یادگیری فردی و مشارکتی اختلال ایجاد می‌کنند.

(۲) پیشنهاد به پژوهشگران؛

- مشابه این پژوهش را با جامعه‌های آماری دخترانه، دانشگاه‌ها، پسران دبیرستانی و محافل صنعتی و تجاری انجام دهند.

- عوامل فرهنگی تأثیرگذار بر به کارگیری مهارت‌های شناختی، فراشناختی، ارتباطی و خود رهیابی در محیط‌های یادگیری الکترونیکی را بررسی کنند.

منابع

- Batista M.A., Martinez M.D.(2006). *Considerations for the Design of Virtual Learning Environments: A Proposal for Instructional Model Based on Cognitive Functions and Didactic Strategies*.Retrived 14 July 2009 from: www.aace.com
- Beck,E. C;Schornack.R.G.(2004).*Theory and Practice for Distance Education: A Heuristice Model for the Virtual Classroom. In Howard.C;Schenk. K; Discenza,R. Distance Learning and University Effectiveness: Changing Educational Paradims for Online Learning* .London: Information Science Publishing
- Beck,E. C; Schornack,R.G.(1997). *Stratgies for Advanced Learning:How Ancient Wisdom Enhanced Modern Technology*.ERIC
- Birch, D. (2001). *e-Learner Competencies*.Retrived at 8 june 2009, from: http://www.brightways.net/Articles/wp01_elc.pdf.
- Boulevard, R(2006). *Learning Management Systems in the Work Environment: Practical considerations for the selection and implementation of an e-Learning platform*. Retrieved on 2August 2008 from: www.elementk.com
- Dabbagh, N. (2007). The online learner: Characteristics and pedagogical implications. *Contemporary Issues in Technology and Teacher Education*, 7(3), 217- 226.
- Hogarth. A(2008). *Introducing a collaborative technology strategy for higher education students: Recommendations and the way forward*. Educ Inf Technol vol:13 pp.259–273.
- Huang.R.T(2009). Factors that influence online learners intent to continue in an online graduate program.Un published dissertation. Louisiana State University.
- Jung,I(2007). Innovative Practices of Distance Education (including e-Learning) in Asia and the Pacific. *International Journal for Educational Media and Technology*.Vol.1(1).48-60
- King.K.P.(2008). *Blended Learning*. In Lawrence A. Tomei. Encyclopedia of Information Technology Curriculum Integration.New York: InformatIon Science reference.
- Lemercier,c., Tricot,A(2005). *Multimedia, Comprehension and the psychology of learning: a review of four cognitive models*. Retrived 14 July 2009 from: www.aace.ir
- Marsap. A., Narin. M(2009). The integration of distance learning via internet and face to face learning: Why face to face learning is required in distance learning via internet? *Procedia Social and Behavioral Sciences vol;1.2871–2878*
- Miguel, B., Mc pherson, M.(2004). *Developing Innovationin Online Learning*. London: Routledgfalmer.
- Morrison, G.R; Ross, S. M; Kemp.J.E.(2004). *Designing Effective Instruction*.(4 nd ed). John Wiley.

- Paloff, R., & Pratt, K. (2003). *The Virtual Student*. San Francisco: Jossey-Bass.
- Piskurich, G. M. (Ed.) (2004). *Getting the Most from Online Learning*. San Francisco, USA: Pfeiffer.
- Porter, L.R. (2004). *Developing an Online Curriculum: Technologies and Techniques*. London: Information Science Publishing.
- Pratt, K.; Paloff, M. R. (2005). *Collaborating Online: Learning Together in Community*. Jossey - bass .
- Rhode, J.F. (2004). *Roles & Responsibilities of the Online Learner*. Retrieved 12 June 2009 from: www.Slide share. Net
- Santy, J. Smith, L. (2007). *Being an e-learner in health and social care: A students guide*. London: Routledge
- Schrum, L. and Hong, S. (2002). *From the Field: Characteristics of Successful Tertiary Online Students and Strategies of Experienced Online Educators*. *Education and Information Technologies* 7:1, 5–16.
- Singh, H. (2004) *Succeeding in an Asynchronous Learning Environment*. In George M. Piskurich (ed) *Getting the Most from Online Learning*. San Francisco: Pfeiffer
- Strobel, J.; Jonassen, D.H.; Ionas, L.G. (2007). *The Evolution of a Collaborative Authoring System for Non-linear Hypertext: A Design-Based Research Study*. *Journal of Computers & Education*. Retrieved 14 July 2009: www.elsevier.com/locate/compedu
- Tronsen, N.H. (2004). *Learner perception of barriers in corporate online training . A thesis submitted to the Athabasca University Governing Council in partial fulfillment*.
- Watkins, R. (2004). *Online Readings: Gaining the Most from What You Read*. In George M. Piskurich (ed) *Getting the Most from Online Learning*. San Francisco: Pfeiffer
- Vonderwell, S.; Zachariah, S. (2005). *Factors that Influence Participation in Online Learning*. *Journal of Asynchronous Learning Networks*. Vol:11(4). pp82- 98.
- Watkins, R.; Leigh, D.; Triner, D. (2004). *Assessing Readiness for E-Learning*. *Performance Improvement Quarterly*, 17(4) pp. 66-79
- Young, K.A. (2003). *Building a Profile of the Young Web-Based Learner*. Retrieved 12 June 2009 from: www.sage.com