

پایایی، روایی و ساختار عاملی مقیاس سرخوردگی زناشویی

سید هادی سید علی تبار^{۱*}، زینب محمد علی پور^۲، فرشته حبیبی^۳، علی سروستانی^۴، علیرضا جوان‌بخت^۵

۱. دانشجوی دکتری مشاوره شغلی، دانشگاه اصفهان، اصفهان، ایران

۲. دانشجوی دکتری مشاوره، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران

۳. کارشناسی ارشد مشاوره، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد مرو دشت، شیراز، ایران

۴. کارشناسی ارشد مشاوره خانواده، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

۵. کارشناسی ارشد مدیریت آموزشی، دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران

چکیده

سابقه و هدف: سرخوردگی زناشویی یکی از دلایل مهم و زیربنایی مشکلات زناشویی در زوجین به شمار می‌آید. هدف پژوهش حاضر، تعیین روایی و پایایی و ساختار عاملی مقیاس سرخوردگی زناشویی بود.

مواد و روش‌ها: نمونه‌ای با تعداد ۱۸۸ نفر معلم به روش نمونه‌گیری در دسترس از بین معلمان شهر کرج انتخاب شدند. برای محاسبه‌ی روایی همگرا و واگرا، از مقیاس‌های نگرش به روابط فرا زناشویی، رضایت زناشویی کانزاس، سبک‌های دلبستگی و بخشش زناشویی استفاده شد. جهت بررسی ساختار عاملی تأییدی مرتبه‌ی اول مقیاس سرخوردگی زناشویی، از روش برآورد کمترین مقدار مجذورات وزن دار (WLS) و برای ارزیابی کفایت برازش مدل با داده‌ها، از شاخص‌های χ^2/df و $\Delta\chi^2$ استفاده گردید.

یافته‌ها: ساختار عاملی سرخوردگی زناشویی با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی، مورد تأیید قرار گرفت. ضریب آلفای کرونباخ نمره‌ی کل مقیاس، ۰/۹۲ و ضریب بازآزمایی آن ۰/۸۵ به دست آمد. بررسی ضرایب همبستگی نشان داد که مقیاس سرخوردگی زناشویی با مقیاس نگرش به روابط فرا زناشویی ($P < ۰/۰۱$) و خرده مقیاس‌های اجتناب یا رنجش ($P < ۰/۰۱$)، دلبستگی اجتنابی ($P < ۰/۰۵$) و دوسوگرا ($P < ۰/۰۱$) همبستگی مثبت معنی‌داری دارد که بیان‌گر روایی همگرا و همبستگی منفی معنی‌دار با مقیاس رضایت زناشویی کانزاس ($P < ۰/۰۱$) و خرده مقیاس بخشندگی ($P < ۰/۰۱$) دارد که نشان‌دهنده‌ی روایی واگرای آن است.

نتیجه‌گیری: ساختار عاملی مرتبه‌ی اول "مقیاس سرخوردگی زناشویی"، برازش بهتری با داده‌های مشاهده شده نشان داد. ساختار عاملی تأییدی، پایایی و روایی سرخوردگی زناشویی برای کاربردهای پژوهشی و تشخیص‌های بالینی در حد قابل قبول بود.

واژگان کلیدی: سرخوردگی زناشویی، پایایی و روایی، تحلیل عاملی، معلمان

لطفاً به این مقاله به صورت زیر استناد نمایید:

Sayed Alitabar SH, Mohammad Alipour Z, Habibi F, Sarvestani A, Javanbakht AR. Reliability, validity and factor structure of the marital disillusionment scale. *Pejouhandeh* 2016;20(6):342-349.

مقدمه

طلاق حتی با وجود آگاهی از مشکلات پس از آن اطلاع یابند تا راهی برای پیش‌بینی و کنترل آن پیدا کنند. بسیاری از پژوهش‌های جدید عنوان می‌کنند که سرخوردگی یکی از عوامل مهم در طلاق و از هم‌پاشیدگی زندگی خانوادگی است (۲). اولین نفری که این فرضیه را پیش روی نهاد، والکر (۳) بود. او معتقد بود که طلاق در سرخوردگی همسران از ازدواج ریشه دارد. پژوهش‌های جدید نیز رابطه‌ی آن با تداوم ازدواج را تأیید نموده‌اند (۴). سرخوردگی زناشویی، کاهش تدریجی دلبستگی عاطفی است که شامل کاهش توجه نسبت به همسر، بیگانگی عاطفی و افزایش یک نوع احساس بی‌علاقگی

آمارهای جدید ارایه شده از سوی سازمان ثبت احوال کشور در سال ۱۳۸۹ حاکی از این است که طلاق به شدت رو به افزایش است، چنان‌که در ۹ ماهه‌ی اول نرخ طلاق نسبت به سال قبل ۷/۵٪ بیشتر شده است (۱). از آن‌جا که خانواده و جامعه، بهای سنگینی برای طلاق می‌پردازند، پژوهشگران بیش از پیش علاقمند هستند که از عوامل گرایش افراد به

*نویسنده مسؤوول مکاتبات: سید هادی سید علی تبار؛ اصفهان، دانشگاه اصفهان، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی؛ پست الکترونیکی:

H_alitabar@edu.ui.ac.ir

و بی‌تفاوتی نسبت به همسر است. سرخوردگی به معنای جایگزین شدن عواطف خنثی به جای عواطف مثبت است. بنابراین، برای اینکه سرخوردگی اتفاق افتد، فرض می‌شود که مجموعه‌ای احساسات و عواطف مثبت در شروع رابطه وجود داشته است. زوجین سرخورده احساس عشق و علاقه داشته‌اند، اما این احساس مدت‌هاست که مرده است. مفهوم سرخوردگی به طور خاص به حالت عاطفی ازدواج (احساس علاقه، توجه و عاطفه نسبت به همسر) و نه به رفتارهای واقعی همسر، اشاره می‌کند (۴).

در کل سرخوردگی به تغییراتی که در طول زمان در ادراک فرد از ازدواج رخ می‌دهد، برمی‌گردد. معمولاً افراد در دوره‌ی نامزدی یک تصویر آرمانی از همسر خود می‌سازند و سعی می‌کنند بیشتر جنبه‌های مثبت شخصیت خود را نشان دهند. ولی پس از ازدواج با واقعیت‌های یکدیگر مواجه شده و حفظ این تصاویر آرمانی برای آنها دشوار می‌شود. سرخوردگی زناشویی بازتاب تغییرات منفی ناشی از این حالت در کیفیت‌های مختلف رابطه‌ی زناشویی همچون عشق و عاطفه در طول زمان است (۳). هوستن و همکاران با استفاده از مدل سرخوردگی زناشویی، ۴ پیشایند طلاق و آشفتگی زناشویی در ۲ سال اول زندگی را شامل فقدان عشق، کاهش عاطفه، کاهش ادراک شریک عشقی به عنوان یک فرد پاسخ‌گو و افزایش احساسات دوسو گرایانه در مورد ازدواج گزارش نمودند (۲). به طوری که از دیدگاه این نویسندگان، مجموعه‌ای از تغییرات در احساسات، رفتار و ادراکات زوجین نسبت به یکدیگر، پیشایند سرخوردگی زناشویی است. از نظر آنها معمولاً زوجها با شادمانی وارد ازدواج می‌شوند، اما پس از مدتی احساسات مثبت آنها فروکش می‌کند. هالفورد و همکاران نیز معتقدند افرادی که عاشق می‌شوند، توانایی ارزیابی دقیق معشوق خود را از دست می‌دهند و احساسات و تعهد آنها نسبت به هم حالتی آرمانی دارد (۵). این آرمانی‌سازی، موجب افزایش انتظارات زوج از یکدیگر می‌شود (۶) و هر قدر این آرمانی‌سازی در دوره‌ی نامزدی بیشتر باشد، احتمال سرخوردگی در طول یک سال اول ازدواج بیشتر است و هر چه این آرمان‌سازی‌ها بیشتر جنبه‌ی خیالی داشته باشد، احتمال این رخداد بیشتر خواهد بود (۲). پژوهش نیهویس و هوستن نیز نشان داد که اشتیاق شدید در دوره‌ی نامزدی در یک تا دو سال پس از ازدواج به سرخوردگی زناشویی منجر می‌شود (۷).

مقیاس سرخوردگی زناشویی را نیهویس و بارتل ساختند و استدلال آنها برای ساخت این مقیاس اولاً این بود که

سرخوردگی زناشویی، یک پیش‌بین قوی برای طلاق است و ثانیاً مقیاسی برای سنجش آن وجود ندارد (۸). از نظر آنها پژوهش‌های موجود مفهوم سرخوردگی زناشویی را به جای اینکه از طریق ادراکات آزمودنی‌ها در مورد ازدواج‌شان ارزیابی کنند، از طریق تغییرات رفتاری، هیجانی و شناختی زوجین در طول زمان می‌سنجد و از مقیاس دقیقی برای اندازه‌گیری آن استفاده نمی‌کنند. برای مثال، اگرچه پژوهش هوستن و همکاران (۲) در نوع خود ارزشمند بوده و فرایند سرخوردگی را از نظر زمانی به خوبی ارزیابی می‌کند و یک پژوهش طولی محسوب می‌شود، اما اغلب پژوهش‌ها قادر به بررسی طولی نیستند. از طرف دیگر این پژوهش، سازه‌ی سرخوردگی را به طور غیرمستقیم و از طریق پرسش‌سؤالاتی در مورد عشق، ابراز عاطفه و پاسخ‌گویی می‌سنجد. بنابراین آنها این مقیاس ۱۶ گویه‌ای را برای ارزیابی سرخوردگی زناشویی افراد ساختند. به گزارش نیهویس مقیاس مورد نظر همسانی درونی بالایی دارد (۹). او همبستگی این مقیاس را با مقیاس‌های بی‌میلی زناشویی ($r=0/72$) و مقیاس ناپایداری زناشویی ($r=0/54$) به طور مثبت معنادار و با سیاهه سنجش فردی صمیمیت در رابطه به طور منفی ($r=-0/65$) معناداری مرتبط بود. آلفای کرونباخ این مقیاس، $0/96$ گزارش شده است (۹).

بنابراین با توجه به پیامدهای منفی سرخوردگی زناشویی برای فرد، رابطه‌ی زناشویی و جامعه، شناخت آن نقش مهمی در رابطه زناشویی دارد، زیرا شناخت این پیشایندها گام بزرگی در جهت پیشگیری و بهبود وضعیت زندگی زناشویی خواهد بود. از سوی دیگر، شناخت سرخوردگی زناشویی، به کمک ابزارهای مناسب و استاندارد در این زمینه فراهم می‌گردد. هدف این پژوهش، تعیین ساختار عاملی مقیاس سرخوردگی زناشویی بر روی مردان و زنان متأهل به کمک تحلیل عاملی تأییدی است.

مواد و روش‌ها

روش پژوهش حاضر از نوع توصیفی است. جامعه آماری شامل کلیه‌ی معلمان دانشگاه فرهنگیان شهر کرج در سال تحصیلی ۹۳-۱۳۹۲ بوده است. ۲۵۰ معلم با روش نمونه‌گیری در دسترس از یکی از این دانشگاه‌ها انتخاب شدند. پس از حذف پرسش‌نامه‌های ناقص، تعداد شرکت‌کنندگان به ۱۸۸ نفر کاهش یافت. تعداد نمونه‌ی لازم برای تحلیل عاملی تأییدی بنا به گفته‌ی تاباچنیک و فیدل (۱۰)، ۱۰ مورد به ازای هر گویه یا سؤال است. ابزارهای مورد استفاده در این تحقیق، به شرح ذیل می‌باشند:

در کل سرخوردگی به تغییراتی که در طول زمان در ادراک فرد از ازدواج رخ می‌دهد، برمی‌گردد. معمولاً افراد در دوره‌ی نامزدی یک تصویر آرمانی از همسر خود می‌سازند و سعی می‌کنند بیشتر جنبه‌های مثبت شخصیت خود را نشان دهند. ولی پس از ازدواج با واقعیت‌های یکدیگر مواجه شده و حفظ این تصاویر آرمانی برای آنها دشوار می‌شود. سرخوردگی زناشویی بازتاب تغییرات منفی ناشی از این حالت در کیفیت‌های مختلف رابطه‌ی زناشویی همچون عشق و عاطفه در طول زمان است (۳). هوستن و همکاران با استفاده از مدل سرخوردگی زناشویی، ۴ پیشایند طلاق و آشفتگی زناشویی در ۲ سال اول زندگی را شامل فقدان عشق، کاهش عاطفه، کاهش ادراک شریک عشقی به عنوان یک فرد پاسخ‌گو و افزایش احساسات دوسو گرایانه در مورد ازدواج گزارش نمودند (۲). به طوری که از دیدگاه این نویسندگان، مجموعه‌ای از تغییرات در احساسات، رفتار و ادراکات زوجین نسبت به یکدیگر، پیشایند سرخوردگی زناشویی است. از نظر آنها معمولاً زوجها با شادمانی وارد ازدواج می‌شوند، اما پس از مدتی احساسات مثبت آنها فروکش می‌کند. هالفورد و همکاران نیز معتقدند افرادی که عاشق می‌شوند، توانایی ارزیابی دقیق معشوق خود را از دست می‌دهند و احساسات و تعهد آنها نسبت به هم حالتی آرمانی دارد (۵). این آرمانی‌سازی، موجب افزایش انتظارات زوج از یکدیگر می‌شود (۶) و هر قدر این آرمانی‌سازی در دوره‌ی نامزدی بیشتر باشد، احتمال سرخوردگی در طول یک سال اول ازدواج بیشتر است و هر چه این آرمان‌سازی‌ها بیشتر جنبه‌ی خیالی داشته باشد، احتمال این رخداد بیشتر خواهد بود (۲). پژوهش نیهویس و هوستن نیز نشان داد که اشتیاق شدید در دوره‌ی نامزدی در یک تا دو سال پس از ازدواج به سرخوردگی زناشویی منجر می‌شود (۷).

مقیاس سرخوردگی زناشویی را نیهویس و بارتل ساختند و استدلال آنها برای ساخت این مقیاس اولاً این بود که

مقیاس سرخوردگی زناشویی را نیهویس و بارتل ساختند و استدلال آنها برای ساخت این مقیاس اولاً این بود که

(نمره ۱)، نمره‌گذاری می‌شود. یافته‌ی پژوهش ویتلی حاکی از اعتبار مطلوب این نگرش‌سنج است، به‌طوری که آلفای کرونباخ (Cronbach's alpha) حاصل از ضریب همسانی درونی، $0/80$ سنجیده شده است (۱۳). ضریب آلفای کرونباخ مقیاس نگرش به روابط فرا زناشویی در ایران، $0/71$ برآورد شده است و ضریب باز آزمایی حاصل از اجرای این آزمون نیز $0/87$ سنجیده شده است (۱۴).

مقیاس رضایت زناشویی کانزاس (KMSS). رضایت زناشویی در این مقیاس به معنای آن است که فرد چقدر از همسر، ازدواج و رابطه با همسر خود خشنود است. این مقیاس که در سال ۱۹۸۶ توسط شوم و همکاران طراحی شده (۱۵)، به‌طور وسیعی در پژوهش‌ها مورد استفاده قرار گرفته است (۱۶). این مقیاس تنها دارای ۳ گویه است. علی‌رغم کوتاهی، این مقیاس روایی و اگری خوبی دارد (۱۵). آنها همچنین دریافتند مقیاس رضایت زناشویی کانزاس از روایی همزمان مناسبی با مقیاس سازگاری زوجی (DAS) (۱۷) و پرسش‌نامه‌ی کیفیت ازدواج (QMI) (۱۸) برخوردار است. به‌طور خاص، شوم و دیگران (۱۵) در اجرای کانزاس و سازگاری زوجی $r=0/83$ را برای زنان و $P<0/001$ و $r=0/91$ را برای کانزاس و کیفیت ازدواج به‌دست آوردند. ویگل و بالارد (۱۹) در مطالعه‌ی خود با استفاده از کانزاس به ضریب همسانی درونی $0/97$ (روش آلفای کرونباخ) در مردان و زنان دست یافتند. شوم و همکاران (۲۰)، آلفای بین $0/84$ تا $0/98$ در مطالعه‌ی روی زوج‌های متأهل به‌دست آوردند. آلفای کرونباخ حاصل از اجرای این آزمون در ایران $0/92$ برآورد شده است (۲۱). در این مطالعه برای سنجش روایی و اگری از مقیاس رضایت زناشویی کانزاس (KMSS) استفاده شده است.

مقیاس بخشش رنجش آشکار (MOFS). این مقیاس توسط پلاری و همکاران (۲۲) طراحی شده و دارای ۱۰ گویه است که ۵ گویه‌ی آن انگیزه‌های بخشش (برای مثال، "اگر چه او مرا آزار می‌دهد، اما من تمام آن‌چه که اتفاق افتاده را کنار می‌گذارم تا بتوانیم به رابطه‌مان ادامه دهیم")، ۵ گویه‌ی آن انگیزش‌های رنجش (مثلاً، "من هنوز به خاطر کاری که همسر من انجام داد، نسبت به او کمی کینه دارم") و یا اجتناب را مورد ارزیابی قرار می‌دهد (مثلاً، "چون همسر من به‌طور بدی با من رفتار کرد، کمتر دوست دارم تا با او حرف بزنم"). از پاسخ‌دهندگان خواسته می‌شود تا در طیف لیکرتی ۶ تایی از ۱ (کاملاً مخالف) تا ۶ (کاملاً موافق)، میزان بخشش خود را بر مبنای ۱۰ گویه مشخص نمایند (۲۲).

مقیاس سرخوردگی زناشویی (Marital Disillusionment Scale)

این مقیاس که توسط نیهویس و بارتل توسعه‌یافته است، شامل ۱۶ گویه بوده و هر گویه در یک طیف لیکرت ۷ درجه‌ای، درجه‌بندی می‌شود (۸). به گزارش نیهویس مقیاس مورد نظر همسانی درونی بالایی دارد (۹). او همبستگی این مقیاس را با مقیاس‌های بی‌میلی زناشویی ($r=0/72$) و مقیاس ناپایداری زناشویی ($r=0/54$) به‌طور مثبت معنادار و با سیاهه سنجش فردی صمیمیت در رابطه به‌طور منفی ($r=-0/65$) معناداری مرتبط بود. آلفای کرونباخ این مقیاس، $0/96$ گزارش شده است (۹).

نسخه‌ی مقیاس سرخوردگی زناشویی از رابطه از زبان انگلیسی به فارسی ترجمه شد، سپس ترجمه فارسی آن توسط فرد دیگری به انگلیسی برگردانده شد و مجدداً دو نسخه‌ی انگلیسی از نظر تفاوت‌ها با یکدیگر مورد مقایسه قرار گرفتند. سپس آیتم‌های پرسش‌نامه در گروهی متمرکز متشکل از ۱۰ مرد و ۱۰ زن متأهل، یک به یک خوانده شد و هرگونه ابهام در آیتم‌ها مورد بررسی و اصلاح قرار گرفت. برای بررسی و تحلیل داده‌ها از روش برآورد کمترین مقدار مجذورات وزن دار (WLS) و تحلیل ساختار عاملی مقیاس به کمک نرم‌افزار LISREL صورت گرفت.

مقیاس سبک‌های دلبستگی بزرگسال هازان و شیور (۱۱)، یک مقیاس دو بخشی است که در بخش نخست آن، سه توصیف وجود دارد که هر یک نمایان‌گر یکی از انواع سبک‌های دلبستگی بوده و آزمودنی میزان صادق بودن هر توصیف با ویژگی‌های خود را در یک طیف لیکرت ۷ درجه‌ای، درجه‌بندی می‌نماید. در بخش دوم نیز سه توصیف وجود دارد که هر کدام، یک سبک دلبستگی را نشان می‌دهد، اما تفاوت آن با بخش اول این است که در اینجا آزمودنی، با مطالعه‌ی هریک از آنها، توصیفی را که بیش از همه، به خود شبیه می‌داند، انتخاب می‌کند. به گزارش پاکدامن، این مقیاس از قابلیت اعتماد بالایی برخوردار بوده و تفاوت بین اجرای دو بخش، معنادار نیست و این آزمون در سطح $0/95$ قابل اعتماد است (۱۲). در این آزمون بخش اول مقیاس مذکور اجرا شده است.

مقیاس نگرش به روابط زناشویی. این مقیاس توسط ویتلی جهت بررسی نگرش به روابط فرا زناشویی ساخته شده است (۱۳). این ابزار توسط سازنده‌ی آن مورد استفاده قرار گرفته و ۲۸۶ نفر (۱۵۰ نفر مرد و ۱۳۶ نفر زن) به گویه‌های آن پاسخ دادند. این مقیاس در ۱۲ گویه تنظیم شده است که در طیف ۷ درجه‌ای از به‌شدت موافقم (نمره ۷) تا به‌شدت مخالفم

یافته‌ها

(۴/۸٪) بودند. از نظر وضعیت تأهل، ۱۷۰ نفر (۹۰/۴٪) متأهل، ۷ نفر (۳/۷٪) مجرد و ۹ نفر (۴/۸٪) مطلقه بودند. همچنین تعداد ۱۶۰ نفر (۸۵/۱٪) دارای فرزند و ۲۸ نفر (۱۴/۹٪) بدون فرزند بودند. در جدول ۱، میانگین و انحراف معیار هر یک از متغیرهای سبک‌های دلبستگی، سرخوردگی زناشویی و روابط فرا زناشویی به تفکیک جنسیت آورده شده است.

حداقل و حداکثر سن آزمودنی‌ها به ترتیب ۲۵ و ۵۷ سال (میانگین ۳۹/۳۸ و دامنه تغییرات ۵۵) بود. از بین آزمودنی‌ها، تعداد ۹۴ نفر زن (۵۰٪) و ۹۴ نفر مرد (۵۰٪) بودند و از نظر تحصیلات ۲۳ نفر دیپلم (۱۲/۲٪)، ۸۱ نفر فوق دیپلم (۴۳/۱٪)، ۷۵ نفر کارشناسی (۳۹/۹٪) و ۹ نفر کارشناسی‌ارشد

جدول ۱. آماره‌های توصیفی معلمان به تفکیک جنسیت آزمودنی‌ها.

جنسیت	آماره‌ها	دلبستگی ایمن	دلبستگی اجتنابی	دلبستگی دوسوگرا	سرخوردگی زناشویی	روابط فرا زناشویی	بخشندگی	اجتناب از زنجش	رضایت زناشویی
میانگین	۶/۳۲	۴/۱۵	۴/۱۸	۳۸/۸۱	۲۸/۷۸	۱۷/۰۴	۱۶/۳۲	۱۶/۸۷	
مردان	انحراف معیار	۲/۲۰	۲/۵۲	۲/۸۵	۲/۰۹	۱/۳۰	۵/۳۴	۴/۳۷	
میانگین	۶/۶۰	۴/۲۰	۳/۹۷	۴۴/۸۶	۲۲/۵۱	۱۷/۳۴	۲۰/۶۷	۱۴/۷۸	
زنان	انحراف معیار	۵/۴۹	۲/۳۷	۲/۵۱	۲/۲۴	۶/۵۴	۹/۶۳	۵/۴۲	

برابر نقض مفروضه‌ی نرمال بودن توزیع برای برآورد مدل و از شاخص‌های زیر برای برازش مدل استفاده شد: شاخص مجذور خی (χ^2)، شاخص نسبت مجذور خی بر درجه آزادی (χ^2/df)، شاخص نیکویی برازش (GFI)، شاخص نیکویی برازش انطباقی (AGFI)، شاخص برازش مقایسه‌ای (CFI)، خطای ریشه مجذور میانگین تقریب (RMSEA) و باقیمانده ریشه مجذور میانگین (RMR).

در جدول ۲، نتایج تحلیل عاملی تأییدی سؤالات مقیاس سرخوردگی زناشویی به صورت مقادیر بارهای عاملی (P.E.)، خطای استاندارد برآورد بارهای عاملی (S.E.)، مقادیر t برای بررسی معنی‌داری بارهای عاملی و ضریب تعیین هر یک از سؤالات روی عامل مربوطه (R^2) ارائه شده است. بررسی مقادیر بارهای عاملی حاکی از آن است بارهای عاملی در حد رضایت بخشی است ($P.E. < 0/3$).

بررسی میزان تفاوت برازش مدل مورد بررسی حاکی از آن است که مدل با داده‌ها برازش خوبی دارد، یعنی نتایج پژوهش از مدل تک عاملی متمایل حمایت می‌کند. بررسی شاخص‌های برازش مدل حاکی از آن است که مدل مورد نظر برازش نسبتاً مطلوبی با داده‌ها دارد. اگر مجذور خی از لحاظ آماری معنادار نباشد، دال بر برازش بسیار مناسب است. اما این شاخص در نمونه‌های بزرگ‌تر از ۱۰۰ غالباً معنادار است و از این رو شاخص مناسبی برای سنجش برازش مدل نیست. اگر شاخص نسبت مجذور خی بر درجه آزادی، کوچک‌تر از ۳ باشد، برازش بسیار مطلوب را نشان می‌دهد. اگر شاخص‌های CFI، AGFI، GFI بزرگتر از ۰/۹۵ و شاخص‌های RMSEA

برای تحلیل عاملی تأییدی قبل از بررسی چگونگی برازش مدل اندازه‌گیری، پیش‌فرض‌هایی شامل: (۱) نرمال بودن توزیع متغیرها، (۲) متغیرهای مشاهده شده چندگانه (داشتن حداقل دو متغیر مشاهده شده برای هر متغیر نهفته)، (۳) مدلی بیش از حد مشخص شده و (۴) فاصله‌ای بودن مقیاس اندازه‌گیری، بررسی شد. در پژوهش حاضر نیز بررسی و رعایت آنها مورد تأیید قرار گرفت. رعایت پیش‌فرض اول با توجه به نتایج آزمون تک متغیره و چند متغیره نرمال بودن در نرم افزار لیزرل بررسی شد و با توجه به رد شدن فرضیه‌ی نرمال بودن در تعدادی از متغیرها از روش برآورد مقاوم در برابر نقض نرمال بودن استفاده شد که در قسمت برآورد پارامترها به آن پرداخته می‌شود. همچنین برون داده‌های نرم افزار لیزرل برازش یافتن مدل‌های اندازه‌گیری نشان داد که پیش‌فرض‌های «مدلی بیش از حد مشخص شده» و «عدم هم‌خطی چندگانه» بین متغیرها نیز رعایت شده است و نهایتاً مفروضه‌ی فاصله‌ای بودن مقیاس اندازه‌گیری با توجه به ماهیت داده‌ها مورد تأیید قرار گرفت.

ابتدا برازش آماری مدل اندازه‌گیری داده‌های پژوهش با استفاده از نرم افزار LISREL 8.80 مورد بررسی قرار گرفت. مدل مورد بررسی شامل مدل تک بعدی نیهویس و بارتل (۸) با بار شدن ۱۶ گویه روی یک عامل مقیاس سرخوردگی زناشویی بود. در جدول ۲ بارهای عاملی، خطای استاندارد برآورد پارامترها، آزمون t برای بررسی معنی‌داری پارامترها و ضریب تبیین پارامترها ارائه شده است. با توجه به نقض مفروضه‌ی نرمال بودن، از روش بیشینه درست‌نمایی مقاوم در

RMR بر برآزش مطلوب و مناسب دلالت دارد و بر مبنای شاخص نسبت مجذور خی بر درجه آزادی برآزش بسیار رضایت بخش است (جدول ۳). بنابراین، براساس نتایج به دست آمده از مدل اندازه‌گیری مرتبه‌ی اول نتیجه می‌گیریم که مدل‌های اندازه‌گیری مقیاس سرخوردگی زناشویی، روایی مناسبی برای کاربرد در جامعه مورد مطالعه را دارد (شکل ۱).

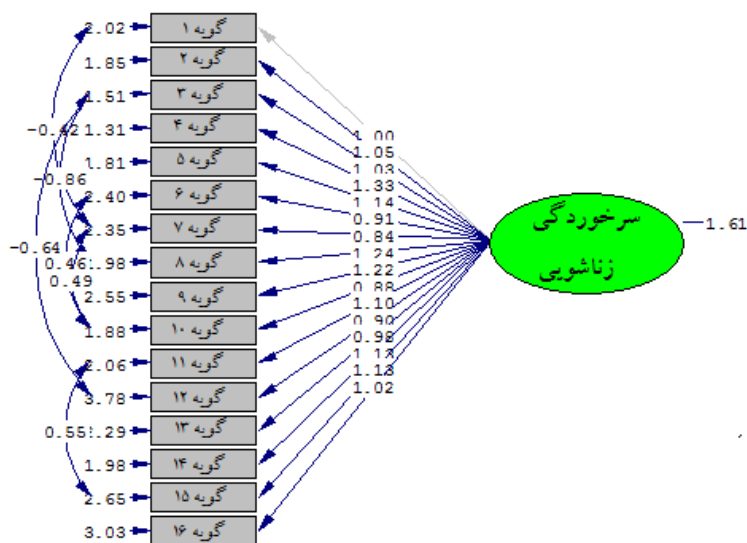
و RMR کوچک‌تر از ۰/۰۵ باشد، بر برآزش بسیار مطلوب و بسیار خوب و اگر شاخص‌های CFI، AGFI، GFI بزرگتر از ۰/۹۰ و شاخص‌های RMSEA و RMR کوچک‌تر از ۰/۰۸ باشد بر برآزش مطلوب و خوب دلالت دارد (۲۳، ۱۰). در نتیجه شاخص‌های CFI، GFI و AGFI بر برآزش بسیار مطلوب و مناسب دلالت دارد و شاخص‌های RMSEA و

جدول ۲. نتایج تحلیل عاملی تأییدی سؤال‌های سرخوردگی زناشویی.

R2	t. value	S.E.	بارهای عاملی	گویه
۰/۴۴	۸/۷۲	۰/۱۱	۰/۶۷	۱
۰/۴۹	۸/۸۵	۰/۱۲	۰/۷۰	۲
۰/۵۲	۸/۹۶	۰/۱۱	۰/۷۳	۳
۰/۶۹	۱۰/۲۸	۰/۱۳	۰/۸۳	۴
۰/۵۴	۹/۲۴	۰/۱۲	۰/۷۳	۵
۰/۳۶	۷/۶۸	۰/۱۲	۰/۶۰	۶
۰/۳۳	۶/۷۳	۰/۱۲	۰/۵۷	۷
۰/۵۶	۹/۲۸	۰/۱۳	۰/۷۵	۸
۰/۴۹	۸/۷۹	۰/۱۴	۰/۷۰	۹
۰/۴۰	۸/۰۵	۰/۱۱	۰/۶۳	۱۰
۰/۴۸	۸/۷۲	۰/۱۲	۰/۷۰	۱۱
۰/۲۳	۶/۱۵	۰/۱۴	۰/۵۱	۱۲
۰/۴۰	۷/۹۹	۰/۱۲	۰/۶۳	۱۳
۰/۵۰	۸/۹۳	۰/۱۲	۰/۷۲	۱۴
۰/۴۳	۸/۲۶	۰/۱۳	۰/۶۶	۱۵
۰/۳۶	۷/۶۴	۰/۱۳	۰/۶۰	۱۶

جدول ۳. شاخص‌های تحلیل عاملی تأییدی مقیاس سرخوردگی زناشویی.

RMR	RMSEA	CFI	AGFI	GFI	χ^2/df	Df	χ^2
۰/۲۰	۰/۰۷	۰/۹۷	۰/۹۲	۰/۹۵	۲/۱۴	۹۸	۲۱۰/۱۳



Chi-Square=210.13, df=98, P-value=0.00000, RMSEA=0.078

شکل ۱. ساختار عاملی مرتبه اول مقیاس سرخوردگی زناشویی.

اعتبار تشخیصی یا واگرا است. برای بررسی روایی واگرا از مقیاس رضایت زناشویی کانزاس (KMSS)، سبک دلبستگی هازان و شیور، مقیاس نگرش به روابط فرا زناشویی (ATIS) و خرده‌مقیاس‌های بخشش رنجش آشکار زناشویی (MOSF) استفاده شده است. نمرات حاصل از مقیاس سرخوردگی زناشویی با نمرات مقیاس‌های رضایت زناشویی، بخشندگی دارای همبستگی منفی معنادار است ($P < 0/01$) که نشان‌دهنده‌ی روایی واگرای آن است. از سوی دیگر این مقیاس با خرده‌مقیاس‌های دلبستگی اجتنابی، دوسوگرا، اجتناب از رنجش و مقیاس نگرش به روابط فرا زناشویی دارای همبستگی مثبت معنادار است ($P < 0/05$) که این بیانگر روایی هم‌گرای این ابزارها می‌باشد. در این میان، تنها خرده‌مقیاس دلبستگی ایمن در عین حال که با سرخوردگی زناشویی، همبستگی منفی داشت، اما این رابطه به لحاظ آماری معنادار نبود ($P > 0/05$). مقادیر روایی واگرا در جدول ۴ آمده است.

جدول ۴. ضریب روایی همگرا و واگرای مقیاس سرخوردگی زناشویی.

عامل	رضایت زناشویی	نگرش به روابط فرا زناشویی	بخشندگی	اجتناب یا رنجش	دلبستگی ایمن	دلبستگی اجتنابی	دلبستگی دوسوگرا
سرخوردگی زناشویی	-۰/۶۱**	۰/۲۹**	-۰/۲۱**	۰/۶۴**	-۰/۱۲	۰/۱۸*	۰/۲۱**

$P < 0/01$ **, $P < 0/05$ *

بحث

مطالعه سرخوردگی زناشویی به جهت این که می‌تواند به ما در طراحی مداخلاتی برای پیشگیری از طلاق و مشکلات زناشویی کمک کند، اهمیت بسیار زیادی دارد. هدف پژوهش حاضر، بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی و ساختار عاملی تأییدی "مقیاس سرخوردگی زناشویی" در میان معلمان متأهل شهر کرج بود. بررسی ساختار عاملی تأییدی حاکی از آن است که مدل با داده‌ها، برازش خوبی دارد، یعنی نتایج پژوهش از مدل تک عاملی (سرخوردگی زناشویی) حمایت می‌کند. نتایج پژوهش حاضر با پژوهش‌های پیشین که از تحلیل عاملی اکتشافی استفاده کرده‌اند (۹،۸) همسو می‌باشد.

نتایج حاصل از بررسی همسانی درونی مقیاس سرخوردگی زناشویی با استفاده از آلفای کرونباخ برابر با ۰/۹۲ برآورد شده است. این یافته مؤید آن است که این ابزار دارای همسانی درونی مناسب است. ضریب پایایی بازآزمایی کلی آزمون در فاصله‌ی یک هفته‌ای ۰/۸۵ به دست آمد که نشان‌دهنده‌ی ضریب باز آزمایی مطلوب و رضایت‌بخش این مقیاس است. این نتایج با یافته‌های پژوهش نیهوس و بارتل (۸)، که ضریب پایایی این ابزار را ۰/۹۶ به دست آورده‌اند نزدیک بوده و بیانگر

رضایت‌بخشی پایایی و همسانی درونی مناسب این ابزار می‌باشد. برای بررسی روایی واگرا از همبستگی منفی بین نمره کل مقیاس سرخوردگی زناشویی و مقیاس رضایت زناشویی کانزاس و خرده‌مقیاس بخشش زناشویی استفاده شد. همان‌طور که می‌دانیم، مقیاس سرخوردگی زناشویی به لحاظ نظری رفتارهایی را بررسی می‌کند که با مقیاس رضایت و بخشش زناشویی متفاوت است، بنابراین وجود همبستگی پایین یا معکوس بین این آزمون و مقیاس سرخوردگی زناشویی در مطالعه حاضر را می‌توان به عنوان شاهدی بر روایی واگرای مناسب این مقیاس به حساب آورد. همچنین، همبستگی مثبت و نسبتاً بالای بین مقیاس سرخوردگی زناشویی و مقیاس‌های روابط فرا زناشویی، خرده‌مقیاس‌های اجتناب یا رنجش و سبک‌های دلبستگی اجتنابی و دوسوگرا نشان‌دهنده‌ی روایی همگرای مناسب این مقیاس هستند.

با توجه به نتایج به دست آمده، ساختار عاملی مرتبه‌ی اول سه عاملی سرخوردگی زناشویی، نگرش به روابط با داده‌های مشاهده شده داشتند. پژوهش نیهوس و بارتل نیز حاکی از ساختار عاملی مناسب مقیاس سرخوردگی زناشویی دارد (۸). همچنین، یافته‌های این مطالعه حاکی از روایی و پایایی

گروه‌های شغلی مختلف پیشنهاد می‌شود.

نتیجه‌گیری

در پایان، با در نظر گرفتن اهدافی که مقیاس سرخوردگی زناشویی دنبال می‌کند، می‌توان گفت این مقیاس می‌تواند به صورت فردی یا گروهی در موارد متعددی مانند یک ابزار تشخیصی در زمینه‌ی مشاوره خانواده و زوج‌درمانی مورد استفاده قرار گیرد. از این ابزار می‌توان برای مقاصد پژوهشی در زمینه‌ی مسایل زناشویی، خانواده و روابط نزدیک بین افراد مختلف استفاده کرد.

تشکر و قدردانی

بدین وسیله، از طرف همه‌ی نویسندگان مقاله، از دانشگاه فرهنگیان شهر کرج و کلیه‌ی معلمان که ما را در اجرای این پژوهش یاری کردند، صمیمانه سپاسگزاری می‌شود. همچنین، لازم به ذکر است که این پژوهش بدون حمایت مالی انجام شده و برگرفته از پایان‌نامه‌ی دانشجویی نبوده و با منافع نویسندگان ارتباطی نداشته است.

مطلوب مقیاس فراهم آمده برای سرخوردگی زناشویی و برای استفاده در ایران است. بنابراین، یافته‌ها نشان می‌دهد که ساختار عاملی تأییدی، اعتبار و روایی مقیاس سرخوردگی زناشویی برای کاربردهای پژوهشی و تشخیص‌های بالینی در حد قابل قبول است. انتظار می‌رود به کمک این ابزار و سایر ابزارهای استاندارد در زمینه‌ی سرخوردگی زناشویی، مشاوران و زوج‌درمان‌گران و سایر متخصصان بتوانند آسان‌تر به تشخیص این مسأله در روابط زوجین بپردازند و در صورت لزوم، به یافتن راه‌کارهای مناسب در این زمینه مبادرت ورزند. ذکر این نکته لازم است که برخی از محدودیت‌های پژوهش حاضر، تعمیم‌پذیری نتایج آن را محدود می‌کند. اول، نتایج مطالعه همچون بسیاری از مطالعات دیگر به دلیل استفاده از ابزارهای خودگزارشی (به جای مطالعه رفتار واقعی) ممکن است مشارکت‌کنندگان را به استفاده از شیوه‌های کسب تأیید اجتماعی ترغیب کند. دوم، نمونه‌ی پژوهش شامل معلمان مرد و زن شهر کرج بود، افراد با سایر مشاغل و طبقات اجتماعی در نمونه‌ی پژوهش حضور نداشتند. پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های بعدی، این تفاوت‌ها بررسی شود و علاوه بر این، هنجاریایی مقیاس سرخوردگی زناشویی در میان دانشجویان و

REFERENCES

1. www.salamatiran.com/NSite/Information/Information. Retrieved on 3 July 2013.
2. Huston TL, Caughlin JP, Houts RM, Smith SE, George LJ. The connubial crucible: newlywed years as predictors of marital delight, distress, and divorce. *J Pers Soc Psychol* 2001;80:237-52.
3. Waller W. *The family: a dynamic interpretation*. New York: Cordon; 1938.
4. Birditt KS, Hope S, Brown E, Orbuch T. Developmental trajectories of marital happiness over 16 years. *Res Human Dev* 2012;9:126-44.
5. Halford WK, Kelly A, Markman HJ. *The concept of a healthy marriage. Clinical handbook of marriage and couples interventions*. Chichester: John Wiley & Sons; 1997.
6. Murray SL, Holmes JG. A leap of faith? Positive illusions in romantic relationships. *Pers Soc Psychol Bull* 1997;23:596-604.
7. Niehuis S, Huston TL. The premarital roots of disillusionment early in marriage. Paper presented at the International Conference on Personal Relationships, Halifax, Nova Scotia, Canada; 2002.
8. Niehuis S, Bartell D. The marital disillusionment scale: Development and psychometric properties. *North Am J Psychol* 2006;8(1):69-83.
9. Niehuis S. Convergent and discriminant validity of the marital disillusionment scale. *Psychol Rep* 2007;100(1):203-7.
10. Tabachnick BG, Fidell LS. *Using multivariate statistics*. 5th ed. New York: HarperCollins; 2007.
11. Hazan C, Shaver P. Romantic love conceptualized as an attachment process. *J Pers Soc Psychol* 1987;52(3):511.
12. BehzadiPour S, Pakdaman S, Besharat MA. Relationship between attachment styles and weight concern in adolescence girls. *J Behav Sci* 2010;4(1):2010:69-76.
13. Whatley MA. Attitudes toward infidelity scale. *J Soc Psychol* 2008;133:547-51.
14. Sayed Alitabar SH, Habibi M, Pouravari MR. Investigating reliability, validity and factor structure of attitudes toward infidelity. *J Res Health (In Press)*.
15. Schumm WR, Paff-Bergen LA, Hatch RC, Obiorah FC, Copeland JM, Meens LD, et al. Concurrent and discriminant validity of the Kansas Marital Satisfaction Scale. *J Marriage Fam* 1986;48:381-7.

16. Morris ML, Blanton PW. The influence of work-related stressors on clergy husbands and their wives. *Fam Relat* 1994;43:189-95.
17. Spanier GB. Measuring dyadic adjustment: New scales for assessing the quality. *J Marriage Fam* 1976;41:813-23.
18. Norton R. Measuring marital quality: A critical look at the dependent variable. *J Marriage Fam* 1983;45:141-51.
19. Weigel D, Ballard-Reisch D. Using paired data to test models of relational maintenance and marital quality. *J Soc Pers Relat* 1999;16:175-91.
20. Schumm WR, Nichols CW, Schectman KL, Grigsby CC. Characteristics of responses to the Kansas Marital Satisfaction Scale by a sample of 84 married mothers. *Psychol Rep* 1983;53:567-72.
21. Habibi M, Sayed Alitabar SH, Kholghi H, Sarvestani A, Zolfagharnasab S. Reliability and validity of the Kansas Marital Satisfaction Scale: Confirmatory factor analysis and non-parametric item response theory. In Press; 2013. (Full Text in Persian)
22. Paleari F, Camillo Regalia G, Fincham FD. Measuring offence-specific forgiveness in marriage: the Marital Offence-Specific Forgiveness Scale (MOFS). *Psychol Assess* 2009;21(2):194.
23. Bentler PM. Comparative fit indexes in structural models. *Psychol Bull* 1988;107:238-46.
24. Sarmad Z, Bazargan A, Hejazi E. Research methods in behavioral sciences. 13th ed. Tehran: Agah; 2006. (Text in Persian)