فصلنامه اندازه‌گیری تربیتی
دانشگاه علامه طباطبائی
سال هشتم، شماره ۲۹، پاییز ۹۶، ص ۶۷ تا ۹۲

Quarterly of Educational Measurement
Allameh Tabataba'i University
Vol. 8, No. 29, Autumn 2017

کاربرد مدل راش در برآورد و بهبود کیفیت اندازه‌گیری پرسشنامه شادکامی آکسفورد (OHQ)

اصغر مینائی*[۱]، مرضیه حسنی[۲]

تاریخ دریافت: ۹۶/۰۳/۰۱
تاریخ پذیرش: ۹۶/۰۷/۱۵

چکیده

پژوهش حاضر با هدف بررسی و بهبود کیفیت اندازه‌گیری پرسشنامه شادکامی آکسفورد (OHQ) با استفاده از مدل اندازه‌گیری راش به اجرا درآمد. برای این منظور تعداد ۲۴۳ نفر از دانشجویان مقطع کارشناسی دانشگاه‌های سطح شهر تهران (۱۳۹ دختر و ۱۰۴ پسر) به شیوه در دسترس انتخاب و پرسشنامه مذکور را تکمیل کردند. داده‌ها با استفاده از مدل امتیاز پاره‌ای (PCM) که جزو مدل‌های خانواده راش محسوب می‌شود و با استفاده از برنامه RUMM2030 مورد تحلیل قرار گرفت. یافته‌ها نشان داد با انجام نمره‌گذاری مجدد (تبدیل تعداد مقوله‌های پاسخ از ۶ گزینه به ۴ گزینه) و حذف سؤال‌های شماره ۱۸، ۱۹ و ۲۵، برازش داده‌ها با مدل راش به‌طور معناداری بهبود یافت. همچنین جدولی برای تبدیل داده‌های خام افراد به داده‌های مقیاس فاصله‌ای ارائه شد. با استفاده از این جدول می‌توان داده‌های خام را به داده‌های سطح فاصله‌ای تبدیل کرد و به‌این‌ترتیب توان آماری تحلیل‌های آماری را افزایش داد. درمجموع نتایج نشان می‌دهد که با انجام این اصلاحات جزئی در پرسشنامه OHQ دقت و کیفیت اندازه‌گیری پرسشنامه مذکور را می‌توان افزایش داد.

واژه‌های کلیدی: پرسشنامه شادکامی آکسفورد، روان‌سنجی، شادکامی، مدل راش

۱.* استادیار گروه سنجش و اندازه‌گیری، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران.
asghar.minaei@yahoo.com
۲. کارشناس ارشد روان‌شناسی شخصیت، دانشگاه آزاد، واحد تهران شمال، تهران، ایران.

Archive of SID
www.SID.ir

مقدمه

شادکامی[1] و شاد زیستن که مهم‌ترین هدف بشر بوده (کامپتون[2]، ۲۰۰۵) و بر تمام اهداف دیگر او برتری دارد (داینر، ساپیتا و سو[3]، ۱۹۹۸) مورد پژوهش‌های بسیاری واقع شده است. به نظر ایسن (۲۰۰۱، نقل از کلاین، ۲۰۰۶، ترجمه صفاریان‌پور، ۱۳۹۴) شادی قادر است انسان‌ها را به افرادی باهوش تبدیل کند، زیرا احساسات مثبت، همچون محرک رشد اتصالات عصبی در مغز عمل می‌کند. افراد شاد، جذاب‌تر و آگاه‌تر از دیگران هستند و معمولاً بیش از بقیه، نقاط مثبت دیگران را می‌بینند. پژوهش‌های بین فرهنگی که در ۴۷ کشور جهان صورت گرفته است نشان می‌دهد افراد، شادکامی را بالاتر از سایر ارزش‌ها و ویژگی‌های شخصی مانند سلامت، عشق یا ثروت درجه‌بندی کرده‌اند (کیم-پریتو، داینر، تامیر، اسکولن و داینر[4]، ۲۰۰۵). پژوهش‌ها همچنین نشان می‌دهد که شادکامی یکی از مؤلفه‌های بسیار ارزشمند کیفیت زندگی است و بر سایر ارزش‌ها مانند پول، سلامتی و حتی روابط جنسی برتری دارد (اسکوینگتون، مک‌آرتور و سامرست[5]، ۱۹۹۷). نظر به اهمیت شادکامی در زندگی انسان، برخی ازنظریه‌پردازان مانند مارتین سلیگمن معتقدند که بهتر است به‌جای توجه به افسردگی به شادمانی توجه شود (استوارت، واتسون و کلارک[6]، ۲۰۱۰). بااین‌حال، انجام مطالعات علمی دقیق در خصوص شادکامی و هر سازه روان‌شناختی دیگر، نیازمند ابزارهای دقیقی است که امکان استفاده از آزمون‌های آماری پارامتریک را فراهم آورند. درنتیجهٔ افزایش توجهات و مطالعات پیرامون شادکامی، انواع پرسشنامه‌های خودگزارش‌دهی برای اندازه‌گیری آن رشد و پرورش یافته است (کاشدان[7]، ۲۰۰۴؛ لارسن،

1. happiness
2. Compton
3. Diener, Sapytal & Suh
4. Kim-Prieto, Diener, Tamir, Scollon, & Diener
5. Skevington, MacArthur & Somerset
6. Stewart, Watson & Clark
7. Kashdan

Archive of SID

www.SID.ir

داینر و امونس[1]، ۱۹۸۵). پرسشنامه شادکامی آکسفورد[2] (OHQ؛ هیلز و آرگیل[3]، ۲۰۰۲) که متشکل از ۲۹ سؤال است، یکی از پرکاربردترین پرسشنامه‌ها برای اندازه‌گیری شادکامی است.

نتایج پژوهش هیلز و آرگیل (۲۰۰۲) نشان داد که پرسشنامه OHQ از ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوب برخوردار است. آن‌ها در نمره‌گذاری سؤال‌ها از یک مقیاس ۶ امتیازی لیکرت از کاملاً مخالفم، نسبتاً مخالفم، کمی مخالفم، کمی موافقم، نسبتاً موافقم و کاملاً موافقم استفاده کردند و ضریب آلفای کرونباخ برای کل پرسشنامه را بالای ۰/۹۰ گزارش کردند. رابینز، فرانسیس و ادواردز[4] (۲۰۱۰) در نمره‌گذاری پرسشنامه مذکور از یک مقیاس ۵ امتیازی لیکرت از کاملاً موافقم، موافقم، نظری ندارم، مخالفم و کاملاً مخالفم استفاده کردند و ضریب آلفای کرونباخ برای کل پرسشنامه را ۰/۹۰ گزارش کردند. در تحلیلی که هیلز و آرگیل (۲۰۰۲) بر روی OHQ با روش مؤلفه‌های اصلی[5] (PC) انجام دادند، برای چرخش عامل‌ها از روش ابلمین مستقیم[6] استفاده کردند و به این نتیجه رسیدند که تنها یک عامل مرتبه دوم، قابل‌استخراج است که این یافته را به‌عنوان شاهدی بر تک‌بعدی بودن[7] پرسشنامه تفسیر کردند.

یافته‌های پژوهش‌های علی‌پور و نوربالا (۱۳۷۸)، علی‌پور و آگاه‌هریس (۱۳۸۶) و نجفی، دهشیری، دبیری، شیخی و جعفری (۱۳۹۱) نشان داد که پرسشنامه OHQ در جامعه دانشجویان از اعتبار[8] و روایی[9] مناسب برخوردار است. علی‌پور و نوربالا (۱۳۷۸) در مطالعه‌ای که بر روی یک نمونه ۱۰۱ نفری از دانشجویان دانشگاه‌های علامه طباطبائی و شاهد انجام دادند به این نتیجه رسیدند که پرسشنامه OHQ از یک ساختار ۵ عاملی برخوردار

1. Larsen, Diener & Emmons
2. Oxford happiness questionnaire
3. Hills & Argyle
4. Robbins, Francis & Edwards
5. principal components
6. direct oblimin
7. unidimensionality
8. reliability
9. validity

Archive of SID

www.SID.ir

است و دامنه ضرایب آلفای کرونباخ برای عامل‌ها را از ۰/۵۸ تا ۰/۹۳ و برای کل پرسشنامه ۰/۹۳ و ضریب اعتبار بازآزمایی با فاصله زمانی ۳ هفته ۰/۷۹ گزارش کرده‌اند. همچنین علی‌پور و آگاه‌هریس (۱۳۸۶) پرسشنامه مذکور را روی یک نمونه ۳۶۹ نفری از دانشجویان ۱۸ تا ۵۳ سال دانشگاه‌های استان تهران اجرا کردند. آن‌ها به این نتیجه رسیدند که پرسشنامه مذکور از ۵ عامل اشباع شده است. ضریب آلفای کرونباخ کل پرسشنامه، برای زنان و مردان به ترتیب ۰/۸۹ و ۰/۹۱ گزارش شده است.

نجفی و همکاران (۱۳۹۱) نیز ویژگی‌های پرسشنامه OHQ را روی یک نمونه ۴۲۸ نفری از دانشجویان شهر تهران موردمطالعه قرار دادند. نتایج آن‌ها نشان داد که پرسشنامه مذکور از ۶ عامل تشکیل یافته است که تنها روی یک عامل مرتبه دوم بار می‌شوند؛ بنابراین آن‌ها نیز همانند هیلز و آرگیل (۲۰۰۲) چنین نتیجه گرفتند که این پرسشنامه، تک عاملی است. در پژوهش نجفی و همکاران، ضریب آلفای کرونباخ برای کل پرسشنامه برای نمونه پسران ۰/۸۹ و برای دختران ۰/۹۰ گزارش شده است.

علی‌رغم پژوهش‌های متعدد در خصوص پرسشنامه OHQ، توانایی سؤال‌های این پرسشنامه در تمایز گذاری دقیق بین سطوح مختلف بهزیستی ذهنی به اندازه کافی موردمطالعه قرار نگرفته است. این پرسشنامه با استفاده از روش‌های مبتنی بر نظریه کلاسیک آزمون[1] (CTT) ساخته شده است. در CTT برآوردهایی که از ویژگی‌های سؤال‌ها و آزمون‌ها به عمل می‌آید وابسته به نمونه است. در خصوص تحلیل عاملی مبتنی بر CTT نیز مشکلات متعددی وجود دارد (به‌عنوان‌مثال، امبرتسون و ریس[2]، ۲۰۰۰؛ اسمیت[3]، ۱۹۹۹). اولاً، ساختار عاملی به‌وسیله دشواری سؤال‌ها درآمیخته می‌شود. ثانیاً، درجه دشواری سؤال و توانایی فرد در یک مقیاس مشترک قرار ندارند. ثالثاً، به خاطر این‌که مقیاس نمرات خام افراد و سؤال‌ها ترتیبی است ازاین‌رو رابطه بین نمره سؤال و نمره‌های عاملی، غیرخطی است.

1. classical test theory
2. Embretson & Reise
3. Smith

Archive of SID

www.SID.ir

بنابراین، زمانی که گروه جدیدی از افراد همان جامعه مورد تحلیل مجدد قرار می‌گیرند نمره‌های عاملی و بارهای عاملی به‌سختی بازتولید می‌شوند.

با جمع‌کردن نمرات سؤال‌های یک مقیاس با یکدیگر یا صرفاً با استناد به این استدلال که پرسشنامه‌ای یک ابزار پرکاربرد است، نمی‌توان یک مقیاس ترتیبی را به‌صورت یک مقیاس فاصله‌ای در نظر گرفت (استاکی، دالتوری، کاتز، یوهانسون و لیانگ[1]، ۱۹۹۶؛ آلن و ین[2]، ۱۹۷۹). استفاده از پرسشنامه OHQ که سؤال‌های آن در مقیاس ترتیبی نمره‌گذاری می‌شوند ممکن است روایی تحلیل‌ها و تفسیرها را به مخاطره اندازد؛ بنابراین، لازم است تا با استفاده از مدل‌های پیشرفته روان‌سنجی، به‌ویژه مدل‌های رویکرد اندازه‌گیری راش[3]، کیفیت اندازه‌گیری این پرسشنامه را تا سطح مقیاس فاصله‌ای (مدودف و همکاران، ۲۰۱۶a؛ تننت و کوناقان[4]، ۲۰۰۷) بهبود بخشید. تحلیل راش در مقایسه با روش‌های کلاسیک روان‌سنجی از مزایای زیادی برخوردار است که در کتاب‌هایی مانند ویلسون[5] (۲۰۰۵) و رایت و استون[6] (۱۹۷۹) به‌تفصیل بحث شده است. مدل‌پردازی راش، داده‌های ترتیبی را به داده‌های فاصله‌ای که برای روش‌های آماری پارامتریک مناسب هستند تبدیل می‌کند (تننت و کوناقان، ۲۰۰۷؛ رایت و استون، ۱۹۷۹). اگر داده‌ها با مدل برازش[7] داشته باشند، مدل راش یک مقیاس خطی برای اندازه‌گیری صفت موردنظر فراهم می‌کند. برای انجام تفسیرهای هنجار مرجع، لازم است تا سؤال‌ها ازلحاظ سطح دشواری، متنوع بوده و دامنه وسیعی از پیوستار صفت را پوشش دهند، زیرا اندازه‌گیری دقیق زمانی حاصل می‌شود که سطح دشواری سؤال‌ها با دامنه توانایی افراد همخوان و هماهنگ باشد (فندریچ، اسمیت، پولاک

1. Stucki, Daltory, Katz, Johannesson, & Liang
2. Allen & Yen
3. Rasch
4. Tennant & Conaghan
5. Wilson
6. Wright & Stone
7. fit

Archive of SID

www.SID.ir

و مک‌کیسی-آمیتی[1]، ۲۰۰۹). محصول نهایی تحلیل راش، تبدیل داده‌های ترتیبی به داده‌های سطح فاصله‌ای است که منجر به افزایش دقت اندازه‌گیری می‌شود.

تحلیل راش، یک تکنیک مناسب برای آزمون روایی ساختاری[2] (مسیک[3]، ۱۹۹۵؛ ولف و اسمیت[4]، ۲۰۰۷) و بهبود کیفیت و توانایی یک ابزار در تمایز گذاری بین سطوح مختلف صفت مکنون است. بااین‌حال تا جایی که نویسندگان مقاله اطلاع دارند مطالعه‌ای در خصوص ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی پرسشنامه OHQ با استفاده از مدل راش صورت نگرفته است. در خصوص نسخه انگلیسی پرسشنامه موردنظر نیز تنها در پژوهش مدودف و همکاران (۲۰۱۶b) از مدل راش برای مطالعه ویژگی‌های روان‌سنجی این پرسشنامه استفاده شده است.

پژوهش حاضر با هدف کاربرد مدل اندازه‌گیری راش در مطالعه و بهبود کیفیت ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه OHQ و تبدیل آن به ابزاری با مقیاس اندازه‌گیری فاصله‌ای به اجرا درآمد. درواقع، در این پژوهش تلاش شد تا به سؤال‌های زیر پاسخ داده شود. ۱- آیا نسخه فارسی پرسشنامه OHQ با مدل راش برازش دارند؟ ۲- آیا سؤال‌های نسخه فارسی پرسشنامه OHQ در بین دو گروه زنان و مردان از کارکرد افتراقی (DIF) برخوردارند؟ ۳- آیا نسخه فارسی پرسشنامه OHQ تک‌بعدی است؟ ۴- آیا نسخه فارسی پرسشنامه OHQ می‌توانند افرادی را که از سطوح مختلف شادکامی برخوردارند به‌خوبی اندازه‌گیری نمایند؟ به‌عبارت‌دیگر آیا بین سطح دشواری سؤال‌ها و سطح توانایی افراد تناسب و همخوانی وجود دارد؟ ۵- جدول هنجار نسخه فارسی پرسشنامه OHQ که داده‌های ترتیبی را به داده‌های فاصله‌ای تبدیل می‌کند چگونه است؟

1. Fendrich, Smith, Pollack & Mackesy-Amiti
2. structural validity
3. Messick
4. Wolfe & Smith

Archive of SID

www.SID.ir

روش پژوهش

نمونه موردمطالعه، مشتمل بر ۲۴۳ دانشجوی (۱۳۹ دختر و ۱۰۴ پسر) مقطع کارشناسی در سال تحصیلی ۱۳۹۶-۱۳۹۵ بودند که با استفاده از روش نمونه‌گیری در دسترس از نوع داوطلبانه از بین دانشجویان دانشگاه علامه طباطبائی، دانشگاه تهران، دانشگاه آزاد واحد تهران شمال و دانشگاه آزاد واحد تهران مرکز انتخاب شدند و پرسشنامه OHQ را تکمیل کردند. طبق نظر لی‌ناکر[1] (۱۹۹۴) نمونه‌ای با این حجم برای انجام تحلیل‌های مدل راش کافی است. دامنه سنی دانشجویان، ۱۸ تا ۵۵ سال و میانگین و انحراف استاندارد سن آن‌ها به ترتیب ۲۲/۵۲ و ۵/۹۹ بود.

ابزاری گردآوری داده‌ها که هدف پژوهش نیز مطالعه ویژگی‌های روان‌سنجی آن با استفاده از مدل راش بود، پرسشنامه شادکامی آکسفورد (OHQ) است که توسط هیلز و آرگیل (۲۰۰۲) تهیه و تدوین شده است و به‌وسیله علی‌پور و آگاه‌هریس (۱۳۸۶) به زبان فارسی ترجمه و ویژگی‌های روان‌سنجی آن در چندین پژوهش با استفاده از روش‌های نظریه کلاسیک آزمون، موردمطالعه قرار گرفته است. این پرسشنامه یک ابزار خودگزارش‌دهی و مشتمل بر ۲۹ سؤال است که در یک مقیاس ۶ امتیازی لیکرت از *کاملاً مخالفم=۱* تا *کاملاً موافقم= ۶* نمره‌گذاری می‌شوند. ۱۲ سؤال این پرسشنامه به‌صورت منفی است و به شکل معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. بر اساس نتایج حاصل از پژوهش‌هایی که در بخش *مقدمه* ذکر گردید، پرسشنامه مذکور از اعتبار و روایی مطلوب برخوردار است.

ازآنجاکه انتخاب تصادفی مشارکت‌کنندگان جهت تکمیل پرسشنامه واقعاً دشوار بود و در پژوهش‌های علوم اجتماعی و روان‌شناسی نیز در اکثر قریب به‌اتفاق پژوهش‌ها از نمونه‌های در دسترس از نوع داوطلبانه استفاده می‌شود، لذا در این پژوهش نیز از دو نفر از اساتید که ارتباط نزدیک با مؤلف اول مقاله حاضر داشتند درخواست شد تا اجازه دهند پرسشنامه در کلاس‌های درس آن‌ها توزیع گردد و دانشجویان، آن‌ها را تکمیل نماید. پس از جلب همکاری اساتید، مؤلف دوم مقاله، در کلاس‌های درس حاضر می‌شد و ضمن

1. Linacre

Archive of SID

www.SID.ir

توضیح راجع به موضوع پژوهش و نحوه تکمیل پرسشنامه، از دانشجویان درخواست می‌کرد تا سؤال‌های پرسشنامه را به‌دقت مطالعه نموده و پاسخ مناسب را انتخاب نمایند. پس از تکمیل پرسشنامه و گردآوری آن‌ها، بررسی پرسشنامه‌ها نشان داد که تعداد ۲۶ پرسشنامه به شکل ناقص تکمیل شده بودند و لذا از فرایند تحلیل کنار گذاشته شدند و تحلیل‌های آماری و روان‌سنجی بر اساس ۲۴۳ پرسشنامه صورت گرفت.

برای محاسبه آماره‌های توصیفی مانند میانگین و انحراف استاندارد، ضریب آلفای کرونباخ و تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PC) از پکیج psych (رولی[1]، ۲۰۱۷) که در محیط برنامه R قابل‌اجرا است استفاده شد. برای برآورد پارامترهای سؤال‌ها از مدل امتیاز پاره‌ای[2] (PCM) که از خانواده مدل‌های راش است و در نرم‌افزار RUMM2030 (آندریچ، شرایدان و لو[3]، ۲۰۰۹) قابل‌اجرا است استفاده گردید. برای انجام تحلیل‌های راش از یک فرایند ۱۱ مرحله‌ای که توسط سیگرت، تننت و ترنر-استوکس (۲۰۱۰) پیشنهاد شده است استفاده گردید. این مراحل به شکل زیر است:

۱- آزمون برازش کلی[4] داده‌ها با مدل راش؛

۲- وارسی تمام ۲۹ سؤال پرسشنامه OHQ ازلحاظ ترتیب آستانه‌ها[5]؛

۳- بررسی برازش هرکدام از سؤال‌ها با مدل راش؛

۴- بررسی وابستگی موضعی[6] میان سؤال‌ها؛

۵- انجام اصلاحات لازم، مانند حذف سؤال‌های فاقد برازش، تولید خرده آزمون‌ها جهت حل مشکل وابستگی موضعی سؤال‌ها؛

۶- وارسی مجدد براش کلی داده‌ها با مدل راش؛

۷- آزمون کارکرد افتراقی سؤال‌ها[7] (DIF) بر اساس متغیر جنسیت؛

1. Revelle
2. partial credit model
3. Andrich, Sheridan & Lou
4. overall fit
5. thresholds
6. local dependency
7. differential item functioning

Archive of SID

www.SID.ir

۸- آزمون تک‌بعدی بودن پرسشنامه OHQ؛

۹- بررسی تناسب یا همخوانی بین توزیع دشواری سؤال‌ها و توانایی افراد؛

۱۰- مقایسه نسخه نهایی با نسخه ۲۹ سؤالی اولیه؛

۱۱- مقایسه نتایج حاصل از تحلیل راش با شاخص‌های روان‌سنجی کلاسیک، مانند همبستگی سؤال با نمره کل و بارهای عاملی سؤال‌ها روی مؤلفه اول.

تحلیل راش یک روش ازسرگیری[1] است که با آزمون برازش کلی داده‌ها با مدل و بررسی نمودار آستانه‌ها که از آن برای تعیین نامرتب بودن[2] آستانه‌ها استفاده می‌شود آغاز می‌شود. نامرتب بود آستانه‌ها زمانی رخ می‌دهد که افرادی که از سطوح بالاتری از صفت مورداندازه‌گیری (در اینجا شادکامی) برخوردارند مقوله‌های پاسخ بالاتر را انتخاب نکنند. برای حل مشکل نامرتب بودن آستانه‌ها، می‌توان مقوله‌های پاسخ مجاور را با یکدیگر ادغام کرد. سؤال‌هایی که آستانه‌های آن‌ها نامرتب است را می‌توان یکی‌یکی نمره‌گذاری مجدد[3] کرد و برازش داده‌ها با مدل را مورد ارزیابی مجدد قرار داد. اگر آستانه‌های تعداد نسبتاً زیادی از سؤال‌ها نامرتب باشد می‌توان تمام سؤال‌های پرسشنامه را مجدد نمره‌گذاری کرد، یعنی مقوله‌های پاسخ تمام سؤال‌ها را به‌صورت هم‌زمان ادغام کرد.

بعدازاینکه مشکل آستانه‌های نامرتب حل شد، سؤال‌هایی که از برازش ضعیف با مدل برخوردارند را باید شناسایی کرد و هر بار یکی از آن‌ها را حذف کرد و برازش مدل را مورد ارزیابی قرار داد. باید توجه داشت که هم برازش سؤال و هم برازش کلی مدل، تحت تأثیر وابستگی موضعی سؤال‌ها قرار می‌گیرد؛ بنابراین برای شناسایی سؤال‌هایی که از وابستگی موضعی برخوردارند بررسی ماتریس همبستگی‌های پس‌مانده[4] لازم و ضروری است. دو سؤال زمانی دارای وابستگی موضعی است که همبستگی بین پس‌ماندهای آن‌ها به میزان حداقل ۰/۲۰ بالاتر از میانگین همبستگی‌های بین پس‌ماندهای تمام سؤال‌ها باشد (ماریاس و

1. iterative
2. disordering
3. rescoring
4. residuals correlation matrix

Archive of SID

www.SID.ir

آندریچ[1]، ۲۰۰۸). یکی از راه‌ها برای حل وابستگی موضعی بین سؤال‌ها این است که سؤال‌هایی که از وابستگی موضعی برخوردارند با یکدیگر ترکیب کرد و به‌صورت یک خرده‌مقیاس درآورد (واینر و کیلی[2]، ۱۹۸۷). این فرایند تکراری تحلیل راش را تا جایی که برازش سؤال‌ها و برازش کل به سطح قابل‌قبول برسد و تک‌بعدی بودن مقیاس به‌وضوح و آشکارا معلوم گردد باید ادامه. برای بررسی برازش کلی، تعامل صفت–سؤال[3] با استفاده از آزمون χ^2 مورد آزمون قرار می‌گیرد. اگر مقدار χ^2 معنادار نباشد بیانگر فقدان تعامل بین صفت–سؤال است که نشان‌دهنده برازش کلی مدل است. اگر میانگین و انحراف استاندارد پس‌ماندهای سؤال و شخص به ترتیب برابر با صفر و یک باشد بیانگر برازش عالی داده‌ها با مدل است. اگر در کارکرد سؤال در بین دو گروه (عنوان‌مثال دختران و پسران) تفاوت‌های منظم وجود نداشته باشد نشان می‌دهد سؤال فاقد کارکرد افتراقی در بین دو گروه است.

مفروضه اساسی مدل راش، تک‌بعدی بودن است. در نرم‌افزار RUMM2030 برای آزمون تک‌بعدی بودن از روشی که توسط اسمیت[4] (۲۰۰۲) ارائه شده است استفاده می‌شود. در این روش ماتریس همبستگی‌های پس‌مانده مورد تحلیل عاملی قرار می‌گیرد و سؤال‌هایی که روی مؤلفه اول دارای بالاترین بار عاملی مثبت و منفی هستند شناسایی می‌شوند. سپس سطح توانایی یا صفت افراد در سؤال‌هایی که دارای بالاترین بار عاملی مثبت هستند با سطح صفت آن‌ها در سؤال‌هایی که دارای بالاترین بار عاملی منفی هستند با استفاده از آزمون t مورد مقایسه قرار می‌گیرند. اگر تعداد آزمون‌های t که مقدار آن‌ها در خارج از دامنه اطمینان ۱/۹۶- تا ۱/۹۶ قرار می‌گیرند بیشتر از ۵٪ نباشد می‌توان نتیجه گرفت که آزمون تک‌بعدی است. در تحلیل راش و در نرم‌افزار RUMM2030، ضریب همسانی درونی سؤال‌ها با استفاده از شاخص جداسازی شخص[5] (PSI) مورد ارزیابی قرار می‌گیرد. این شاخص،

1. Marias & Andrich
2. Wainer & Kiely
3. item-trait interaction
4. Smith
5. person separation index

Archive of SID

www.SID.ir

توانایی ابزار را در تمایز گذاری بین افرادی که در سطوح مختلف توانایی یا صفت قرار دارند نشان می‌دهد. تفسیر این شاخص همانند ضریب آلفای کرونباخ است.

یافته‌ها

تحلیل‌های آماری اولیه نشان داد که تعداد ۸۹ داده گمشده[1] وجود داشت. بیشترین تعداد داده گمشده مربوط به سؤال ۱۵ با ۸ مورد و کمترین تعداد مربوط به سؤال ۲۲ با ۱ مورد بود. دو سؤال ۱۲ و ۲۰ نیز فاقد داده گمشده بودند. داده‌های گمشده با استفاده از روش جایگذاری دوراهه[2] (برناردز و سی‌جتسما[3]، ۲۰۰۰) که از طریق نرم‌افزار SPSS قابل‌اجرا است (وان گینکل و وان در آرک[4]، ۲۰۱۰) برآورد و جایگزین داده‌های گمشده شدند. همچنین تحلیل‌های مقدماتی نشان داد که در داده‌ها، داده پرت تک‌متغیری[5] وجود نداشت؛ اما بر اساس آماره ماهالانوبیس تعداد ۱۷ داده پرت چندمتغیری[6] وجود داشت که تمام این ۱۷ نفر از فایل داده‌ها حذف شدند. مقدار آلفای کرونباخ برای کل پرسشنامه ۲۹ سؤالی برابر با ۰/۹۶ به دست آمد. همه سؤال‌ها از همبستگی بالا با نمره کل پرسشنامه برخوردار بودند. پایین‌ترین همبستگی مربوط به سؤال ۲۵(۰/۳۹) و بالاترین ضریب همبستگی مربوط به سؤال ۱۹(۰/۸۱) بود. درمجموع، نتایج تحلیل اعتبار[7] نشان داد که نیازی به حذف هیچ‌کدام از سؤال‌ها نبود.

سؤال ۱- آیا نسخه فارسی پرسشنامه OHQ با مدل راش برازش دارند؟

تحلیل مقدماتی داده‌ها با آزمون نسبت درستنمایی[8] نشان داد که مدل PCM در مقایسه با مدل مقیاس درجه‌بندی[9] (RSM) برازش بهتری با داده‌ها داشت $\left[\chi^{2} = ۱۳۳/۰۸, df = ۸۳,\ p < ۰/۰۰۰٤\right]$. بنابراین، مدل PCM مبنای تحلیل سؤال‌ها قرار

1. missing
2. two-way imputation
3. Bernaards & Sijtsma
4. Van Ginkle & Van der Ark
5. univariate outlier
6. multivariate outlier
7. reliability analysis
8. likelihood ration test
9. rating scale model

Archive of SID

www.SID.ir

گرفت. تحلیل اولیه سؤال‌ها با مدل راش نشان داد که شاخص جداسازی شخص[1] (PSI) برای کل پرسشنامه در سطح مطلوب قرار دارد (PSI=۰/۹۵)، اما برازش کلی داده‌ها با مدل رضایت‌بخش نبود $[\chi^2 = ۱۸۲/۵۷, df = ۸۷, p < ۰۰۱]$. بررس نتایج تحلیل راش نشان داد که الگوهای پاسخ تعداد ۱۴ نفر از برازش نقصانی[2] با مدل راش برخوردار بودند و لذا از فایل داده‌ها حذف شدند و بقیه تحلیل‌ها بر اساس داده‌های ۲۱۲ نفر انجام گرفت. با حذف این تعداد، مقدار آماره χ^2 به میزان زیادی کاهش پیدا کرد که حاکی از بهبود برازش داده‌ها با مدل بود. بااین‌حال، برازش داده‌ها با مدل هنوز در سطح رضایت‌بخش نبود $[\chi^2 = ۱۱۵۸, df = ۸۷, p < ۰/۰۰۱]$. در نرم‌افزار MM2030 معنادار بودن این آماره، که به χ^2 تعامل سؤال-صفت[3] نیز معروف است، به این معنا است که اندازه‌گیری توانایی، مستقل از سطح صفت مکنون فرد صورت نمی گیرد. درواقع، معنادار بودن مقدار χ^2 بیانگر این است که در میان پاسخ‌دهندگان پرسشنامه، توافق کلی در خصوص ترتیب دشواری سؤال‌ها وجود ندارد. به‌عبارت‌دیگر، در میان پاسخ‌دهندگان پرسشنامه، در خصوص اینکه کدام سؤال‌ها آسان، کدام سؤال‌ها متوسط و کدام سؤال‌ها دشوار هستند توافق کلی وجود ندارد که خود حاکی از عدم برازش مطلوب سؤال‌ها با مدل راش بود.

علاوه بر این، نتایج تحلیل راش نشان داد که در تعداد نسبتاً زیادی از سؤال‌ها برخی از مقوله‌های پاسخ، عملکرد خوبی نداشتند و همچنین پارامتر آستانه سؤال‌های شماره ۱، ۷، ۱۰ و ۱۴ نامرتب[4] بود. یک راه برای حل این مشکل، ادغام کردن مقوله‌های پاسخی است که از عملکرد مطلوبی برخوردار نیستند؛ بنابراین سؤال‌ها مورد نمره‌گذاری مجدد[5] قرار گرفتند و مقوله‌های «مخالفم» و «کمی مخالفم» با یکدیگر و مقوله‌های «موافقم» و «کمی موافقم» نیز با یکدیگر ادغام شدند. در شکل ۱ منحنی‌های احتمال مقوله‌های پاسخ[6] (CPC) سؤال ۵ پیش

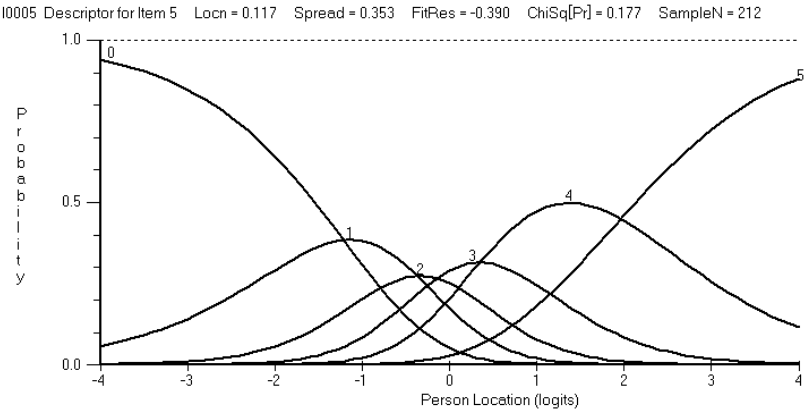
1. person separation index
2. under fit
3. item-trait interaction
4. disordered
5. rescoring
6. category probability curve

Archive of SID

www.SID.ir

از ادغام مقوله‌ها و در شکل ۲ پس از ادغام مقوله‌ها به‌عنوان نمونه ارائه شده است. با انجام عمل نمره‌گذاری مجدد، هرچند که برازش داده‌ها با مدل بهبود پیدا کرد (مقدار χ^2 از ۱۵۸/۱۸ به ۱۳۲/۸۲ کاهش یافت) اما هنوز در سطح قابل‌قبول و مطلوب قرار نداشت $\left[\chi^2 = ۱۳۲/۸۲, \mathrm{df} = ۸۷,\ \mathrm{p} = ۰/۰۰۱\right]$.

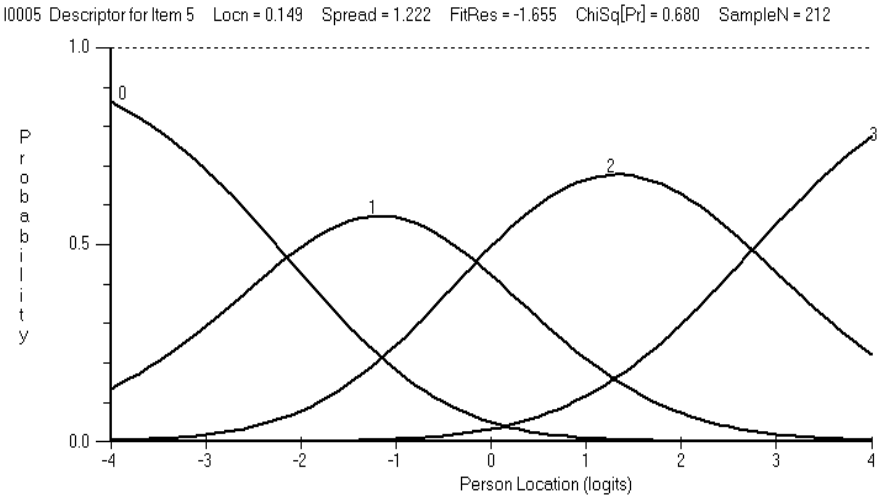
بعد از ادغام مقوله‌های پاسخ، داده‌ها مجدد با مدل راش برازش داده شد. جدول ۱ پس‌ماندهای سؤال‌ها، مقادیر χ^2، همبستگی سؤال‌ها با نمره کل و بار عاملی سؤال‌ها روی اولین مؤلفه را بر اساس نسخه ۲۹ سؤالی بعد از ادغام مقوله‌های پاسخ نشان می‌دهد. مقدار پس‌مانده سؤال ۱۸، ۱۹ و ۲۵ بالاتر از ۳ بود که نشان‌دهنده برازش ضعیف این سؤال‌ها با مدل راش بود.؛ نابراین، این سه سؤال حذف شدند و براش بقیه ۲۶ سؤال با مدل راش مجدد مورد آزمون قرار گرفت. بهبودی قابل‌ملاحظه‌ای در برازش سؤال‌ها با مدل به دست آمد و برازش داده‌ها با مدل به سطح مطلوب و قابل‌قبول رسید $\left[\chi^2 = ۷۸/۸۵, df = ۷۸,\ p = ۰/۵۲\right]$. مقدار پس‌مانده و همچنین مقدار χ^2 برازش سؤال برای نسخه نهایی پرسشنامه OHQ را در جدول ۱ مشاهده می کنید. مقدار شاخص جداسازی شخص (PSI) برای نسخه نهایی برابر با ۰/۹۴ به دست آمد.



شکل ۱. منحنی‌های احتمال پاسخ برای سؤال ۵ قبل از ادغام مقوله‌های پاسخ

Archive of SID

www.SID.ir



شکل ۲. منحنی‌های احتمال پاسخ برای سؤال ۵ بعد از ادغام مقوله‌های پاسخ

ماریس و آندریچ (۲۰۰۸) معتقدند اگر ضریب همبستگی بین پس‌ماندهای دو سؤال به اندازه حداقل ۰/۲۰ بالاتر از میانگین همبستگی‌های پس‌مانده تمام سؤال‌ها باشد می‌توان گفت که بین آن دو سؤال وابستگی موضعی وجود دارد. در پژوهش حاضر، متوسط ضریب همبستگی بین پس‌ماندهای تمام سؤال‌ها ۰/۱۰ به دست آمد. بررسی ماتریس همبستگی پسماندهای سؤال‌ها نشان داد که ضریب همبستگی بین پس‌ماندهای دو سؤال ۱۲ و ۱۳(۰/۳۱)، بالاتر از ملاک مطرح‌شده توسط ماریس و آندریچ (۲۰۰۸) بود. این یافته بیانگر این است که بین این دو سؤال وابستگی موضعی وجود دارد؛ بنابراین، این دو سؤال با یکدیگر ادغام شدند و برازش داده‌ها با مدل، مجدد موردبررسی قرار گرفت. نتیجه حاصل از این تحلیل نشان داد که داده‌ها از برازش بسیار خوب با مدل برخوردارند $\left[\chi^2 = ۷۲/۸۳, df = ۷۵, p = ۰/۵۵\right]$ و نیازی به حذف هیچ سؤال دیگری نبود.

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱. همبستگی‌های اصلاح شده سؤال‌ها با نمره کل و بارهای عاملی آنها روی مؤلفه اول و مقادیر پس¬مانده و χ^2 تعامل سوال–صفت پیش از نمره‌گذاری مجدد یا ادغام مقوله‌ها (۱) و بعد از حذف سؤال‌های ۱۸، ۱۹ و ۲۵(۲)

سؤال	همبستگی سؤال با نمره کل	بار سؤال روی مؤلفه اول	پس‌مانده سؤال		مقدار آماره χ^2	
			۱	۲	۱	۲
۱	۰/۶۵	۰/۶۹	−۰/۹۷	−۱/۲۴	۰/۷۰	۰/۶۸
۲	۰/۶۴	۰/۶۸	−۱/۳۶	−۰/۷۲	۲/۴۷	۱/۲۰
۳	۰/۶۳	۰/۶۷	−۰/۶۳	−۰/۹۳	۲/۳۰	۲/۳۰
۴	۰/۶۵	۰/۶۹	۱/۶۰	−۰/۷۷	۲/۸۵	۰/۷۸
۵	۰/۶۸	۰/۷۱	−۰/۳۹	−۱/۵۱	۴/۹۳	۲/۳۰
۶	۰/۶۹	۰/۷۳	−۱/۲۹	−۱/۸۶	۲/۲۸	۰/۸۷
۷	۰/۶۱	۰/۶۴	−۰/۸۹	−۰/۹۰	۰/۷۸	۱/۴۷
۸	۰/۶۶	۰/۷۰	−۲/۰۲	−۱/۸۱	۳/۶۰	۳/۹۳
۹	۰/۵۶	۰/۵۹	۰/۸۱	−۰/۱۰	۱/۰۷	۲/۵۸
۱۰	۰/۵۷	۰/۶۱	۰/۵۰	۰/۳۰	۰/۹۶	۲/۲۶
۱۱	۰/۶۳	۰/۶۶	−۰/۶۰	−۰/۹۶	۱/۶۹	۰/۱۳
۱۲	۰/۶۷	۰/۷۱	−۰/۸۸	−۱/۱۵	۱/۴۱	۱/۵۹
۱۳	۰/۷۰	۰/۷۳	−۰/۷۶	−۱/۶۴	۱۱/۱۴	۳/۷۲
۱۴	۰/۶۵	۰/۶۸	۰/۳۹	−۰/۶۳	۰/۹۹	۰/۷۰
۱۵	۰/۶۰	۰/۶۴	۰/۲۰	۰/۰۸	۱/۹۹	۱/۹۱
۱۶	۰/۷۳	۰/۷۶	−۲/۴۹	−۲/۴۲	۶/۸۰	۶/۳۳
۱۷	۰/۵۹	۰/۶۲	۰/۵۲	۰/۳۰	۱/۶۰	۴/۳۱
۱۸	۰/۵۱	۰/۵۴	۳/۸۹	–	۲۱/۱۴	–
۱۹	۰/۷۵	۰/۷۸	−۳/۴۳	–	۲۳/۱۲	–
۲۰	۰/۶۴	۰/۶۷	−۰/۲۳	−۰/۴۶	۲/۲۱	۱/۹۵
۲۱	۰/۵۵	۰/۵۸	۱/۵۸	۰/۸۶	۲/۸۸	۱/۳۴
۲۲	۰/۴۸	۰/۵۰	۱/۴۸	۱/۰۰۳	۲/۸۷	۳/۷۳
۲۳	۰/۳۸	۰/۴۰	۱/۴۵	۱/۳۵	۹/۳۴	۱۲/۶۶
۲۴	۰/۶۲	۰/۶۵	−۰/۰۷	−۰/۳۶	۴/۸۷	۳/۸۵
۲۵	۰/۳۴	۰/۳۶	۳/۸۳	–	۲۴/۳۲	–
۲۶	۰/۷۴	۰/۷۷	−۲/۴۶	−۲/۷۸	۲/۷۶	۳/۷۸
۲۷	۰/۵۶	۰/۵۸	۰/۷۲	−۰/۹۲	۳/۶۰	۲/۸۳
۲۸	۰/۶۰	۰/۶۳	−۰/۳۶	−۰/۳۷	۱/۴۵	۱/۹۸
۲۹	۰/۵۴	۰/۵۷	۲/۳۶	۱/۰۴	۱۲/۰۹	۷/۶۷

Archive of SID

www.SID.ir

۲- آیا سؤال‌های نسخه فارسی پرسشنامه OHQ در بین دو گروه زنان و مردان از کارکرد افتراقی (DIF) برخوردارند؟

در بافت مدل راش، سؤال زمانی واجد DIF تشخیص داده می‌شود که احتمال پاسخ به سؤال برای افراد گروه‌های مورد مقایسه (گروه‌های جنسیتی، قومی، نژادی، زبانی) که ازلحاظ ویژگی مورداندازه‌گیری در یک سطح قرار دارند، متفاوت باشد. در نرم‌افزار RUMM2030 برای شناسایی DIF از تحلیل واریانس دوراهه روی پس‌مانده‌ها استفاده می‌شود. برای انجام این تحلیل، افراد بر اساس نمره‌های خام به تعدادی گروه یا طبقه تقسیم‌بندی شدند. سپس این متغیر گروه‌بندی به‌عنوان یک عامل و متغیر جنسیت نیز به‌عنوان عامل دیگر وارد تحلیل واریانس دوراهه شدند. آنگاه اثر اصلی این عامل‌ها و همچنین اثر کنش متقابل بین آن‌ها مورد آزمون قرار گرفت. اگر اثر کنش متقابل معنادار باشد حاکی از وجود DIF غیریکنواخت و اگر اثر اصلی جنسیت معنادار باشد حاکی از وجود DIF یکنواخت است. نتایج حاصل از تحلیل کارکرد افتراقی سؤال‌ها نشان داد که هیچ‌کدام از سؤال‌های پرسشنامه OHQ در بین دو گروه زنان و مردان دارای DIF یکنواخت یا غیریکنواخت نیستند.

۳- آیا نسخه فارسی پرسشنامه OHQ تک‌بعدی است؟

برای آزمون تک‌بعدی بودن سؤال‌های نسخه نهایی پرسشنامه OHQ از روش پیشنهادی اسمیت (۲۰۰۲) و تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PCA) استفاده گردید. به‌منظور اجرای روش پیشنهادی اسمیت، ابتدا ماتریس همبستگی‌های پس‌مانده سؤال‌ها با استفاده از روش مؤلفه‌های اصلی مورد تحلیل قرار گرفت و بارهای سؤال‌ها روی مؤلفه‌ها به دست آمد. سپس پارامتر توانایی افراد در سؤال‌هایی که بالاترین بار منفی (سؤال ۳، ۵، ۸، ۱۱، ۱۲، ۱۴) و سؤال‌هایی که بالاترین بار مثبت (سؤال ۲۱، ۲۲، ۲۳، ۲۷، ۲۸، ۲۹) روی مؤلفه اول داشتند برآورد گردید. در گام بعد، تفاوت پارامتر توانایی هرکدام از افراد در این دو مجموعه از سؤال‌ها با استفاده از آزمون t مستقل مورد آزمون معناداری آماری قرار گرفت. نتایج این تحلیل نشان داد که از ۲۴۳ آزمون t تعداد ۹ مورد (۴/۵ درصد) به لحاظ آماری معنادار بودند که کمتر از ۵ درصد (اسمیت، ۲۰۰۲) قرار داشت که بیانگر این بود که مفروضه تک‌بعدی

Archive of SID

www.SID.ir

بودن برقرار است. همچنین همبستگی بین پارامتر توانایی افراد در دو مجموعه از سؤال‌های مذکور، ۰/۸۹ به دست آمد که یک همبستگی بسیار قوی (نصفت، ۱۳۷۱) محسوب می‌شود.

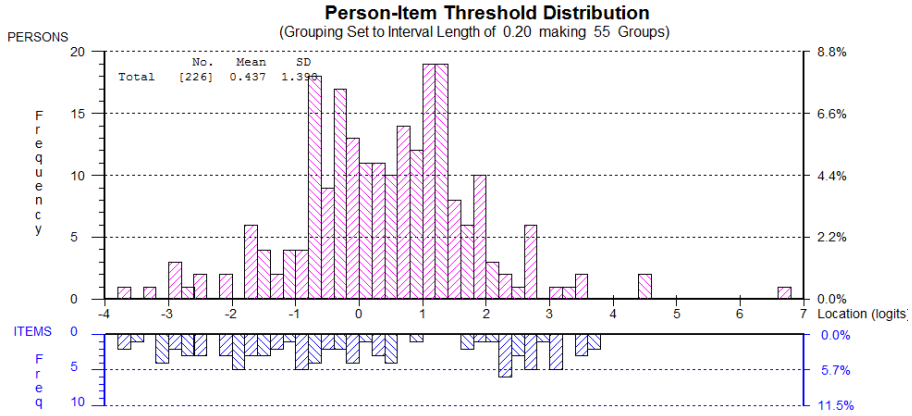
نتیجه تحلیل مؤلفه‌های اصلی (PC) نشان داد که ۵ عامل وجود دارد که ارزش ویژه آن‌ها بالاتر از یک است. ارزش‌های ویژه این ۵ عامل به ترتیب برابر با ۱۲/۱۴، ۱/۷۴، ۱/۳۳، ۱/۱۶ و ۱/۰۸ بود. ارزش ویژه عامل اول تقریباً ۶ برابر ارزش ویژه عامل دوم است و به‌تنهایی ۴۲٪ از واریانس کل پرسشنامه را تبیین می‌کند. هرکدام از عامل‌های دیگر، کمتر از ۱۰٪ از واریانس را تبیین می‌کنند. هومن (۱۳۶۱) معتقد است عامل‌هایی که کمتر از ۱۰٪ از واریانس را تبیین می‌کنند می‌توان به‌عنوان عامل‌های تصادفی در نظر گرفت. درمجموع، شواهد حاصل از تحلیل‌های مختلف آماری نشان داد که نسخه فارسی پرسشنامه OHQ تک‌بعدی است.

۴- آیا نسخه فارسی پرسشنامه OHQ می‌توانند افرادی را که از سطوح مختلف شادکامی برخوردارند به‌خوبی اندازه‌گیری نمایند؟ به‌عبارت‌دیگر آیا بین سطح دشواری سؤال‌ها و سطح توانایی افراد تناسب و همخوانی وجود دارد؟

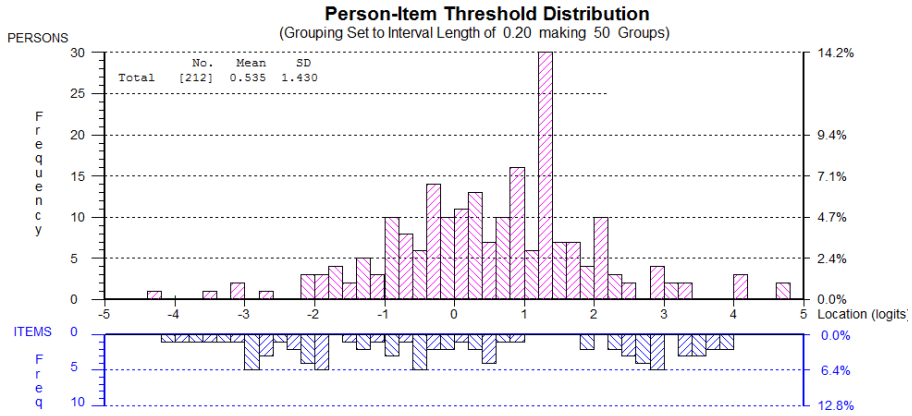
شکل ۳ نمودار توزیع آستانه‌های سؤال-شخص را برای نسخه اولیه (۲۹ سؤالی) پرسشنامه OHQ بعد از ادغام مقوله‌های پاسخ و شکل ۴ نمودار توزیع آستانه‌های سؤال-شخص را برای نسخه نهایی پرسشنامه (۲۶ سؤالی)، یعنی بعد از حذف سؤال‌ها و افراد فاقد برازش، نشان می‌دهد.

Archive of SID

www.SID.ir



شکل ۳. نمودار توزیع آستانه‌های سؤال–شخص برای نسخه ۲۹ سؤالی بعد از ادغام مقوله‌ها



شکل ٤. نمودار توزیع آستانه‌های سؤال–شخص برای نسخه نهایی

شکل ۳ نشان می‌دهد این پرسشنامه برای افرادی که از سطوح بالای شادکامی برخوردارند مناسب نیست. همچنین در بین سطوح دشواری سؤال‌ها شکافی مشاهده می‌شود که حاکی از این است که تمام سطوح شادکامی به‌وسیله سؤال‌های نسخه اولیه پرسشنامه OHQ به شکل کافی پوشش داده نمی‌شود. بااین‌حال بعد از انجام اصلاحات لازم و حذف سؤال‌ها و افراد فاقد برازش، توزیع آستانه‌های سؤال–شخص به توزیع نرمال خیلی نزدیک

www.SID.ir

شد. آستانه‌های سؤال‌های نسخه نهایی، سطوح توانایی افراد نمونه موردمطالعه را تقریباً به شکل کامل پوشش می‌دهد.

۵- جدول هنجار نسخه فارسی پرسشنامه OHQ که داده‌های ترتیبی را به داده‌های فاصله‌ای تبدیل می‌کند چگونه است؟

با استفاده از جدول ۲ می‌توان نمره‌های خام افراد در پرسشنامه OHQ را به داده‌های سطح فاصله‌ای تبدیل کرد. برای این منظور، ابتدا باید سؤال‌های شماره ۱۸، ۱۹ و ۲۵ را حذف کرد و سپس پاسخ‌های افراد به مقوله کاملاً مخالفم را به‌صورت ۰، مقوله‌های مخالفم و کمی مخالفم را به‌صورت ۱ و کمی موافقم و موافقم را به‌صورت ۲ و کاملاً موافقم را به‌صورت ۳ نمره‌گذاری کرد. در گام بعد مجموع نمره‌های فرد در ۲۶ سؤال را به دست آورد و با استفاده از جدول ۲ به داده‌های مقیاسی[1] که در سطح فاصله‌ای هستند تبدیل کرد. به خاطر دلایل کاربردی و عملی، دامنه نمره‌های مقیاسی بین ۰ تا ۷۸ در نظر گرفته شد زیرا این دامنه، مطابق با دامنه نمرات خام نسخه اصلاح‌شده ۲۶ سؤالی پرسشنامه OHQ است. این کار باعث می‌شود تا مقایسه بین نمره‌های خام و نمره‌های مقیاسی به شکل آسان‌تر و قابل‌فهم‌تری صورت گیرد. بااین‌حال، دامنه نمره‌های مقیاسی (فاصله‌ای) را برای هر دامنه‌ای (برای مثال ۰ تا ۱۰۰) مقیاس‌پردازی کرد.

جدول ۲. تبدیل نمرات خام به نمره توانایی (لوجیت) و نمره مقیاسی

نمره خام	لوجیت	نمره مقیاسی	نمره خام	لوجیت	نمره مقیاسی
۰	-۶/۵۴	۰	۴۰	-۰/۰۷	۳۷/۹۵
۱	-۵/۷۲	۴۴/۷	۴۱	۰/۰۴	۳۸/۶۰
۲	-۵/۱۶	۸/۰۸	۴۲	۰/۱۶	۳۹/۲۶
۳	-۴/۷۷	۱۰/۳۶	۴۳	۰/۲۷	۳۹/۹۳
۴	-۴/۴۷	۱۲/۱۴	۴۴	۰/۳۹	۴۰/۶۱
۵	-۴/۲۱	۱۳/۶۲	۴۵	۰/۵۰	۴۱/۳۰
۶	-۳/۴۰	۱۴/۹۱	۴۶	۰/۶۲	۴۲/۰۰
۷	-۳/۸۰	۱۶/۰۴	۴۷	۰/۷۴	۴۲/۷۲

1. scale score

Archive of SID

www.SID.ir

۸	-۳/۶۲	۱۷/۰۸	۴۸	۰/۸۷	۴۳/۴۴
۹	-۳/۴۶	۱۸/۰۳	۴۹	۰/۹۹	۴۴/۱۷
۱۰	-۳/۳۱	۱۸/۹۲	۵۰	۱/۱۲	۴۴/۹۲
۱۱	-۳/۱۷	۱۹/۷۶	۵۱	۱/۲۵	۴۵/۶۷
۱۲	-۳/۰۳	۲۰/۵۵	۵۲	۱/۳۸	۴۶/۴۲
۱۳	-۲/۹۰	۲۱/۳۱	۵۳	۱/۵۱	۴۷/۱۸
۱۴	-۲/۷۸	۲۲/۰۴	۵۴	۱/۶۳	۴۷/۹۴
۱۵	-۲/۶۶	۲۲/۷۴	۵۵	۱/۷۶	۴۸/۷۰
۱۶	-۲/۵۴	۲۳/۴۲	۵۶	۱/۹۰	۴۹/۴۷
۱۷	-۲/۴۳	۲۴/۰۸	۵۷	۲/۰۲	۵۰/۲۳
۱۸	-۲/۳۲	۲۴/۷۳	۵۸	۲/۱۵	۵۰/۹۹
۱۹	-۲/۲۱	۲۵/۳۵	۵۹	۲/۲۸	۵۱/۷۶
۲۰	-۲/۱۱	۲۵/۹۸	۶۰	۲/۴۲	۵۲/۵۳
۲۱	-۲/۰۰۴	۲۶/۵۹	۶۱	۲/۵۵	۵۳/۳۰
۲۲	-۱/۹۰	۲۷/۱۹	۶۲	۲/۶۸	۵۴/۰۷
۲۳	-۱/۸۰	۲۷/۷۹	۶۳	۲/۸۱	۵۴/۸۵
۲۴	-۱/۷۰	۲۸/۳۸	۶۴	۲/۹۵	۵۵/۶۴
۲۵	-۱/۶۰	۲۸/۹۷	۶۵	۳/۰۸	۵۶/۴۵
۲۶	-۱/۵۰	۲۹/۵۵	۶۶	۳/۲۳	۵۷/۲۹
۲۷	-۱/۴۰	۳۰/۱۴	۶۷	۳/۳۷	۵۸/۱۴
۲۸	-۱/۳۰	۳۰/۷۲	۶۸	۳/۵۲	۵۹/۰۳
۲۹	-۱/۲۰	۳۱/۳۰	۶۹	۳/۶۸	۵۹/۹۶
۳۰	-۱/۱۰	۳۱/۸۸	۷۰	۳/۸۵	۶۰/۹۶
۳۱	-۱/۰۰۲	۳۲/۴۷	۷۱	۴/۰۳	۶۲/۰۲
۳۲	-۰/۹۰	۳۳/۰۶	۷۲	۴/۲۳	۶۳/۱۸
۳۳	-۰/۸۰	۳۳/۶۵	۷۳	۴/۴۵	۶۴/۴۷
۳۴	-۰/۷۰	۳۴/۲۴	۷۴	۴/۷۰	۶۵/۹۶
۳۵	-۰/۶۰	۳۴/۸۵	۷۵	۵/۰۰۵	۶۷/۷۳
۳۶	-۰/۵۰	۳۵/۴۵	۷۶	۵/۳۹	۷۰/۰۰
۳۷	-۰/۳۹	۳۶/۰۷	۷۷	۵/۹۵	۷۳/۲۸
۳۸	-۰/۲۸	۳۶/۶۸	۷۸	۶/۷۶	۷۸/۰۰
۳۹	-۰/۱۸	۳۷/۳۲	-	-	-

Archive of SID

www.SID.ir

بحث و نتیجه‌گیری

پرسشنامه OHQ (هیلز و آرگیل، ۲۰۰۲) که بر اساس نظریه کلاسیک آزمون تهیه شده است، یکی از پرکاربردترین ابزارها برای اندازه‌گیری شادکامی ذهنی است. در پژوهش حاضر تلاش گردید تا با استفاده از مدل امتیاز پاره‌ای (PCM) که جزوه خانواده مدل‌های راش است، ویژگی‌های روان‌سنجی و دقت پرسشنامه OHQ تا سطح مقیاس فاصله‌ای ارتقاء داده شود. نتایج نشان داد که با انجام برخی اصلاحات مانند ترکیب مقوله‌های پاسخ و تبدیل تعداد مقوله‌ها از ۶ به ۴، حذف ۳ سؤال ۱۸، ۱۹ و ۲۵ و ادغام کردن دو سؤال ۱۲ و ۱۳ که از وابستگی موضعی برخوردارند، داده‌ها از برازش مطلوب با مدل پیدا کردند. نتایج پژوهش نشان داد که نسخه اصلاح‌شده ۲۶ سؤالی، از ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوب برخوردار است و نمره‌های خام افراد در پرسشنامه را که مقیاس آن‌ها در سطح ترتیبی قرار دارد می‌توان با استفاده از جدول ۲ به نمره‌های سطح فاصله‌ای تبدیل کرد. این تبدیل را می‌توان برای داده‌های حاصل از نسخه ۲۹ سؤالی اولیه پرسشنامه نیز بکار برد.

نتیجه پژوهش حاضر در خصوص ادغام مقوله‌های پاسخ و تبدیل آن‌ها از ۶ گزینه به ۴ گزینه، از فرمت ۴ گزینه‌ای که هیلز و گیل (۱۹۸۹) در نسخه اولیه این پرسشنامه با نام OHI استفاده کردند حمایت می‌کند. البته باید توجه داشت که هیلز و همکاران (۱۹۸۹) به‌جای استفاده از ۴ مقوله پاسخ برای هر سؤال، از ۴ عبارت برای هر سؤال استفاده کردند که هم باعث افزایش طول پرسشنامه و هم باعث افزایش زمان تکمیل پرسشنامه می‌شود. به همین جهت به نظر می‌رسد که می‌توان از چهار مقوله پاسخ کاملاً مخالفم=۱ تا حدی مخالفم=۲ تا حدی موافقم=۳ و کاملاً موافقم=۴، به‌عنوان مناسب‌ترین روش نمره‌گذاری استفاده نمود، زیرا نتایج نشان داد که افراد قادر به تمایز گذاری دقیق و معتبر بین مقوله موافقم با تا حدی موافقم و بین مخالفم و تا حدی مخالفم نیستند.

سؤال‌های ۱۸، ۱۹ و ۲۵ از برازش مناسب با مدل راش برخوردار نبودند و بنابراین از مجموعه سؤال‌ها حذف شدند. به نظر می‌رسد که سؤال ۱۸ «تمام رویدادهای گذشته به نظر من فوق‌العاده شاد بوده‌اند» و سؤال ۱۹ «من همواره احساس نشاط می‌کنم» ازنظر روایی

Archive of SID

www.SID.ir

صوری دارای مشکل هستند؛ زیرا تلویحاً به این معنا هستند که افراد شادکام باید از همه‌چیز و در همه زمان‌ها راضی و خشنود باشند که نتایج پژوهش حاضر این موضوع را حمایت نمی‌کند. از طرف دیگر بعید به نظر می‌رسد که همه رویدادها و اتفاقاتی که در زندگی افراد رخ می‌دهند، شاد و خوشایند باشند. همچنین تا حد زیادی دور از انتظار است که یک فرد، همیشه و همواره احساس نشاط و سرزندگی نماید و دچار بی‌حالی و احساس ملال و ناکامی نشود. سرانجام، در سؤال ۲۵ «من همیشه متعهد و درگیر هستم» نیز به نظر می‌رسد که وجود قید «همیشه» باعث شده است تا این سؤال از قدرت تشخیص مناسب برخوردار نباشد. متخصصان حوزه روان‌سنجی (برای مثال، لیو[1]، ۲۰۱۰) توصیه می‌کنند که از بکار بردن قیدهای مطلق مانند همیشه و هرگز در سؤال‌ها یا عبارت‌های پرسشنامه‌ها باید اجتناب کرد، زیرا وجود این‌گونه قیدها، عقاید، نظرات و نگرش‌های افراطی را در پاسخ‌دهندگان تولید می‌کند و قدرت تشخیص سؤال ا کاهش می‌دهد. همچنین کلمات «تعهد» و «درگیر» ممکن است توسط افراد مختلف به شکل‌های مختلف تفسیر گرد که درنتیجه منجر به پاسخ‌های ناهمسان و نامعتبر می‌گردد که درنهایت برازش سؤال با مدل را تحت تأثیر منفی قرار می‌دهد.

یافته‌های پژوهش حاضر نشان داد که بین دو سؤال ۱۲ و ۱۳ وابستگی موضعی وجود دارد. سؤال ۱۲ «این روزها وقتی از خواب بیدار می‌شوم احساس می‌کنم بیش از گذشته انرژی دارم» و سؤال ۱۳ «احساس می‌کنم انرژی بی‌حدومرزی دارم» به لحاظ ظاهری و واژگانی خیلی شبیه به هم هستند و مجاورت مکانی آن‌ها نیز علت دیگری است که باعث وابستگی موضعی بین آن‌ها شده است. در رویکرد راش، برای مقابله با این مشکل، به‌جای حذف سؤال‌ها می‌توان آن‌ها را با یکدیگر ادغام کرد. البته، به نظر می‌رسد که بهتر باشد جمله‌بندی این دو سؤال تغییر یابد یا اینکه مجاورت مکانی آن‌ها عوض شود و بین مکان آن‌ها در پرسشنامه فاصله ایجاد شود.

همان‌طور که در شکل ۴ مشاهده می‌کنید در فاصله بین توانایی ۱ تا ۲ شکاف نسبتاً زیادی در بین سؤال‌ها ازلحاظ دشواری وجود دارد. درواقع به‌منظور اندازه‌گیری و برآورد دقیق

1. Liu

Archive of SID

www.SID.ir

سطح شادکامی افرادی در این دامنه از پیوستار قرار دارند لازم است تا تعدادی سؤال که متناسب با این سطح از صفت باشند به پرسشنامه اضافه گردد.

محدودیت اصلی این پژوهش این است که نمونه‌های دانشجویی مورداستفاده در پژوهش ممکن است معرف تنوع زیادی که در کل جامعه وجود دارد نباشد و بنابراین توصیه می‌شود که ویژگی‌های این پرسشنامه در جمعیت‌های آماری دیگر و به‌ویژه جمعیت‌های غیر دانشجویی موردمطالعه قرار گیرد. این پژوهش نشان داد که از رویکرد اندازه‌گیری راش می‌توان برای شناسایی نابهنجاری‌های موجود در داده‌ها و بهبود کیفیت اندازه‌گیری ابزارهای اندازه‌گیری‌های روانی و تبدیل داده‌های رتبه‌ای به داده‌های سطح فاصله‌ای که باعث افزایش توان آزمون‌های آماری می‌شود استفاده کرد.

منابع

علی‌پور، احمد؛ و آگاه‌هریس، مژگان (۱۳۸۶). اعتبار و روایی فهرست شادکامی آکسفورد در ایرانی‌ها. *فصلنامه روانشناسان ایرانی*، ۳(۱۲)، ۲۹۸-۲۸۷.

علی‌پور، احمد؛ نوربالا، احمدعلی (۱۳۷۸). بررسی مقدماتی پایایی و روایی پرسشنامه شادکامی آکسفورد در دانشجویان دانشگاه‌های تهران. *اندیشه و رفتار*، ۵(۱ و ۲)، ۶۵-۵۵.

کلاین، استفان. (۱۹۶۵). *علم شادکامی*. ترجمه نغمه صفاریان پور (۱۳۹۴). تهران: فرهنگ نشر نو.

نجفی، محمود؛ دهشیری، غلامرضا؛ دبیری، سولماز؛ شیخی، منصوره؛ و جعفری، نصرت (۱۳۹۱). خصوصیات روان‌سنجی نسخه فارسی پرسشنامه شادکامی آکسفورد در دانشجویان. *فصلنامه اندازه‌گیری تربیتی*، ۳(۱۰)، ۷۳-۵۵.

نصفت، مرتضی (۱۳۷۱). *اصول و روش‌های آمار*. تهران: انتشارات دانشگاه تهران.

هومن، حیدرعلی (۱۳۶۷). استانداردسازی پرسشنامه ارجحیت شخصی ادواردز. *نشریه علوم تربیتی (ویژه‌نامه روان‌سنجی)، ۱۱*.

Allen, M. J., & Yen, W. M. (1979). *Introduction to measurement theory*. Monterey, CA: Brooks/Cole.

Archive of SID

www.SID.ir

Andrich, D., Sheridan, B., & Luo, G. (2009). *RUMM2030*. Perth: RUMM Laboratory.

Argyle, M., Martin, M., & Crossland, J. (1989). Happiness as a function of personality and social encounters. In J. P. Forgas & J. M. Innes (Eds.), *Recent advances in social psychology: An international perspective*. Amsterdam: Elsevier.

Bernaards, C. A., & Sijtsma, K. (2000). Influence of imputation and EM methods on factor analysis when item nonresponse in questionnaire data is nonignorable. *Multivariate Behavioral Research, 35*, 321-364.

Compton, W. C. (2005). *Introduction to positive psychology*. Belmont: Wadsworth.

Embretson, S. E., & Reise, S. P. (2000). *Item response theory for psychologists*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.

Hills, P., & Argyle, M. (1998). Positive moods derived from leisure and their relationship to happiness and personality. *Personality and Individual Differences*, *25*(3), 523–535.

Hills, P., & Argyle, M. (2002). The Oxford Happiness Questionnaire: A compact scale for the measurement of psychological well-being. *Personality and Individual Differences, 33*(7), 1073–1082.

Kashdan, T. B. (2004). The assessment of subjective well-being (issues raised by the Oxford Happiness Questionnaire). *Personality and Individual Differences, 36*(5), 1225–1232.

Kim-Prieto, C., Diener, E., Tamir, M., Scollon, C. N., & Diener, M. (2005). Integrating the diverse definitions of happiness: A time-sequential framework of subjective well-being. *Journal of Happiness Studies, 6*(3), 261–300.

Linacre, J. M. (1994). Sample size and item calibration stability. *Rasch Measurement Transactions, 7*, 328.

Larsen, R. J., Diener, E., & Emmons, A. (1985). An evaluation of subjective well-being measures. *Social Indicators Research, 17*, 1–17.

Liu, X.(2010). *Using and developing measurement instruments in science education: A Rasch modeling approach*. Charlotte, North Carolina: IAP

Marais, I., & Andrich, D. (2008). Effects of varying magnitude and patterns of response dependence in the unidimensional Rasch model. *Journal of Applied Measurement, 9*(2), 105–124.

Medvedev, O. N., Siegert, R. J., Feng, X. J., Billington, D. R., Jang, J. Y., & Kra¨geloh, C. U. (2016a). Measuring trait mindfulness: How to improve the precision of the Mindful Attention Awareness Scale using a Rasch model. *Mindfulness, 7*, 384–395.

Medvedev, O. N., Siegert, R. J., Mohamed, A. D., Shepard, D., Landhuis, F., & Krageloh, C. U.(2016b). The Oxford Happiness Questionnaire: Transformation from an ordinal to an interval measure using Rasch

www.SID.ir

analysis. *Journal Of Happiness Studies*, Advance online publication. doi.org/10.1007/s10902-016-9784-3

Messick, S. (1995). Validity of psychological assessment: Validation of inferences from persons' responses and performances as scientific inquiry into score meaning. *American Psychologist, 50*, 741–749.

Revelle, W. (2017) *psych: Procedures for Personality and Psychological Research*, Northwestern University, Evanston, Illinois, USA, https://CRAN.R-project.org/package=psych Version = 1.7.8.

Robbins, M., Francis, L. J., & Edwards, B. (2010). Happiness as stable extraversion: Internal consistency reliability and construct validity of the Oxford Happiness Questionnaire among undergraduate university students. *Current Psychology, 29*(2), 89–94.

Siegert, R. J., Tennant, A., & Turner-Stokes, L. (2010). Rasch analysis of the Beck Depression Inventory-II in a neurological rehabilitation sample. *Disability and Rehabilitation, 32*(1), 8–17.

Skevington, S. M., MacArthur, P., & Somerset, M. (1997). Developing items for the WHOQOL: An investigation of contemporary beliefs about quality of life related to health in Britain. *British Journal of Health Psychology, 2*(1), 55–72.

Smith, E. V. (2002). Detecting and evaluation the impact of multidimensionality using item fit statistics and principal component analysis of residuals. *Journal of Applied Measurement, 3*, 205–231.

Stewart, M. E., Watson, R., Clark, A., Ebmeier, K. P., & Deary, I. J. (2010). A hierachy of happiness? Mokken scaling analysis of the Oxford Happiness Inventory. *Personality and Individual Differences, 48*(7), 845–848.

Stucki, G., Daltroy, L., Katz, J. N., Johannesson, M., & Liang, M. H. (1996). Interpretation of change scores in ordinal clinical scales and health status measures: The whole may not equal the sum of the parts. *Journal of Clinical Epidemiology, 49*(7), 711–717.

Tennant, A., & Conaghan, P. G. (2007). The Rasch measurement model in rheumatology: What is it and why use it? When should it be applied, and what should one look for in a Rasch paper? *Arthritis and Rheumatism, 57*(8), 1358–1362.

Van Ginkel, J. R., & Van der Ark, L. A. (2010). SPSS syntax for missing value imputation in test and questionnaire data. Retrieved from https://www.universiteitleiden.nl/en/staffmembers/joost-van-ginkel#tab-1

Wainer, H., & Kiely, G. (1987). Item clusters and computerized adaptive testing: A case for testlets. *Journal of Educational Measurement, 24*(3), 185–201.

Wilson, M. (2005). *Constructing measures: An item response modeling approach*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Association.

www.SID.ir

Wolfe, E. W., & Smith, E. V. J. r. (2007). Instrument development tools and activities for measure validation using Rasch models: Part I—Instrument development tools. In E. V. Smith Jr. & R. M. Smith (Eds.), *Rasch measurement: Advanced and specialized applications* (pp. 202–242). Maple Grove, MN: JAM Press.

Wright, B. D., & Stone, M. H. (1979). *Best test design*. Chicago: MESA Press.

Archive of SID

www.SID.ir