# مقایسه دو رویکرد تحلیل عاملی تأییدی و مدل‌یابی معادلات ساختاری اکتشافی در ارزیابی ساختار عاملی مقیاس دشواری در تنظیم هیجان

حسین کارسازی[۱]، محمد نصیری[۲]، تورج هاشمی نصرت‌آباد[۳]

**مقاله پژوهشی**


## چکیده

**زمینه و هدف:** مقیاس دشواری در تنظیم هیجان (Difficulties in Emotion Regulation Scale یا DERS) ابزار چند بعدی پرکاربردی در مطالعات مرتبط با تنظیم هیجان محسوب می‌شود. هدف از پژوهش حاضر، مقایسه دو رویکرد تحلیل عاملی تأییدی (Confirmatory factor analysis یا CFA) و مدل‌یابی معادلات ساختاری اکتشافی (Exploratory structural equation modeling یا ESEM) در ارزیابی ساختار عاملی DERS بود.

**مواد و روش‌ها:** این مطالعه از نوع توصیفی- همبستگی و بر اساس داده‌های مربوط به ۲۵۰ نفر از دانشجویان دانشگاه تبریز انجام شد که به صورت نمونه‌گیری خوشه‌ای انتخاب شدند. نسخه فارسی DERS برای دستیابی به اهداف پژوهش مورد استفاده قرار گرفت. داده‌های پژوهش حاضر با استفاده از روش CFA و ESEM در نرم‌افزار Mplus تجزیه و تحلیل شد. همچنین، مقایسه روش CFA و ESEM از طریق شاخص ΔCFI صورت پذیرفت.

**یافته‌ها:** یافته‌ها نشان داد که برخلاف CFA، ESEM روش مناسبی برای ارزیابی ساختار عاملی DERS بود و دید روشن‌تری از ساختار نهفته آن ارایه می‌داد. در نهایت، ساختار ۲۵ سؤالی از مقیاس ۴ عاملی که سؤال‌های دارای نمره‌گذاری معکوس در آن وجود نداشت، بهترین برازش را کسب نمود. شاخص ریشه میانگین مربعات خطای برآورد (Root mean square error of approximation یا RMSEA)، شاخص برازش تطبیقی (Comparative fit index یا CFI) و شاخص TLI (Tucker-Lewis index)برای این مدل به ترتیب ۰/۰۶۴، ۰/۹۶۴ و ۰/۹۵۱ به دست آمد.

**نتیجه‌گیری:** با توجه به ساختار عاملی مناسب مقیاس ۲۵ سؤالی، به نظر می‌رسد که گویه‌های معکوس در کاربرد DERS مشکل‌آفرین باشد. با وجود حذف گویه‌های معکوس در پژوهش حاضر، پیشنهاد می‌شود که این گویه‌ها در پژوهش‌های آینده با سؤالات دارای نمره‌گذاری مستقیم جایگزین شوند و برازش ساختار عاملی آن مورد ارزیابی قرار گیرد.


**واژه‌های کلیدی:** تحلیل عاملی تأییدی، مدل‌یابی معادلات ساختاری اکتشافی، مقیاس دشواری در تنظیم هیجان

**ارجاع:** کارسازی حسین، نصیری محمد، هاشمی نصرت‌آباد تورج. **مقایسه دو رویکرد تحلیل عاملی تأییدی و مدل‌یابی معادلات ساختاری اکتشافی در ارزیابی ساختار عاملی مقیاس دشواری در تنظیم هیجان.** مجله تحقیقات علوم رفتاری ۱۳۹۴؛ ۱۳ (۴): ۵۸۰-۵۷۲

دریافت مقاله: ۱۳۹۴/۳/۱۷ پذیرش مقاله: ۱۳۹۴/۷/۴

## مقدمه

سازه فرضی در نظریه‌های علمی و به خصوص در روان‌شناسی، به متغیری اطلاق می‌شود که مستقیم قابل مشاهده نیست. مفاهیمی مانند هوش، انگیزش و هیجان برای توصیف پدیده‌هایی در روان‌شناسی به کار می‌روند که به طور مستقیم مشاهده‌پذیر نمی‌باشند. از این‌رو، ابزارهای روان‌شناختی برای تسهیل درک چنین پدیده‌هایی ساخته می‌شود. بسیاری از نظریه‌ها و ابزارهای اندازه‌گیری در روان‌شناسی و رشته‌های مرتبط، بر مبنای این فرض قرار می‌گیرند که یک سازه کلی می‌تواند ترکیبی از چندین حوزه مرتبط با هم باشد. بر این اساس، نشانگرهای به ظاهر نامتجانس یک سازه زیربنایی، می‌توانند در قلمروهای مرتبط با هم گروه‌بندی گردد (۱). در این راستا، مقیاس دشواری در تنظیم هیجان (Difficulties in Emotion Regulation Scale یا DERS) بر مبنای این فرض و با تکیه بر مطالعات وسیع، مفهوم‌سازی‌ها و اندازه‌گیری‌های متنوع آن ساخته شده است (۲). پژوهش‌های انجام شده در طی دو دهه اخیر نشان دادند که این سازه، زیربنای طیف وسیعی از اشکال مختلف آسیب‌شناسی روانی می‌باشد (۸-۳).

Gratz و Roemer ابزار اندازه‌گیری جامع DERS را جهت ارزیابی جنبه‌های کلی و اختصاصی دشواری در تنظیم هیجان ساختند. این ابزار حاوی ۳۶ سؤال و ۶ خرده مقیاس می‌باشد. خرده مقیاس‌های آن شامل فقدان آگاهی هیجانی، فقدان وضوح هیجانی، دشواری در کنترل تکانه، دشواری انجام رفتار هدفمند، عدم پذیرش پاسخ‌های هیجانی و دستیابی محدود به راهبردهای مؤثر تنظیم هیجان می‌شود (۲). برخی پژوهش‌ها ساختار ۶ عاملی اصلی را در ارتباط با ساختار DERS بر روی جمعیت اروپایی تأیید نمودند (۱۰، ۹). همچنین،

۱- کارشناس ارشد، گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
۲- دانشجوی کارشناسی ارشد، گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
۳- استاد، گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه تبریز، تبریز، ایران
**نویسنده مسؤول:** حسین کارسازی
Email: hosseinkarsazi@gmail.com

نسخه فارسی این مقیاس با حذف ۲ سؤال، همان ساختار ۶ عاملی را آشکار می‌کند (۱۱). با این حال، همچنان ابهاماتی درباره ساختار درونی آن وجود دارد. مطالعات احتمال کاهش ۶ عامل اصلی به ۵ عامل در نسخه اسپانیایی (۱۲)، هندی (۱۳) و کره‌ای (۱۴) را نشان دادند. Cho و Hong معتقدند که عامل‌های وضوح و آگاهی، سازه واحدی هستند و باید با هم ادغام شوند (۱۴). اصلی‌ترین اختلاف بین پژوهش‌ها در خرده مقیاس آگاهی بود. Bardeen و همکاران خرده مقیاس آگاهی را حذف نمودند؛ چرا که عامل مرتبه دوم یکسانی (دشواری در تنظیم هیجان) را مانند ۵ عامل دیگر بازنمایی نمی‌کرد (۱۵).

خرده مقیاس آگاهی همبستگی کمی را با ابعاد دیگر در چندین مطالعه بر روی DERS نشان داد. این در حالی است که سایر ابعاد، همبستگی قابل توجهی با هم داشتند (۱۷، ۱۶). از سویی، آگاهی نسبت به سایر خرده مقیاس‌ها، الگوی واگرایی از روابط با متغیرهای مرتبط با تنظیم هیجان را ارایه نمود. یافته‌ها حاکی از آن است که آگاهی تنها بعد DERS می‌باشد که نمی‌تواند اختلال اضطراب فراگیر (۳) و PTSD (Post-traumatic stress disorder) (۱۸) را پیش‌بینی نماید. همچنین، این بعد با سابقه سوء استفاده در کودکی (۱۹) و سیستم بازداری رفتاری (۱۷) به عنوان زیربنای رفتار اجتنابی، رابطه‌ای ندارد. به این ترتیب، برخی پژوهشگران و در رأس آن‌ها Bardeen و همکاران (۱۵)، با پیشنهاد مدل ۵ عاملی نشان دادند که خرده مقیاس آگاهی، سازه زیربنایی یکسانی را مانند سایر ابعاد بازنمایی نمی‌کند. از طرف دیگر، در پژوهش‌ها برای دستیابی به شاخص کلی دشواری در تنظیم هیجان از نمره کل DERS استفاده می‌گردد. برای نمونه، اگر خرده مقیاس آگاهی به این قلمرو تعلق نداشته باشد، گویه‌های این عامل روابط مبهمی بین تنظیم هیجان و متغیرهای مورد نظر نشان خواهند داد (۲۱، ۲۰).

به نظر می‌رسد که نتایج متفاوت و گاهی مسأله‌آفرین ارزیابی ساختار درونی DERS، بیشتر به دلیل نوع روش آماری به کار رفته باشد. رویکردهای تعیین مدل اندازه‌گیری متغیرهای نهفته در روان‌شناسی، حدود دو تا سه دهه تحت نفوذ روش تحلیل عاملی تأییدی (Confirmatory factor analysis یا CFA) قرار گرفت. با این حال، همواره مسأله بحث‌انگیز این بود که بسیاری از ابزارهای روان‌شناختی که ساختار عاملی آن‌ها به خوبی توسط تحلیل عاملی اکتشافی (Exploratory factor analysis یا EFA) مشخص شد، به وسیله CFA حمایت نمی‌گردید (۲۳، ۲۲). نتایج مسأله‌آفرین CFA جهت ارزیابی ساختار ابزارهای چندبعدی به خصوص مقیاس‌های شخصیتی مانند NEO-FFI (Neuroticism-Extraversion-Openness Five-Factor Inventory) و شکست‌های متعدد این رویکرد در حمایت از ساختار عاملی کشف شده EFA، برخی پژوهشگران را به این نتیجه رساند که برازش ضعیف ساختار عاملی نه به جهت ضعف ساختار یا نظریه، بلکه ناشی از محدودیت روش CFA در آزمون مدل‌های اندازه‌گیری می‌باشد (۲۴، ۲۳).

این گروه از پژوهشگران معتقدند که لازمه روش CFA، بارگذاری هر سؤال بر روی فقط یک عامل است و این امر برای پژوهش‌های سازه‌های چندبعدی، محدودیت بیش از حدی را ایجاد می‌کند. محدودیتی که از مفروضه غیر واقعی تثبیت مسیرهای متقاطع بر روی صفر به وجود می‌آید (۲۵). در واقع، زمانی که مسیرهای متقاطع برخلاف آنچه در واقعیت موجود است، بر روی صفر تثبیت شود؛ ماتریس عاملی به صورت غیر حقیقی متورم و به دنبال آن، روابط ساختاری تحریف می‌گردد و شاخص‌های برازش ضعیف به دست می‌آید (۲۲).

محدودیت CFA، بار دیگر EFA را در کانون توجه قرار داد. در این میان، برخی این فرض معنی‌شناختی را رد کردند که EFA فقط نقش «اکتشافی» و CFA نقش «تأییدی» بر عهده دارد. آن‌ها مدعی شدند که با وجود بدیهی بودن عملکرد بهتر EFA نسبت به هر روش دیگر، در مطالعات داده رهنمون (Data-driven) که فرض اولیه‌ای در آن‌ها موجود نیست، می‌تواند به عنوان آزمون قدرتمندی، نقش سنتی نظریه رهنمون (Theory-driven) CFA را نیز به خوبی ایفا کند و با امکان بارگذاری گویه‌ها بر روی عامل‌های دیگر، نتایج واقعی‌تری به دست آورد (۲۷، ۲۶). با این حال، EFA نیز خالی از محدودیت نیست. عدم محاسبه خطای استاندارد در تخمین پارامترها، ناتوانی در آزمون تغییرناپذیری اندازه‌گیری (Measurement invariance) و ناتوانی در تخمین هم‌زمان یک مدل اندازه‌گیری در میان یک مدل ساختاری، از جمله محدودیت‌های این روش به شمار می‌رود (۲۹، ۲۸). از سویی، زمانی که گویه‌ها در جمله‌بندی خود، عناصر مشترکی بدون ارتباط نظری داشته باشد (مانند DERS)، به طور غیر واقعی کوواریانس بیشتری را نشان می‌دهد (۳۰).

به تازگی Asparouhov و Muthen با پیشنهاد روش مدل‌یابی معادلات ساختاری اکتشافی (Exploratory structural equation modeling یا ESEM) مدعی شدند که این روش، نقاط قوت EFA و CFA را فارغ از محدودیت‌های آن‌ها یکپارچه می‌کند (۲۲). به عبارت دیگر، این روش EFA در زمینه مدل‌یابی معادلات ساختاری انجام می‌گیرد. ESEM مانند EFA، به گویه‌ها اجازه بارگذاری روی تمام عامل‌ها را می‌دهد و به این طریق، مشکل تثبیت مسیرهای متقاطع روی صفر حل می‌شود و در تخمین پارامترها سوگیری رخ نمی‌دهد. از سویی، این روش تمام مزایای روش CFA را همچون توانایی محاسبه خطاهای استاندارد وآزمون تغییرناپذیری اندازه‌گیری را نیز دارا می‌باشد که اهمیت فراوانی در ساخت ابزارهای روان‌شناختی دارد (۳۱).

پژوهش حاضر با هدف شفافیت ساختار نهفته DERS، از روش جدیدی در حوزه مطالعات مربوط به ساختار عاملی ابزارهای روان‌شناختی یعنی ESEM بهره گرفت و با تکیه بر مباحث مطرح شده، چندین هدف را دنبال نمود. ابتدا این که کدام یک از دو رویکرد CFA و ESEM روش مناسبی برای بررسی ساختار نهفته DERS به شمار می‌رود. بعد از مشخص شدن روش مناسب، ساختار اصلی این مقیاس با دو ساختار تجدید نظر شده ۵ عاملی که در یکی، بعد آگاهی حذف شد و در دیگری، بعد آگاهی و وضوح با هم ادغام گردید، مورد مقایسه قرار گرفت. در نهایت، آزمون تغییرناپذیری اندازه‌گیری برای مدلی اعمال شد که برازش بهتری نشان داد.

## مواد و روش‌ها

داده‌های این مطالعه برگرفته از پژوهشی بود که نقش تنظیم هیجان را در اشکال مختلف اختلالات اضطرابی در چهارچوب مدلی ساختاری ارزیابی نمود. دانشجویان دانشگاه تبریز در سال تحصیلی ۹۳-۱۳۹۲ جامعه پژوهش را تشکیل می‌دادند. انتخاب مناسب حجم نمونه در روش‌های تحلیل عاملی، مهم به شمار می‌رود. Bryman و Cramer معتقدند که حداقل حجم نمونه برای تحلیل عاملی، باید ۵ نفر پاسخ دهنده به ازای هر سؤال باشد (۱۸۰ نفر برای پژوهش حاضر) (۳۲). همچنین، Kline حداقل حجم نمونه را ۲۰۰ نفر پیشنهاد نمود و نشان داد با تحقق فرض حداقل حجم نمونه، می‌توان بر حسب مدل فرضی، نمونه‌ای بین ۲۰۰ تا ۴۰۰ نفر انتخاب کرد (۳۳). بر اساس این مفروضات،



www.mui.ac.ir

۲۵۰ نفر در این پژوهش به عنوان نمونه و با استفاده از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای از میان ۴ گروه عمده آموزشی شامل علوم انسانی، فنی‌مهندسی، علوم پایه و کشاورزی انتخاب شدند. رضایت شرکت کنندگان برای شرکت در آزمون جلب گردید. پژوهشگر به افراد شرکت کننده در خصوص اهداف اجرای پرسش‌نامه و این که پرسش‌نامه، احساساتی را بررسی می‌کند که در زندگی روزمره هر فردی وجود دارد، توضیح داد. داده‌های مطالعه حاضر با ابزار DERS مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

DERS، یک ابزار سنجش ۳۶ گزینه‌ای می‌باشد که برای ارزیابی دشواری در تنظیم هیجان تدوین شده است. تحلیل عاملی، وجود ۶ عامل را در این مقیاس شامل عدم پذیرش پاسخ‌های هیجانی (سؤالات ۱۱، ۱۲، ۲۱، ۲۳، ۲۵ و ۲۹)، دشواری در انجام رفتار هدفمند (۱۳، ۱۸، ۲۰ و ۲۶)، دشواری در کنترل تکانه (۳، ۱۴، ۱۹، ۲۴، ۲۷ و ۳۲)، فقدان آگاهی هیجانی (۲، ۶، ۸، ۱۰، ۱۷ و ۳۴)، دسترسی محدود به راهبردهای تنظیم هیجان (۱۵، ۱۶، ۲۲، ۲۸، ۳۰، ۳۱، ۳۵ و ۳۶) و عدم وضوح هیجانی (۱، ۴، ۵، ۷ و ۹) نشان داد. نتایج حاکی از آن بود که این مقیاس از ویژگی‌های روان‌سنجی مناسبی برخوردار است (۲).

تجزیه و تحلیل داده‌ها با استفاده از روش تخمین حداقل مجذورات وزن شده همراه با تصحیح میانگین و واریانس (WLSMV یا Weighted least squares means and variance adjusted) که سازگار با داده‌های ترتیبی می‌باشد (۳۵)، در نرم‌افزار Mplus نسخه ۶/۱۲ انجام گرفت (۳۲). روش چرخش مایل Geomin که توسط Marsh و همکاران جهت انجام تحلیل ESEM پیشنهاد شده بود، در مطالعه حاضر به کار رفت (۲۳). برای ارزیابی برازش مدل از شاخص $\chi^2$، شاخص برازش تطبیقی (Comparative fit index یا CFI)، شاخص Tucker-Lewis (Tucker-Lewis index یا TLI)، ریشه میانگین مربعات خطای برآورد (Root mean square error of approximation یا RMSEA) و ریشه میانگین مربعات باقی‌مانده وزن شده (Weighted root-mean-square residual یا WRMR) استفاده گردید. وقتی ارزش CFA بالای ۰/۹۰ و ارزش TLI بالای ۰/۹۵ بود، برازش قابل قبول و خوب مدل را نشان می‌داد. ارزش‌های کوچک‌تر از ۰/۰۵ برای RMSEA نیز، نشان دهنده برازش خوب مدل است (۳۶). WRMR شاخصی می‌باشد که به تازگی معرفی شد و ارزش‌های کمتر از ۱، برازش خوب مدل را بیان می‌کرد (۳۷).

آزمون تغییرناپذیری اندازه‌گیری در ۴ مرحله انجام گرفت. در مرحله اول که تغییرناپذیری طرحی (Configural invariance) نام داشت، تمامی بارهای عاملی، آستانه‌ها (Thresholds) و یگانگی‌های (واریانس منحصر به فرد) متغیرهای مشهود به طور آزاد تخمین زده شد. در این مرحله، تنها الگوی بارگذاری‌ها یکسان مد نظر قرار گرفت و ارزش‌های پارامتری یکسانی برای دو گروه تحمیل نگردید. در عمل، گذراندن این مرحله به این معنی بود که متغیرهای نهفته مشابه اما نه یکسانی، در زیرنمونه‌های متفاوت اندازه‌گیری شد. این مرحله به عنوان شاخصی برای ارزیابی سایر مراحل به کار رفت. در مرحله دوم، برای دو گروه بارهای عاملی یکسانی تحمیل گردید، ولی آستانه‌ها و یگانگی‌ها همچنان به طور آزاد تخمین زده شد. این مرحله، تغییرناپذیری ضعیف یا متریک (Weak or metric invariance) نام داشت. گذراندن این مرحله نشانگر اندازه‌گیری متغیرهای نهفته یکسانی در دو گروه بود. در سومین مرحله که تغییرناپذیری قوی یا مقیاسی (Strong or scalar invariance) گفته می‌شد، علاوه بر بارهای عاملی، آستانه‌های یکسانی هم برای دو گروه تحمیل گردید. در مرحله آخر بارهای عاملی، آستانه‌ها و یگانگی‌ها برای دو گروه یکسان در نظر گرفته شد. این مرحله به عنوان تغییرناپذیری سخت‌گیر (Strict invariance) بود. این روش‌شناسی توسط پژوهشگران مختلف مورد توصیف و توصیه قرار گرفته است (۳۸، ۳۱، ۲۳). روند تفسیر آزمون تغییرناپذیری اندازه‌گیری به این صورت انجام شد که هر مدل با مدل قبل از خود مقایسه می‌گردید. چنانچه کاهش معنی‌داری در برازش مدل وجود نداشت، می‌توان تغییرناپذیری اندازه‌گیری مقیاس را تأیید کرد. برخی پژوهشگران با تأکید بر شاخص CFI در ارزیابی تغییرناپذیری اندازه‌گیری، کاهش بزرگ‌تر از ۰/۰۱ آن را بیانگر کاهش برازش مدل عنوان نمودند (۳۱؛ ۳۹).

## یافته‌ها

میانگین سن شرکت کنندگان پژوهش برابر ۲/۵۸ ± ۲۲/۹۶ سال بود. ۵۸/۴ درصد از آن‌ها را پسران و ۴۱/۶ درصد آن‌ها را دختران تشکیل می‌دادند. همچنین، ۷۰ درصد شرکت کنندگان در مقطع کارشناسی، ۲۶/۴ درصد در مقطع کارشناسی ارشد و ۳/۶ درصد در مقطع دکتری قرار داشتند.

شاخص‌های برازش مدل با کاربرد روش‌های CFA و ESEM در جدول ۱ آمده است. نتایج نشان داد که CFA، ساختار عاملی مقیاس DERS را تأیید نکرد و تمامی شاخص‌های برازش خارج از دامنه پذیرش قرار گرفت. برخلاف CFA، ESEM توانست برازش رضایت‌بخشی از ساختار عاملی DERS ارایه دهد.

پارامترهای استاندارد شده مدل اصلی برای هر دو روش CFA و ESEM در جدول ۲ ذکر شد. هر گویه در روش CFA بر اساس مدل اصلی ۶ عاملی، بر روی عامل هدف خود و تمامی گویه‌ها در روش ESEM بر روی هر ۶ عامل بارگذاری گردید تا به این طریق، محدودیت تثبیت بارگذاری‌های متقاطع بر روی صفر وجود نداشته باشد.

**جدول ۱. شاخص‌های برازش مدل‌ها با کاربرد روش‌های Confirmatory factor analysis و Exploratory structural equation modeling**

| مدل | $\chi^2$ | df | RMSEA | CFI | TLI | WRMR |
|---|---|---|---|---|---|---|
| CFA (مدل اصلی) | *۱۳۲۳/۱۷۹ | ۵۷۹ | ۰/۰۷۲ | ۰/۸۸۴ | ۰/۸۷۴ | ۱/۴۶۹ |
| ESEM (مدل اصلی) | *۶۳۹/۸۵۷ | ۴۲۹ | ۰/۰۴۴ | ۰/۹۶۷ | ۰/۹۵۲ | ۰/۶۱۱ |
| ESEM (مدل ۵ عاملی، حذف آگاهی) | *۵۴۳/۲۸۷ | ۲۹۵ | ۰/۰۵۸ | ۰/۹۵۹ | ۰/۹۴۰ | ۰/۶۹۴ |
| ESEM (مدل ۵ عاملی، ادغام آگاهی و وضوح) | *۷۷۸/۶۸۷ | ۴۶۰ | ۰/۰۵۳ | ۰/۹۵۰ | ۰/۹۳۲ | ۰/۷۴۰ |
| ESEM (مدل ۴ عاملی، حذف گزینه‌های معکوس و ادغام تکانه و هدفمندی) | *۴۱۹/۰۲۷ | ۱۸۵ | ۰/۰۶۴ | ۰/۹۶۴ | ۰/۹۵۱ | ۰/۷۰۲ |

CFA: Confirmatory factor analysis; ESEM: Exploratory structural equation modeling; WRMR: Weighted root-mean-square residual; TLI: Tucker-Lewis index; CFI: Comparative fit index; RMSEA: Root mean square error of approximation; *P < ۰/۰۱

بررسی پارامترهای استاندارد شده در روش ESEM نشان داد که بارگذاری عاملی بیشتر سؤال‌ها (۲۹ سؤال) بر عامل اصلی خود، مقادیر قابل توجهی را شامل می‌شد (با میانگین و انحراف معیار ۰/۱۲۳ ± ۰/۵۶۵ و $\lambda \geq$ ۰/۳۰). در این میان، ۷ سؤال (۲، ۶، ۱۰، ۲۰، ۲۲، ۲۴ و ۳۰) مقادیر به نسبت کمی بر عامل اصلی بارگذاری کرد (با میانگین و انحراف معیار ۰/۰۶۴ ± ۰/۲۱۸ و $\lambda \leq$ ۰/۳۰). همه سؤال‌ها (۳۶ سؤال) بر روی عامل اصلی خود، بار عاملی معنی‌دار در سطح $P <$ ۰/۰۱ داشت. علاوه بر این، بیشتر بارهای متقاطع دارای مقادیر کمی بود (با میانگین و انحراف معیار ۰/۱۲۳ ± ۰/۰۴۸ و $\lambda \leq$ ۰/۳۰) و تعداد کمی از آن‌ها (۱۰ سؤال) مقادیر بالایی را نشان دادند (با میانگین و انحراف معیار ۰/۳۴۰ ± ۰/۳۹۰ و $\lambda \geq$ ۰/۳۰).

همچنین، ۸ سؤال که بر عامل اصلی خود بارگذاری کمی داشتند (۲، ۶، ۸، ۱۰، ۲۰، ۲۲، ۲۴ و ۳۰)، بار عاملی بیشتری بر بعد دیگری به دست آوردند. بنابراین، این سؤال‌ها نمی‌توانستند سازه مربوط به خود را بازنمایی کنند. از این‌رو، ساختار پیشنهادی ESEM با وجود شاخص‌های برازش رضایت‌بخش، به طور کامل بر مدل اصلی ۶ عاملی منطبق نبود.

یافته‌های جدول ۱ نشان داد که مدل ۵ عاملی با حذف بعد آگاهی و مدل ۵ عاملی با ادغام بعد آگاهی و وضوح، برازش مدل را بهبود نبخشید. در واقع، همه شاخص‌ها کاهش یافت و حتی برخی شاخص‌ها (TLI و RMSEA) اندکی خارج از محدوده برازش خوب مدل قرار گرفت. همچنین، این دو مدل از وجود بارگذاری‌های متقاطع برجسته رنج می‌بردند. هر چند، تعداد این بارگذاری‌ها به علت حذف خرده مقیاس آگاهی و یا ادغام آن در خرده مقیاس وضوح، کاهش اندکی را نشان داد. در مجموع، پژوهش حاضر دلیلی برای برتری دو مدل رقیب بر مدل اصلی نیافت.

بررسی پارامترهای تخمین زده شده توسط ESEM برای مدل اصلی (جدول ۲)، دید روشن‌تری در ارتباط با علت بارگذاری‌های متقاطع برجسته ارایه نمود. نکته جالب توجه این بود که از میان ۸ سؤال که بار متقاطع برجسته‌ای داشت، ۷ سؤال به صورت معکوس نمره‌گذاری شد. جالب‌تر این که همه آن‌ها به نوعی مرتبط با بعد آگاهی بود؛ به گونه‌ای که ۴ گویه که به بعد آگاهی تعلق داشت، بر بعدی دیگر بارگذاری برجسته نشان داد و ۳ گویه دیگر که به خرده مقیاس آگاهی تعلق نمی‌گرفت، بر روی آن بارگذاری برجسته داشت.

با توجه به عملکرد مسأله‌آمیز سؤال‌های دارای نمره‌گذاری معکوس، مدلی از ساختار DERS بررسی شد که تمامی گویه‌های معکوس آن حذف گردید. خرده مقیاس آگاهی در این مدل، به این علت که تمامی سؤال‌های آن نمره‌گذاری معکوس داشتند، کنار گذاشته شد. آزمون ESEM با استفاده از ۲۵ سؤال و ۵ عامل صورت گرفت. نتایج سؤالات خرده مقیاس هدفمندی بر روی خرده مقیاس تکانه، بار برجسته را نشان داد. همچنین، تعدادی از سؤال‌ها، بارگذاری مقطعی قابل توجهی به دست آوردند. وقتی که از ESEM برای اهداف تأییدی استفاده گردید، علاوه بر شاخص‌های برازش مناسب، بارگذاری برجسته عامل‌ها باید تا حدود زیادی مطابق مدل مورد نظر باشد. بنابراین، راه‌حل ۴ عاملی با ادغام خرده مقیاس‌های هدفمندی و تکانه مورد آزمون قرار گرفت. جدول ۱ نشان داد که این مدل، شاخص‌های برازش رضایت‌بخشی کسب کرد. از سوی دیگر، بررسی پارامترهای استاندارد شده برای این مدل حاکی از آن بود که به جز سؤال ۳، تمامی گویه‌ها بر روی عامل اصلی خود بدون داشتن بار متقاطع برجسته، بارگذاری شدند (با میانگین و انحراف معیار ۰/۱۴۸ ± ۰/۵۸۲).

در نهایت آزمون تغییرناپذیری اندازه‌گیری مقیاس ۲۵ سؤالی برای دو گروه مرد و زن در ۴ مرحله با روش ESEM انجام شد. نتایج این آزمون در جدول ۳ آمده است.

همان گونه که داده‌های جدول ۳ و مقادیر ΔCFI نشان داد، برازش هیچ کدام از مدل‌ها نسبت به مدل پیش از خود کاهش معنی‌داری نداشت. بنابراین، می‌توان بر تغییرناپذیری اندازه‌گیری مقیاس صحه گذاشت.

## بحث و نتیجه‌گیری

مطالعه حاضر با هدف ارزیابی مجدد ساختار عاملی DERS و مقایسه روش سنتی CFA و روش جدید ESEM انجام شد. نتایج نشان داد که روش CFA با وجود داشتن بارگذاری‌های قابل توجه، شاخص‌های برازش رضایت‌بخشی ارایه نمی‌دهد؛ در حالی که ESEM با فراهم آوردن امکان بارگذاری متقاطع، برازش قابل قبول و مناسبی داشت.

اگرچه CFA شاخص‌های برازش ضعیف‌تری نسبت به ESEM نشان داد، اما در مجموع، مقادیر بارهای عاملی آن بیشتر از این مقادیر در ESEM به دست آمد. این مسأله نه تنها نمی‌تواند دلیلی بر برتری CFA باشد، بلکه محدودیت‌های آن را بیشتر آشکار می‌سازد؛ چرا که هدف از روش‌های مختلف تحلیل عاملی، ساده کردن ساختار یک ابزار اندازه‌گیری است. این ساختار ساده در چارچوب ESEM، دلالت بر نداشتن بارگذاری برجسته‌ای بر روی یک عامل ثانویه می‌کرد؛ در حالی که ساختار ساده در CFA به معنی نداشتن هر نوع بارگذاری بر روی عاملی دیگر می‌باشد. این بزرگ‌ترین محدودیت CFA به شمار می‌رود؛ چرا که بر اساس مفروضه‌ای به دور از واقعیت بنا است و بر همین اساس، پارامترها در CFA به صورتی غیر واقعی دچار بیش تخمین‌زدگی می‌شوند (۲۲). این موضوع را در پژوهش حاضر می‌توان به وضوح با مقایسه ضرایب استاندارد شده در دو مدل دریافت.

تعدادی از سؤال‌ها در مدل ESEM، بار عاملی برجسته بر روی خرده مقیاسی غیر مرتبط با خود داشتند که بیشتر آن‌ها شامل سؤالات دارای نمره‌گذاری منفی بود. همچنین، ESEM روی دو مدل مطرح دیگر نیز انجام شد که برتری خاصی نسبت به مدل اصلی نشان نداد. همان گونه که قبل از این اشاره گردید، مهم‌ترین تغییراتی که طی پژوهش‌های مختلف در ساختار DERS اعمال شد، مرتبط با گویه‌های خرده مقیاس آگاهی است، اما به نظر می‌رسد که مسأله فراتر از این باشد. علاوه بر گویه‌های این خرده مقیاس که همگی نمره‌گذاری معکوسی دارند، سایر سؤال‌هایی را نیز که به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند، در برمی‌گیرد. بنابراین، برازش مدلی در نهایت مورد ارزیابی قرار گرفت که تمامی ۱۱ سؤال با نمره‌گذاری معکوس در آن حذف گردید. این مدل دارای برازش رضایت‌بخش، بارگذاری‌های منظم بر روی عوامل و حایز ملاک تغییرناپذیری اندازه‌گیری بود.

استفاده از سؤال‌ها با نمره‌گذاری معکوس (Reverse-Keyed یا RK) در دهه‌های پیش به عنوان راهبردی برای جلوگیری از سوگیری پاسخ (Response bias) در میان ابزارهای خودسنجی مطرح شد. سوگیری پاسخ، اشاره به الگوی پاسخی دارد که منعکس کننده نظرات یا حالات واقعی پاسخ دهندگان نمی‌باشد (۴۰). هنوز بسیاری از سازندگان و توسعه دهندگان ابزارها، اصرار به استفاده از این راهبرد دارند. با این حال، نتایج پژوهش‌ها نشان داد که گویه‌های RK در برخی مواقع می‌توانند به شدت مسأله‌آفرین باشند (۴۱). این گویه‌ها اگرچه می‌توانند به شناسایی



www.mui.ac.ir

سبک پاسخگویی تصادفی کمک کنند، اما ممکن است همسانی درونی را کاهش دهند و پایایی و اعتبار مقیاس را پایین بیاورند (۴۲).

Merritt نشان داد که سؤالات RK مستعد این هستند که با بی‌دقتی و خستگی شناختی پاسخ داده شوند (۴۳). Roszkowski و Soven نتیجه گرفتند که اگر سؤالات RK با گویه‌هایی جایگزین شوند که دارای نمره‌گذاری مستقیم هستند، همسانی درونی مقیاس افزایش می‌یابد (۴۴). Bradley و همکاران افزایش خطای اندازه‌گیری (۴۵) و Hazlett-Stevens و همکاران ظهور پدیده تصنعی «عامل روش» (Method factor) (۴۶) را در تحلیل عاملی با استفاده از سؤال های معکوس بسیار محتمل دانستند. «عامل روش» اشاره به این موضوع می‌کند که سؤال‌های RK در تحلیل عاملی تمایل دارند فارغ از ماهیت مفهومی و نظری خود ذیل عامل واحدی قرار بگیرد. این موضوع در برخی مواقع باعث می‌شود که این سؤال‌ها بر بیش از یک عامل، هم بر روی «عامل روش» و هم بر روی عاملی که به لحاظ نظری با آن مرتبط است، بار برجسته نشان دهد.

**جدول ۲. پارامترهای استاندارد شده مدل اصلی برای روش‌های Confirmatory factor analysis و Exploratory structural equation modeling**

| | ESEM | | | | | | CFA | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | (λ) راهبرد | (λ) تکانه | (λ) آگاهی | (λ) هدفمندی | (λ) پذیرش | (λ) وضوح | (λ) راهبرد | (λ) تکانه | (λ) آگاهی | (λ) هدفمندی | (λ) پذیرش | (λ) وضوح |
| ۱ | ۰/۰۹۴ | -۰/۴۶۴ | ۰/۰۸۱ | ۰/۲۲۸ | ۰/۱۰۴ | ۰/۶۰۲ | | | | | | ۰/۵۳۲ |
| ۴ | ۰/۲۶۹ | -۰/۱۶۱ | ۰/۲۶۶ | -۰/۱۸۹ | ۰/۰۴۲ | ۰/۵۹۹ | | | | | | ۰/۶۶۰ |
| ۵ | ۰/۱۴۹ | -۰/۰۷۸ | ۰/۱۳۷ | -۰/۰۳۵ | ۰/۱۷۱ | ۰/۵۵۶ | | | | | | ۰/۶۹۰ |
| ۷ | -۰/۰۰۴ | ۰/۰۸۹ | ۰/۱۶۷ | -۰/۰۳۱ | -۰/۰۷۲ | ۰/۷۴۴ | | | | | | ۰/۶۸۶ |
| ۹ | ۰/۳۱۱ | ۰/۱۴۷ | -۰/۱۲۷ | -۰/۰۶۶ | ۰/۱۱۴ | ۰/۴۲۴ | | | | | | ۰/۶۴۸ |
| ۱۱ | ۰/۰۲۱ | ۰/۰۶۵ | -۰/۱۸۶ | ۰/۲۹۳ | ۰/۴۹۵ | ۰/۱۲۴ | | | | | ۰/۶۶۴ | |
| ۱۲ | ۰/۰۰۸ | ۰/۱۱۹ | -۰/۰۶۵ | ۰/۰۳۷ | ۰/۷۴۳ | ۰/۰۹۶ | | | | | ۰/۷۷۲ | |
| ۲۱ | ۰/۰۴۸ | ۰/۰۵۶ | -۰/۱۰۵ | ۰/۰۰۴ | ۰/۸۱۶ | ۰/۰۶۷ | | | | | ۰/۷۶۹ | |
| ۲۳ | ۰/۰۶۳ | ۰/۱۵۴ | ۰/۱۸۷ | ۰/۲۲۲ | ۰/۳۴۵ | -۰/۰۴۶ | | | | | ۰/۶۶۶ | |
| ۲۵ | -۰/۰۱۸ | ۰/۱۴۶ | ۰/۰۸۲ | -۰/۱۲۸ | ۰/۷۶۲ | -۰/۰۴۶ | | | | | ۰/۶۶۵ | |
| ۲۹ | ۰/۲۴۴ | ۰/۰۱۹ | ۰/۱۵۱ | ۰/۱۶۹ | ۰/۵۸۲ | -۰/۰۱۲ | | | | | ۰/۸۸۰ | |
| ۱۳ | ۰/۰۱۱ | ۰/۱۸۰ | -۰/۰۳۹ | ۰/۵۱۳ | ۰/۱۷۶ | ۰/۱۱۰ | | | | ۰/۷۰۰ | | |
| ۱۸ | ۰/۱۶۵ | ۰/۰۵۶ | -۰/۰۴۲ | ۰/۷۴۷ | -۰/۱۰۷ | ۰/۰۲۰ | | | | ۰/۶۶۲ | | |
| ۲۰ | ۰/۰۸۸ | ۰/۰۳۹ | ۰/۵۹۴ | ۰/۲۹۷ | -۰/۰۳۴ | ۰/۰۳۰ | | | | ۰/۵۴۳ | | |
| ۲۶ | -۰/۰۸۹ | ۰/۳۰۵ | ۰/۱۵۶ | ۰/۵۹۹ | ۰/۰۵۸ | -۰/۰۸۸ | | | | ۰/۷۱۹ | | |
| ۳۳ | ۰/۲۴۴ | ۰/۱۹۳ | ۰/۱۵۳ | ۰/۴۲۲ | ۰/۰۶۴ | -۰/۰۶۴ | | | | ۰/۷۶۱ | | |
| ۲ | -۰/۰۴۸ | -۰/۳۲۷ | ۰/۱۶۰ | ۰/۱۹۵ | ۰/۰۵۴ | ۰/۶۴۴ | | | ۰/۶۶۵ | | | |
| ۶ | -۰/۰۱۸ | ۰/۰۶۵ | ۰/۱۳۵ | ۰/۰۳۸ | ۰/۰۵۸ | ۰/۷۶۱ | | | ۰/۹۱۰ | | | |
| ۸ | -۰/۰۸۹ | ۰/۱۰۱ | ۰/۴۴۳ | -۰/۲۰۱ | -۰/۰۶۳ | ۰/۵۱۲ | | | ۰/۶۰۱ | | | |
| ۱۰ | -۰/۰۵۷ | -۰/۱۹۳ | ۰/۲۱۶ | ۰/۲۱۵ | ۰/۰۲۷ | ۰/۳۱۹ | | | ۰/۲۴۷ | | | |
| ۱۷ | -۰/۲۰۲ | -۰/۰۳۱ | ۰/۴۶۲ | -۰/۰۲۸ | -۰/۰۳۰ | ۰/۱۱۴ | | | ۰/۱۹۰ | | | |
| ۳۴ | -۰/۰۲۲ | -۰/۰۱۱ | ۰/۴۰۵ | -۰/۲۵۵ | -۰/۰۹۳ | ۰/۰۵۶ | | | ۰/۱۰۲ | | | |
| ۳ | ۰/۲۶۹ | ۰/۳۸۵ | -۰/۱۰۹ | -۰/۰۵۳ | ۰/۰۸۸ | -۰/۰۴۴ | | ۰/۴۵۶ | | | | |
| ۱۴ | ۰/۰۴۹ | ۰/۶۵۷ | ۰/۰۰۹ | ۰/۱۸۴ | ۰/۰۰۴ | ۰/۱۹۰ | | ۰/۷۲۲ | | | | |
| ۱۹ | ۰/۱۲۳ | ۰/۴۷۰ | ۰/۰۲۳ | ۰/۳۳۵ | ۰/۱۲۷ | ۰/۰۹۳ | | ۰/۸۲۰ | | | | |
| ۲۴ | -۰/۰۴۴ | ۰/۱۷۸ | ۰/۵۱۴ | ۰/۰۸۷ | ۰/۰۸۲ | ۰/۰۹۸ | | ۰/۴۵۸ | | | | |
| ۲۷ | -۰/۰۱۹ | ۰/۵۸۶ | ۰/۱۹۹ | ۰/۲۷۷ | ۰/۲۰۵ | -۰/۰۵۰ | | ۰/۸۰۳ | | | | |
| ۳۲ | ۰/۱۴۸ | ۰/۵۷۵ | ۰/۱۸۵ | ۰/۱۴۰ | ۰/۱۹۲ | ۰/۰۱۳ | | ۰/۸۵۹ | | | | |
| ۱۵ | ۰/۶۵۶ | ۰/۱۴۱ | -۰/۰۴۶ | ۰/۰۷۱ | -۰/۰۲۵ | ۰/۱۴۹ | ۰/۶۷۳ | | | | | |
| ۱۶ | ۰/۵۱۸ | ۰/۱۰۱ | ۰/۰۰۲ | ۰/۲۹۶ | ۰/۰۳۳ | ۰/۰۰۲ | ۰/۷۱۰ | | | | | |
| ۲۲ | ۰/۲۵۸ | ۰/۰۰۵ | ۰/۶۲۹ | -۰/۰۳۷ | -۰/۰۵۳ | ۰/۰۲۹ | ۰/۳۹۰ | | | | | |
| ۲۸ | ۰/۴۸۳ | ۰/۱۰۸ | ۰/۲۹۸ | -۰/۰۴۶ | ۰/۲۷۹ | -۰/۰۸۱ | ۰/۷۰۶ | | | | | |
| ۳۰ | ۰/۲۸۸ | -۰/۰۵۴ | ۰/۱۶۸ | ۰/۳۰۹ | ۰/۴۷۰ | -۰/۰۱۶ | ۰/۸۲۶ | | | | | |
| ۳۱ | ۰/۶۱۱ | -۰/۰۱۴ | ۰/۱۷۴ | ۰/۰۷۹ | ۰/۱۳۹ | -۰/۰۴۰ | ۰/۶۷۴ | | | | | |
| ۳۵ | ۰/۶۵۸ | ۰/۰۴۱ | ۰/۰۷۵ | ۰/۱۳۱ | ۰/۰۲۷ | ۰/۰۷۴ | ۰/۷۰۸ | | | | | |
| ۳۶ | ۰/۵۳۱ | ۰/۱۵۳ | -۰/۰۳۰ | ۰/۱۳۲ | ۰/۱۳۰ | ۰/۰۴۶ | ۰/۷۱۲ | | | | | |

CFA: Confirmatory factor analysis; ESEM: Exploratory Structural Equation Modeling

**جدول ۳. آزمون تغییرناپذیری DERS با حذف سؤالات معکوس**

| مدل | تغییرناپذیری اندازه‌گیری | $\chi^2$ | RMSEA | CFI | TLI | WRMR | مدل | ΔCFI |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ۱ | تغییرناپذیری طرحی | ۶۴۰/۸۵۷ | ۰/۰۵۰ | ۰/۹۷۵ | ۰/۹۶۹ | ۰/۹۸۳ | – | – |
| ۲ | تغییرناپذیری ضعیف | ۷۴۳/۹۴۹ | ۰/۰۴۹ | ۰/۹۷۱ | ۰/۹۷۰ | ۱/۱۸۷ | ۲ در مقایسه با ۱ | −۰/۰۰۴ |
| ۳ | تغییرناپذیری قوی | ۷۰۷/۷۰۴ | ۰/۰۶۱ | ۰/۹۶۳ | ۰/۹۵۴ | ۰/۹۵۶ | ۳ در مقایسه با ۲ | −۰/۰۰۸ |
| ۴ | تغییرناپذیری سخت‌گیر | ۷۳۷/۳۶۰ | ۰/۰۶۰ | ۰/۹۶۲ | ۰/۹۵۵ | ۰/۹۹۱ | ۴ در مقایسه با ۳ | −۰/۰۰۱ |

WRMR: Weighted root-mean-square residual; TLI: Tucker-Lewis index; CFI: Comparative fit index; RMSEA: Root mean square error of approximation

در واقع «عامل روش» اشاره به ظهور عاملی در تحلیل عاملی دارد که بر مبنای نظری نمی‌باشد و فقط به خاطر روش اندازه‌گیری متفاوت به وجود می‌آید. برای نمونه، اگر یک سازه خاص هم با استفاده از یک پرسش‌نامه خودسنجی و هم با یک روش فیزیولوژیک اندازه‌گیری گردد، احتمال زیادی وجود دارد که نشانگرهای هر روش در تحلیل عاملی با وجود این که سازه یکسانی را اندازه‌گیری می‌کنند، بر روی دو عامل جداگانه بارگذاری شوند؛ چرا که آن‌ها روش‌های متفاوتی هستند. سؤال‌ها با نمره‌گذاری معکوس نیز جزییات روش‌شناسی مشابه خود و متفاوتی را نسبت به سؤالات با نمره‌گذاری مستقیم دارد. در نتیجه، به نظر می‌رسد که سؤال‌های معکوس نتایج مسأله‌آفرینی در تحلیل عاملی به وجود می‌آورد. بر این مبنا می‌توان مدعی شد که تمرکز بیشتر نسخه‌های بازنگری شده DERS بر روی سؤال‌های RK، به دلیل عملکرد مشکل این سؤال‌ها در تحلیل عاملی می‌باشد.

تبیین محتملی که برای عملکرد سؤال‌های RK در تحلیل عاملی وجود دارد، بی‌دقتی و بی‌توجهی پاسخ دهندگان است (۴۶). مطالعات شبیه‌سازی نشان دادند که اگر حداقل ۱۰ درصد از پاسخگویان با بی‌دقتی به سؤال‌ها پاسخ دهند، سؤال‌های RK بر روی عامل اصلی خود بارگذاری نمی‌شود و تمایل به تجمع کنار هم دارد (۴۸، ۴۷). با توجه به این که پاسخگویی بی‌دقت و بی‌تفاوت به سؤال‌ها در پژوهش‌های واقعی به فراوانی مشاهده می‌گردد، احتمال این که روش‌های مختلف تحلیل عاملی (تأییدی و اکتشافی) به طور زیان‌آوری تحت تأثیر سؤال‌های RK قرار گیرد، وجود خواهد داشت.

تغییری که در نتیجه حذف سؤال‌های RK در ساختار درونی DERS مشاهده شد، بارگذاری خرده مقیاس‌های تکانه و هدفمندی بر روی یک عامل بود. این یافته مطابق با نظریه اولیه Gratz و Roemer به دست آمد که در آن ۴ مؤلفه برای DERS توصیف نمودند (۲). مدلی که در آن توانایی کنترل رفتارهای تکانشی و انجام رفتار هدفمند هنگام تجربه هیجان‌های منفی، به عنوان عامل واحدی معرفی شد (۴۹). به لحاظ مفهومی نیز می‌توان ناتوانی در کنترل تکانه را ذیل مفهوم گسترده‌تر ناتوانی در انجام رفتار هدفمند قرار داد؛ چرا که ناتوانی در کنترل تکانه می‌تواند منجر به ناتوانی تمرکز بر انجام رفتار هدفمند، هنگام مواجهه با هیجان‌های منفی گردد و یا به گونه‌ای دیگر، رشد کنترل تکانه را می‌توان نتیجه رفتارهای هدفمند دانست. در مجموع، این دو سازه ریشه‌های یکسانی دارند. تکانشوری حاصل شکست در بازداری رفتاری (۵۰) و ناتوانی در انجام رفتار هدفمند، حاصل عدم تعادل بین بازداری و فعال‌سازی رفتاری است (۵۱).

در پایان ارزیابی ساختار DERS، ذکر این نکته ضروری می‌باشد که هدف اصلی این مطالعه، پیشنهاد ساختاری متفاوت برای این مقیاس نبود و ساختار ۲۵ سؤالی را می‌توان یافته‌ای ضمنی برای این پژوهش در نظر گرفت. به عبارتی، وجود نسخه‌های متعدد بازنگری شده DERS با تعداد عوامل و سؤال‌های متفاوت، بیشتر از آنچه به روشن شدن ساختار درونی این مقیاس منجر شود، به پیچیدگی آن افزوده است. بنابراین، تأکید اصلی بر نحوه عملکرد سؤال‌های دارای جمله‌بندی معکوس می‌باشد. به این ترتیب، اگرچه در پژوهش حاضر اقدام به حذف گویه‌های RK شد، با این حال به نظر می‌رسد که استفاده از سؤال‌های دارای نمره‌گذاری مستقیم به جای سؤالات RK، راهبرد مناسب و معقولانه‌تری است. از این‌رو، ارزیابی ساختار عاملی DERS با اعمال این تغییر، می‌تواند به عنوان پیشنهاد مناسب برای پژوهش‌های آینده در نظر گرفته شود.

همچنین، لازم به ذکر است که روش ESEM با وجود عملکرد مناسب در پژوهش حاضر، دارای برخی محدودیت‌ها بود. در وهله اول، قابلیت و امکان استفاده از این روش مطرح می‌باشد. امروزه فقط نرم‌افزار Mplus از این روش پشتیبانی می‌کند. دوم این که سابقه مطالعات بر روی EFA و CFA و یا مطالعاتی که این روش‌ها را به عنوان ابزار آماری مورد استفاده قرار می‌دهند، به چند ده ساله می‌رسد؛ در حالی که ESEM رویکرد جدیدی است که نیاز به مطالعات بیشتر و عمیق‌تری دارد. برای نمونه، در پژوهش حاضر از نقاط برشی برای ارزیابی برازش مدل و تغییرناپذیری اندازه‌گیری استفاده شد که در بافت رویکرد CFA رشد یافته بود و رهنمود خاصی برای به کارگیری آن‌ها در ESEM وجود نداشت. سوم این که ESEM می‌تواند دارای محدودیت‌های ماهوی باشد. به فرض اگر در تحلیل عاملی، عوامل همبسته‌ای حاصل شود، پیشنهاد EFA و CFA انجام تحلیل عاملی مرتبه دوم است، اما ESEM در حال حاضر این قابلیت را ندارد. در نهایت، محدودیت جدی ESEM، فقدان اصل امساک نسبت به CFA می‌باشد. به خصوص در شرایطی که تعداد سؤالات مقیاس زیاد و اندازه نمونه کم است. در چنین شرایطی می‌توان از روش گروه‌بندی سؤال‌ها و یا استفاده از فرم کوتاه مقیاس بهره گرفت.

طرفداران ESEM با وجود این محدودیت‌ها، چشم‌انداز روشنی در آینده برای این رویکرد تصور می‌کنند و با تکیه بر مطالعات پایه‌ای آماری- ریاضی و پژوهش‌های کاربردی، به شکلی پویا سعی در رفع محدودیت‌های آن دارند. ESEM در میان CFA (ESEM-within-CFA) (۵۲) رویکرد جدیدی در این حوزه می‌باشد که با هدف رفع محدودیت‌های ESEM نسبت به CFA [مانند تغییرناپذیری بارگذاری عاملی جزیی، تحلیل عاملی مرتبه دوم و برخی اجبارهای تغییرناپذیری (Invariance constraints) خاص] پیشنهاد شده است.

## سپاسگزاری

بدین وسیله پژوهشگران از زحمات همه عزیزان شرکت کننده در این پژوهش، صمیمانه تشکر و قدردانی به عمل می‌آورند.

## References


1. Reise SP, Morizot J, Hays RD. The role of the bifactor model in resolving dimensionality issues in health outcomes measures. Qual Life Res 2007; 16(Suppl 1): 19-31.
2. Gratz KL, Roemer L. Multidimensional assessment of emotion regulation and dysregulation: development, factor structure, and initial validation of the difficulties in emotion regulation scale. Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment 2004; 26(1): 41-54.
3. Salters-Pedneault K, Roemer L, Tull M, Rucker L, Mennin DS. Evidence of broad deficits in emotion regulation associated with chronic worry and generalized anxiety disorder. Cognitive Therapy and Research 2006; 30(4): 469-80.
4. Ehring T, Quack D. Emotion regulation difficulties in trauma survivors: the role of trauma type and PTSD symptom severity. BehavTher 2010; 41(4): 587-98.
5. Tull MT, Stipelman BA, Salters-Pedneault K, Gratz KL. An examination of recent non-clinical panic attacks, panic disorder, anxiety sensitivity, and emotion regulation difficulties in the prediction of generalized anxiety disorder in an analogue sample. J Anxiety Disord 2009; 23(2): 275-82.
6. Fox HC, Hong KA, Sinha R. Difficulties in emotion regulation and impulse control in recently abstinent alcoholics compared with social drinkers. Addict Behav 2008; 33(2): 388-94.
7. Gratz KL, Rosenthal MZ, Tull MT, Lejuez CW, Gunderson JG. An experimental investigation of emotion dysregulation in borderline personality disorder. J AbnormPsychol 2006; 115(4): 850-5.
8. Mennin DS, Heimberg RG, Turk CL, Fresco DM. Preliminary evidence for an emotion dysregulation model of generalized anxiety disorder. Behav Res Ther 2005; 43(10): 1281-310.
9. Gomez-Simon I, Penelo E, de la Osa N. Factor structure and measurement invariance of the Difficulties Emotion Regulation Scale (DERS) in Spanish adolescents. Psicothema 2014; 26(3): 401-8.
10. Sighinolfi C, Norcini Pala A, Chiri LR, Marchetti I, Sica C. Difficulties in emotion regulation scale (DERS): the Italian translation and adaptation. PsicoterapiaCognitivaComportamentale 2010; 16(2): 141-70.
11. Khanzadeh M, Saeediyan M, Hosseinchari M, Edrissi F. Factor structure and psychometric properties of difficulties in emotional regulation scale. Journal of Behavioral Sciences 2012; 6(1): 23-4. [In Persian].
12. Ehring T, Fischer S, Schnlle J, Bsterling A, Tuschen-Caffier B. Characteristics of emotion regulation in recovered depressed versus never depressed individuals. Personality and Individual Differences 2008; 44(7): 1574-84.
13. Snow NL, Ward RM, Becker SP, Raval V. Measurement invariance of the difficulties in emotion regulation scale in India and the United States. Australian Journal of Educational and Developmental Psychology 2013; 3(1): 147-57.
14. Cho Y, Hong S. The new factor structure of the Korean version of the Difficulties in Emotion Regulation Scale (K-DERS) incorporating method factor. Measurement and Evaluation in Counseling and Development 2013; 46(3): 192-201.
15. Bardeen JR, Fergus T, Orcutt HK. An examination of the latent structure of the difficulties in emotion regulation scale. Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment 2012; 34(3): 382-92.
16. Neumann A, van Lier PA, Gratz KL, Koot HM. Multidimensional assessment of emotion regulation difficulties in adolescents using the difficulties in emotion regulation scale. Assessment 2010; 17(1): 138-49.
17. Tull MT, Gratz KL, Latzman RD, Kimbrel NA, Lejuez CW. Reinforcement sensitivity theory and emotion regulation difficulties: a multimodal investigation. Personality and Individual Differences 2010; 49(8): 989-94.
18. McDermott MJ, Tull MT, Gratz KL, Daughters SB, Lejuez CW. The role of anxiety sensitivity and difficulties in emotion regulation in posttraumatic stress disorder among crack/cocaine dependent patients in residential substance abuse treatment. J Anxiety Disord 2009; 23(5): 591-9.
19. Soenke M, Hahn KS, Tull MT, Gratz KL. Exploring the relationship between childhood abuse and analogue generalized anxiety disorder: the mediating role of emotion dysregulation. Cognitive Therapy and Research 2010; 34(5): 401-12.
20. Burns EE, Jackson JL, Harding HG. Child maltreatment, emotion regulation, and posttraumatic stress: the impact of emotional abuse. Journal of Aggression, Maltreatment & Trauma 2010; 19(8): 801-19.
21. Cisler JM, Olatunji BO, Lohr JM. Disgust sensitivity and emotion regulation potentiate the effect of disgust propensity on spider fear, blood-injection-injury fear, and contamination fear. Journal of Behavior Therapy and Experimental Psychiatry 2009; 40(2): 219-29.
22. Asparouhov, Muthen M. Exploratory structural equation modeling. Structural Equation Modeling 2009; 16: 397-438.
23. Marsh HW, Muthén B, Asparouhov T, Lüdtke O, Robitzsch A, Morin AJS, et al. Exploratory structural equation modeling, integrating CFA and EFA: application to students' evaluations of university teaching. Structural equation modeling: A Multidisciplinary Journal 2009; 16(3): 439-76.
24. Marsh HW. Confirmatory factor analysis models of factorial invariance: A multifaceted approach. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal 1994; 1(1): 5-34.
25. Marsh HW, Ludtke O, Muthen B, Asparouhov T, Morin AJ, Trautwein U, et al. A new look at the big five factor structure through exploratory structural equation modeling. Psychol Assess 2010; 22(3): 471-91.

**26.** Morin AJS, Maiano C. Cross-validation of the short form of the physical self-inventory (PSI-S) using exploratory structural equation modeling (ESEM). Psychology of Sport and Exercise 2011; 12(5): 540-54.
**27.** Browne MW. An overview of analytic rotation in exploratory factor analysis. Multivariate Behavioral Research 2001; 36(1): 111-50.
**28.** Myers ND. Coaching competency and (exploratory) structural equation modeling: A_esubstantive-methodological synergy. Psychology of Sport and Exercise 2013; 14(5): 709-18.
**29.** Meredith W. Measurement invariance, factor analysis and factorial invariance. Psychometrika 1993; 58(4): 525-43.
**30.** Sanchez-Carracedo D, Barrada JR, Lopez-Guimera G, Fauquet J, Almenara CA, Trepat E. Analysis of the factor structure of the Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire (SATAQ-3) in Spanish secondary-school students through exploratory structural equation modeling. Body Image 2012; 9(1): 163-71.
**31.** Vandenberg RJ, Lance CE. A review and synthesis of the measurement invariance literature: suggestions, practices, and recommendations for organizational research. Organizational Research Methods 2000; 3(1): 4-70.
**32.** Bryman A, Cramer D. Quantitative data analysis with SPSS for windows: a guide for social scientists. London, UK: Routledge; 1997.
**33.** Kline RB. Principles and practice of structural equation modeling. New York, NY: Guilford Press; 2011.
**34.** Muthén L, Muthén B. Mplus user's guide. 6th ed. Los Angeles, CA: Muthén&Muthén; 2010.
**35.** Flora DB, Curran PJ. An empirical evaluation of alternative methods of estimation for confirmatory factor analysis with ordinal data.Psychol Methods 2004; 9(4): 466-91.
**36.** Hu L, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal 1999; 6(1): 1-55.
**37.** Yu C. Evaluating cutoff criteria of model fit indices for latent variable models with binary and continuous outcomes [Thesis]; Los Angeles, CA: University of California; 2002.
**38.** Dimitrov DM. Testing for factorial invariance in the context of construct validation. Measurement and Evaluation in Counseling and Development 2010; 43(2): 121-49.
**39.** Chen FF. Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. structural equation modeling: A Multidisciplinary Journal 2007; 14(3): 464-504.
**40.** van SE, Sanderman R, Coyne JC. Ineffectiveness of reverse wording of questionnaire items: let's learn from cows in the rain. PLoS One 2013; 8(7): e68967.
**41.** Marsh HW, Scalas LF, Nagengast B. Longitudinal tests of competing factor structures for the Rosenberg Self-Esteem Scale: traits, ephemeral artifacts, and stable response styles. Psychol Assess 2010; 22(2): 366-81.
**42.** Woods C, Rodebaugh T. Factor structures of the original and brief Fear of Negative Evaluation (FNE and BFNE) scales: Correction to an erroneous footnote. Psychological Assessment 2005; 17(3): 385-6.
**43.** Merritt SM. The Two-factor solution to Allen and Meyer's (1990) affective commitment scale: effects of negatively worded items. Journal of Business and Psychology 2011; 27(4): 421-36.
**44.** Roszkowski MJ, Soven M. Shifting gears: consequences of including two negatively worded items in the middle of a positively worded questionnaire. Assessment & Evaluation in Higher Education 2010; 35(1): 113-30.
**45.** Bradley K, Royal K, Bradley J. An investigation of "honesty check" items in higher education course evaluations. Journal of College Teaching & Learning 2008; 5(8): 39-48.
**46.** Hazlett-Stevens H, Ullman JB, Craske MG. Factor structure of the Penn State Worry Questionnaire: examination of a method factor. Assessment 2004; 11(4): 361-70.
**47.** Woods CM. Careless responding to reverse-worded items: implications for confirmatory factor analysis. Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment 2006; 28(3): 186-91.
**48.** Schmitt N, Stults DM. Factors defined by negatively keyed items: the result of careless respondents? Applied Psychological Measurement 1985; 9(4): 367-73.
**49.** Ruiz-Aranda D, Salguero JM, Fernandez-Berrocal P. Emotional regulation and acute pain perception in women. J Pain 2010; 11(6): 564-9.
**50.** Evenden JL. Varieties of impulsivity. Psychopharmacology (Berl) 1999; 146(4): 348-61.
**51.** Barratt ES, Patton JH. Impulsivity: cognitive, behavioral, and psychophysiological correlates. In: Zuckerman M, Editor. Biological bases of sensation seeking, impulsivity, and anxiety. Mahwah NJ: L. Erlbaum Associates; 1983. p. 77-121.
**52.** Marsh HW, Nagengast B, Morin AJ. Measurement invariance of big-five factors over the life span: ESEM tests of gender, age, plasticity, maturity, and la dolce vita effects. DevPsychol 2013; 49(6): 1194-218.

# The Comparison of Confirmatory Factor Analysis Approach and Exploratory Structural Equation Modeling in the Evaluation of Factor Structure of Difficulties in Emotion Regulation Scale

Hossein Karsazi[1], Mohammad Nasiri[2], Touraj Hashemi-Nosratabad[3]

**Original Article**

## Abstract

**Aim and Background:** The Difficulties in Emotion Regulation Scale (DERS) is a multi dimensional tool used in studies related to emotion regulation. The purpose of the present study was to compare the confirmatory factor analysis (CFA) approach and exploratory structural equation modeling (ESEM) in terms of evaluation of factor structure of the DERS.

**Methods and Materials:** This was a descriptive-correlational study based on data obtained from 250 students of the University of Tabriz, Iran. The participants were selected through cluster sampling. To achieve the research objectives, the Persian version of the DERS was used. In this study, the CFA and ESEM approaches were applied using the Mplus software. Moreover, the comparison of CFA and ESEM methods was conducted through ΔCFI index.

**Findings:** The results showed that contrary to the CFA method, the ESEM technique is a suitable method to assess the factor structure of DERS and offers a clearer view of its latent structure. The 25-itemstructure of the scale with 4 factors and no reverse-scored items showed the best fit. For this model, EMSEA, CFI, and TLI of equal to 0.064, 0.964, and 0.951, respectively, were obtained.

**Conclusions:** The appropriate factor structure of the 25-item scale illustrates that reverse-scored items seem to be problematic in DERS application. Due to the removal of reverse-scored items in the present study, it is suggested that these items be replaced with direct-scored items and the fit of factor structure be evaluated in future researches.

**Keywords:** Confirmatory factor analysis, Exploratory structural equation modeling, Difficulties in emotion regulation scale

**Citation:** Karsazi H, Nasiri M, Hashemi-Nosratabad T. **The Comparison of Confirmatory Factor Analysis Approach and Exploratory Structural Equation Modeling in the Evaluation of Factor Structure of Difficulties in Emotion Regulation Scale.** J Res Behav Sci 2015; 13(4): 572-80

Received: 06.07.2015 Accepted: 26.09.2015

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- Department of Psychology, School of Educational Sciences and Psychology, University of Tabriz, Tabriz, Iran
2- MSc Student, Department of Psychology, School of Educational Sciences and Psychology, University of Tabriz, Tabriz, Iran
3- Professor, Department of Psychology, School of Educational Sciences and Psychology, University of Tabriz, Tabriz, Iran
**Corresponding Author:** Hossein Karsazi MSc, Email: hosseinkarsazi@gmail.com