

بررسی ویژگی های روان سنجی مقیاس کمال گرایی معنوی/مذهبی - ۲۰ (عنوان کوتاه: مقیاس کمال گرایی معنوی/مذهبی - ۲۰)

محمدعلی بشارت^۱؛ حجت‌اله فراهانی^۲؛ نیلوفر فارسیجانی^۳

تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۰۱/۲۳

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۰۱/۱۶

چکیده

هدف این پژوهش بررسی ویژگی های روان سنجی نسخه ۲۰ گویه ای مقیاس کمال گرایی معنوی/مذهبی (SRPZS-20) در جامعه دانشجویان و گروه سنی بزرگسالان بود. روش این پژوهش از نظر هدف توسعه ای - کاربردی و از نظر جمع آوری اطلاعات میدانی است. در این پژوهش، ساختار عاملی مقیاس کمال گرایی معنوی/مذهبی از طریق تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی در دو مطالعه بررسی شد. جامعه آماری در مطالعه اول، دانشجویان دختر و پسر مقطع لیسانس و فوق لیسانس دانشگاه تهران در سال تحصیلی ۹۸-۱۳۹۷ بودند که از بین آن ها به روش نمونه گیری در دسترس یک نمونه ۳۶۸ نفری انتخاب شدند. جامعه آماری در مطالعه دوم جمعیت عمومی بزرگسالان از ساکنان شهر تهران در سال های ۱۳۹۷ و ۱۳۹۸ بودند که از بین آن ها به روش در دسترس یک نمونه انتخاب شد. روایی همگرا و تشخیصی (افتراقی) مقیاس SRPZS-20 از طریق رابطه آن با شاخص های استحکام من، سلامت روانی و عواطف مثبت و منفی به ترتیب بر اساس مقیاس استحکام من (بشارت، ۱۳۹۵)، مقیاس سلامت روانی (ویت و ویر، ۱۹۸۳) و فهرست عواطف مثبت و منفی (واتسون، کلارک و تلگن، ۱۹۸۸) بررسی شد. همسانی درونی و پایایی بازآزمایی

۱. این پژوهش در قالب طرح پژوهشی شماره ۵۱۰۶۰۰۳/۱/۹۱ با استفاده از اعتبارات پژوهشی دانشگاه تهران انجام شده است.

۱. استاد گروه روان شناسی، دانشگاه تهران، تهران، ایران (نویسنده مسؤل) besharat@ut.ac.ir

۲. استادیار گروه روان شناسی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران

۳. کارشناس ارشد روان شناسی بالینی، دانشگاه تهران، تهران، ایران

مقیاس SRPS-20 به ترتیب بر اساس ضرایب آلفای کرونباخ و پایایی بازآزمایی سنجیده شد. نتایج تحلیل‌های عاملی اکتشافی و تأییدی، یک عامل کلی را برای مقیاس SRPS-20 تأیید کردند. ضرایب همبستگی میانگین نمره شرکت‌کنندگان در هر دو نمونه در مقیاس SRPS-20 با شاخص‌های استحکام من، بهزیستی و درماندگی روان‌شناختی و عواطف مثبت و منفی معنادار بود. این نتایج روایی همگرا و تشخیصی (افتراقی) مقیاس SRPS-20 را تأیید کردند.

واژگان کلیدی: کمال‌گرایی معنوی/مذهبی، تحلیل عاملی اکتشافی، تحلیل عاملی تأییدی، مقیاس، روان‌سنجی.

مقدمه

کمال‌گرایی^۱ در پژوهش‌ها و متون روان‌شناختی به‌عنوان صفتی شخصیتی شناخته شده است (فراست، مارتن، لهارت و روزنبلت، ۱۹۹۰؛ هویت و فلت، ۱۹۹۱a). این صفت با این ویژگی‌ها توصیف می‌شود: تمایل به تلاش برای کامل و بی‌نقص بودن؛ وضع معیارها و استانداردهای عالی برای عملکرد؛ حساسیت افراطی در مورد اشتباهات؛ و تمایل به ارزشیابی‌های همواره انتقادی از رفتار شخصی (فراست و همکاران، ۱۹۹۰؛ فلت و هویت، ۲۰۰۲، ۲۰۱۵؛ لو و ابوت، ۲۰۱۳). این نگاه اصالتاً آسیب‌شناختی^۲ به کمال‌گرایی که ریشه در نظریه فروید (۱۹۲۶/۱۹۵۹) در مورد این سازه دارد، در مطالعات و نظریه‌های متعدد مورد پژوهش و بحث و بررسی قرار گرفته و اهمیت و ماهیت بالینی و آسیب‌شناختی آن گرچه به صورت‌های متناقض، اما در کل تأیید شده است (برای مثال، برنز، ۱۹۸۰؛ بشارت، ۱۳۸۱، ۱۳۸۳، ۱۳۸۴، ۱۳۸۶ الف، ۱۳۸۹، ۲۰۰۹؛ بشارت و شهیدی، ۲۰۱۰؛ فراست و همکاران، ۱۹۹۰؛ فلت و هویت، ۲۰۰۲، ۲۰۱۵؛ لو و ابوت، ۲۰۱۳).

در امتداد این نگاه آسیب‌شناختی به کمال‌گرایی، محققان و نظریه‌پردازان با هدف توجه به ابعاد و جنبه‌های ناآسیب‌شناختی^۳ این سازه، شکل‌های دیگری از کمال‌گرایی را

-
1. Perfectionism
 2. Frost, Marten, Lahart & Rosenblate
 3. Hewitt & Flett
 4. Flett & Hewitt
 5. Lo & Abbott
 6. Pathological
 7. Burns
 8. Nonpathological

معرفی کرده‌اند: کمال‌گرایی کنش‌ور^۱ در مقابل کمال‌گرایی نارساکنش‌ور^۲ کمال‌گرایی سالم^۳ در مقابل کمال‌گرایی ناسالم^۴ کمال‌گرایی سازش‌یافته^۵ در مقابل کمال‌گرایی سازش‌نیافته^۶ کمال‌گرایی مثبت^۷ در مقابل کمال‌گرایی منفی^۸ یا کمال‌گرایی بهنجار^۹ در مقابل کمال‌گرایی نورووتیک^{۱۰} (استامف و پارکر^{۱۱}؛ ۲۰۰۰؛ اسلد و اوئنز^{۱۲}؛ ۱۹۹۸؛ تری-شورت، اوئنز، اسلد و دیویی^{۱۳}؛ ۱۹۹۵؛ سودارت و اسلنی^{۱۴}؛ ۲۰۰۱؛ هماچک^{۱۵}؛ ۱۹۷۸). در بیش از یک دهه گذشته، پس از فراهم شدن یافته‌های نسبتاً جامع و بسط و نشر دیدگاه‌های مختلف در مورد کمال‌گرایی، مطالعات مروری دو بعد کمال‌گرایی را متمایز کرده‌اند. استوبر و اتو^{۱۶} (۲۰۰۶) این دو بعد را تلاش‌های کمال‌گرایانه^{۱۷} و نگرانی‌های کمال‌گرایانه^{۱۸} نامیدند و پژوهشگران دیگر (استوبر و دامیان^{۱۹}؛ ۲۰۱۴؛ دانکلی، بلنکشتین، مشب و گریلو^{۲۰}؛ ۲۰۰۶؛ دیکی، سرجنر، ویلسون و مک‌دوال^{۲۱}؛ ۲۰۱۲) عناوین کمال‌گرایی استاندارد‌های شخصی^{۲۲} و کمال‌گرایی نگرانی‌های ارزیابانه^{۲۳} را انتخاب کرده‌اند. تلاش‌های کمال‌گرایانه بیانگر گرایش به وضع استانداردهای خیلی بالا برای عملکرد شخصی و تلاش‌های خودمحور برای کامل بودن است. نگرانی‌های کمال‌گرایانه با گرایش به برابر دانستن اشتباهات شخصی با شکست، ادراک غیرواقع‌بینانه استانداردهای عملکردی تجویز شده از

-
1. Functional
 2. Dysfunctional
 3. healthy
 4. unhealthy
 5. adaptive
 6. maladaptive
 7. positive
 8. negative
 9. Stumpf & Parker
 - 1 . Slade & Owens 0
 - 1 . Terry-short, Owens, Slade & Dewey
 - 1 . Suddarth & Slaney 2
 - 1 . Hamachek 3
 - 1 . Stoeber & Otto 4
 - 1 . perfectionistic strivings 5
 - 1 . perfectionistic concerns 6
 - 1 . Stoeber & Damian 7
 - 1 . Dunkley, Blankstein, Mashhadi & Grilo
 - 1 . Dickie, Surgenor, Wilson & McDowall
 - 2 . personal standards perfectionism
 - 2 . evaluative concerns perfectionism

سوی دیگران، و نگرانی از این که عملکرد غیر کامل از سوی افراد مهم به طور سخت گیرانه قضاوت می‌شود، مشخص می‌گردد.

جمع‌بندی این یافته‌ها و تحلیل‌ها همچنان کفه ترازو را به سود ویژگی‌های آسیب‌زای کمال‌گرایی نشان می‌دهد؛ تصویری مایوس‌کننده برای کسانی که طی چهار دهه گذشته سعی کرده‌اند ویژگی‌های ناآسیب‌زای این سازه را معرفی و تأیید کنند، اما به گواهی یافته‌های موجود چندان موفق نبوده‌اند. حتی در جدیدترین تلاش‌ها برای تحلیل جامع‌تر کمال‌گرایی (اسمیت، ساکلوفسک، استوبر و شری، ۲۰۱۶؛ اسمیت و همکاران، ۲۰۱۷؛ بشارت و عطاری، ۲۰۱۷)، سه بعدی که مورد تأیید قرار گرفته‌اند؛ یعنی کمال‌گرایی انعطاف‌ناپذیر^۲، کمال‌گرایی خودانتقادگر^۳ و کمال‌گرایی خودشیفته‌وار^۵ رنگ و بوی کاملاً آسیب‌شناختی دارند.

اخیراً بشارت و همکاران (۱۳۹۶، ۱۳۹۸) با طرح نظریه کمال‌گرایی معنوی/مذهبی^۶ و با استناد به شواهد پژوهشی، دلایل شکست سایر رویکردها در معرفی نوعی کمال‌گرایی ناآسیب‌شناختی را تشریح کرده‌اند. این نوع کمال‌گرایی، یعنی "تمایل به و تلاش برای تحقق معیارهای متعالی معنوی/مذهبی"؛ ماهیتی صرفاً بهنجار، سالم، مثبت و متعالی دارد؛ ماهیتی که آن را از آلودگی و امتزاج ویژگی‌های آسیب‌شناختی سایر انواع و اقسام کمال‌گرایی‌هایی که تا کنون معرفی شده‌اند، مصون نگه می‌دارد. یافته‌های مقدماتی نشان داده‌اند که این نوع از کمال‌گرایی با شاخص‌های سلامت روانی شامل بهزیستی روان‌شناختی، عواطف مثبت و استحکام من (بشارت و همکاران، ۱۳۹۸) رابطه مثبت معنادار دارد. نتایج پژوهشی، همچنین نشان داده‌اند که کمال‌گرایی معنوی/مذهبی با سطوح سازگاری زوجین و سلامت معنی آن‌ها رابطه مثبت معنادار دارد (بشارت، خصوصی، حمیدی، و رجایی، ۱۳۹۸).

اهمیت نظری، بالینی و پژوهشی سازه کمال‌گرایی معنوی/مذهبی مستلزم داشتن ابزاری حساس، مناسب و معتبر برای اندازه‌گیری این متغیر تأثیرگذار بر رفتار، عملکرد و سلامت

-
1. Smith, Saklofske, Stoeber & Sherry
 2. Smith, Sherry, Gautreau, Stewart, Saklofske & Mushquash,
 3. rigid perfectionism
 4. self-critical perfectionism
 5. narcissistic perfectionism
 6. spiritual/religious perfectionism

روانی است. با این هدف، نسخه اولیه مقیاس کمال‌گرایی معنوی/مذهبی^۱ (SRPS) بر حسب پیشینه‌های پژوهشی در این حوزه (استامف و پارکر، ۲۰۰۰؛ استوبر، شری و نیالیس،^۲ ۲۰۱۵؛ اسلد و اوئنز، ۱۹۹۸؛ اسمیت و همکاران، ۲۰۱۶؛ بشارت و عطاری، ۲۰۱۷؛ تری-شورت و همکاران، ۱۹۹۵؛ سودارت و اسلنی، ۲۰۰۱؛ فراست و همکاران، ۱۹۹۰؛ فراست، همبرگ، هلت، ماتیا و نیوبوئر،^۳ ۱۹۹۳؛ هماچک، ۱۹۷۸؛ هویت و فلت، ۱۹۹۱a، ۱۹۹۱b)، متشکل از ۲۰ گویه ساخته شد (بشارت، ۱۳۹۶). نسخه ۲۰ گویه‌ای مقیاس کمال‌گرایی معنوی/مذهبی پس از طی مراحل اولیه تهیه و بررسی و تأیید روایی محتوایی^۴ بر اساس داوری ۵ نفر از متخصصان روان‌شناسی، در نمونه‌ای متشکل از ۳۷۴ نفر از جمعیت عمومی شهر تهران (۱۸۳ مرد، ۱۹۱ زن) اجرا شد (بشارت، ۱۳۹۶). ضریب آلفای کرونباخ نمره کل مقیاس کمال‌گرایی معنوی/مذهبی ۰/۸۹ محاسبه شد که نشانه همسانی‌درونی^۵ خوب مقیاس بود. ضریب همبستگی بین نمره‌های ۷۸ نفر از شرکت‌کنندگان در پژوهش در دو نوبت با فاصله چهار تا شش هفته برای سنجش پایایی بازآزمایی نمره کل مقیاس $r = 0.71$ محاسبه شد که در سطح $p < 0.001$ معنادار بود و پایایی بازآزمایی مقیاس را تأیید کرد. روایی هم‌زمان^۶ و همگرا^۷ و تشخیصی (افتراقی)^۸ مقیاس کمال‌گرایی معنوی/مذهبی از طریق اجرای هم‌زمان مقیاس استحکام من^۹ (ESS؛ بشارت، ۱۳۹۵)، مقیاس سلامت روانی^{۱۰} (MHI-28؛ بشارت، ۱۳۸۸)، و فهرست عواطف مثبت و منفی^{۱۱} (PANAS؛ واتسون، کلارک و تلگن،^{۱۲} ۱۹۸۸) محاسبه شد و مورد تأیید قرار گرفت (بشارت، ۱۳۹۶). هدف اصلی این پژوهش توسعه‌ای-کاربردی این بود که ویژگی‌های روان‌سنجی یک مقیاس جدید کمال‌گرایی معنوی/مذهبی بررسی شود. برای سنجش این ویژگی‌ها شامل

-
1. Spiritual/Religious Perfectionism Scale (SRPS)
 2. Stoeber, Sherry & Nealis,
 3. Frost, Heimberg, Holt, Mattia & Neubauer,
 4. content validity
 5. internal consistency
 6. test-retest reliability
 7. concurrent
 8. convergent
 9. discriminant
 - 1 . Ego Strength Scale (ESS) 0
 - 1 . Mental Health Inventory (MHI)
 - 1 . Positive and Negative Affect Schedule (PANAS)
 - 1 . Watson, Clarke & Tellegen³

پایایی، روایی و ساختار عاملی مقیاس، دو مطالعه انجام شد. در مطالعه اول، ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس کمال‌گرایی معنوی / مذهبی در یک نمونه دانشجویی سنجیده شد. در این مطالعه، ساختار عاملی مقیاس بر اساس تحلیل عاملی اکتشافی بررسی شد. در مطالعه دوم، ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس کمال‌گرایی معنوی / مذهبی در یک نمونه از جمعیت عمومی سنجیده شد. در این مطالعه، ساختار عاملی مقیاس بر اساس تحلیل عاملی تأییدی بررسی شد. هدف دیگر این پژوهش، در راستای یک تحقیق توسعه‌ای - کاربردی، تولید یک ابزار سنجش معتبر به منظور بررسی مطالعات میدانی در زمینه کمال‌گرایی معنوی / مذهبی بود.

روش

بخش اول: پس از طراحی گویه‌های اولیه، روایی محتوایی با استفاده از شاخص روایی محتوایی^۱ (CVI) و نسبت روایی محتوایی^۲ (CVR) بر اساس داوری ۵ نفر از متخصصان روان‌شناسی به ترتیب ۰/۹۲ و ۰/۹۴ به دست آمدند. پس از اعمال تغییرات بر اساس نظر متخصصان، فرم ۲۰ گویه‌ای مقیاس کمال‌گرایی معنوی / مذهبی (بشارت، ۱۳۹۶) در مطالعه ۱ در نمونه‌ای از دانشجویان اجرا شد. در این مطالعه، ساختار عاملی، روایی سازه^۳، روایی ملاکی^۴ و روایی افزایشی^۵ و همچنین همسانی درونی^۶ و پایایی بازآزمایی^۷ مقیاس بررسی شدند. روش پژوهش حاضر از نظر هدف، توسعه‌ای - کاربردی و از نظر شیوه جمع‌آوری اطلاعات، میدانی بود. جامعه آماری در مطالعه ۱ دانشجویان دختر و پسر مقطع لیسانس و فوق‌لیسانس دانشگاه تهران در سال تحصیلی ۹۷-۹۸ بودند که از بین آن‌ها به روش نمونه‌گیری در دسترس^۸، ۳۸۰ دانشجو در پژوهش شرکت کردند. ملاک حجم نمونه در این پژوهش تعداد گویه‌های مقیاس کمال‌گرایی معنوی / مذهبی در نظر گرفته شد. به ازای هر گویه ۲۰ شرکت‌کننده در نظر گرفته شد، و قرار بر این بود که ۴۰۰ شرکت‌کننده داشته

1. Content Validity Index
2. Content Validity Ratio
3. construct validity
4. criterion validity
5. incremental validity
6. internal consistency
7. test-retest reliability
8. convenient sampling

باشیم اما در کل ۳۸۰ دانشجوی پرسشنامه‌های پژوهش را تکمیل کردند. همه شرکت‌کنندگان پیش از تکمیل ابزارها فرم رضایت آگاهانه^۱ را تکمیل کردند. شرکت‌کنندگان از اهداف پژوهش اطلاع نداشتند. پس از دریافت پرسشنامه‌ها، بر اساس سه ملاک زیر، برخی از آن‌ها از مجموعه داده‌ها حذف شدند: (۱) کسانی که پرسشنامه‌ها را در مراحل اولیه ناتمام رها کردند ($n=5$)؛ (۲) کسانی که یکی از گویه‌های مربوط به روایی ابزارها را تکمیل نکردند ($n=3$)؛ (۳) کسانی که تعداد قابل ملاحظه‌ای داده مفقود داشتند (کسانی که بیش از ۲۰ درصد گویه‌ها را در یک پرسشنامه؛ چه اصلی و چه پرسشنامه‌های مربوط به روایی، بدون پاسخ رها کرده بودند؛ $n=4$). بر اساس این ملاک‌ها، تعداد ۱۲ نفر به دلیل نقص در تکمیل مجموعه پرسشنامه‌ها حذف شدند و ۳۶۸ دانشجوی (۱۸۱ پسر، ۱۸۷ دختر) برای تحلیل نهایی در مطالعه ۱ باقی ماندند. دامنه سنی نمونه اصلی ۱۸ تا ۲۹ سال ($M=23/10$ ، $SD=2/44$)، دامنه سنی پسران ۱۸ تا ۲۹ ($M=23/80$ ، $SD=2/68$) و دختران ۱۸ تا ۲۷ ($M=22/90$ ، $SD=2/16$) بود. برای بررسی پایایی بازآزمایی، تعداد ۶۲ نفر از شرکت‌کنندگان نمونه اصلی (۲۹ پسر، ۳۳ دختر) در فاصله‌های زمانی دو تا چهار هفته مجدداً SRPS-20 را تکمیل کردند. دامنه سنی این نمونه ۱۸ تا ۲۸ سال ($M=23/20$ ، $SD=2/38$) بود. برای بررسی روایی SRPS-20 از مقیاس‌های بهزیستی روان‌شناختی^۳ (PWB)، درماندگی روان‌شناختی^۴ (PD)، استحکام من^۵ (ES)، عاطفه مثبت^۶ (PA) و عاطفه منفی^۷ (NA) استفاده شد. برای کنترل اثر ترتیب^۸ و خستگی، مقیاس‌ها با نظم و ترتیب‌های متفاوت ارائه شدند.

ابزارهای سنجش

مقیاس کمال‌گرایی معنوی / مذهبی - مقیاس کمال‌گرایی معنوی / مذهبی (SRPS-) 20؛ (بشارت، ۱۳۹۶) یک ابزار ۲۰ گویه‌ای است که با اقتباس از ابزارهای سنجش

1. informed consent
2. missing data
3. Psychological Well-Being (PWB)
4. Psychological Distress (PD)
5. Ego Strength (ES)
6. Positive Affect (PA)
7. Negative Affect (NA)
8. order effect
9. counterbalanced

ویژگی‌های کمال‌گرایانه ساخته شده است و کمال‌گرایی معنوی / مذهبی را در اندازه‌های پنج درجه‌ای از ۱ (خیلی کم) تا ۵ (خیلی زیاد) می‌سنجد. همه گویه‌ها به‌طور مستقیم نمره‌گذاری می‌شوند. حداقل و حداکثر نمره آزمودنی در این مقیاس به ترتیب ۲۰ و ۱۰۰ است. ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس کمال‌گرایی معنوی / مذهبی در پژوهش بشارت (۱۳۹۶)، مورد بررسی و تأیید قرار گرفته‌اند. در این پژوهش، ضریب آلفای کرونباخ پرسش‌های مقیاس کمال‌گرایی معنوی / مذهبی ۰/۹۱ به‌دست آمد. این ضریب همسانی درونی مقیاس کمال‌گرایی معنوی / مذهبی را تأیید می‌کند. پایایی بازآزمایی مقیاس کمال‌گرایی معنوی / مذهبی نیز ۰/۷۳ به‌دست آمد که در سطح $p < 0/001$ معنادار بود و پایایی بازآزمایی مقیاس کمال‌گرایی معنوی / مذهبی را تأیید کرد. روایی همگرا و تشخیصی (افتراقی) مقیاس کمال‌گرایی معنوی / مذهبی از طریق اجرای هم‌زمان مقیاس استحکام من (ESS؛ بشارت، ۱۳۹۵)، مقیاس سلامت روانی (MHI-28؛ بشارت، ۱۳۸۸؛ ویت و ویر، ۱۹۸۳) و فهرست عواطف مثبت و منفی (PANAS؛ واتسون و همکاران، ۱۹۸۸) محاسبه شد و مورد تأیید قرار گرفت. این ضرایب در سطح $p < 0/001$ معنادار بودند.

مقیاس سلامت روانی: مقیاس سلامت روانی (MHI-28؛ بشارت، ۱۳۸۸)، فرم کوتاه مقیاس ۳۴ گویه‌ای سلامت روانی (ویت و ویر، ۱۹۸۳)، یک آزمون ۲۸ گویه‌ای است و دو وضعیت بهزیستی روان‌شناختی^۲ و درماندگی روان‌شناختی^۳ را در اندازه‌های پنج درجه‌ای لیکرت از نمره ۱ تا ۵ می‌سنجد. حداقل و حداکثر نمره آزمودنی در زیرمقیاس‌های بهزیستی روان‌شناختی و درماندگی روان‌شناختی به ترتیب ۱۴ و ۷۰ است. این مقیاس نمره معکوس ندارد و برای نمره‌گذاری آن مجموع نمره‌های چهارده گویه اول برای بهزیستی روان‌شناختی و چهارده گویه دوم برای درماندگی روان‌شناختی محاسبه می‌شود. ضرایب آلفای کرونباخ برای پرسش‌های بهزیستی روان‌شناختی از ۰/۸۵ تا ۰/۹۱ و برای درماندگی روان‌شناختی از ۰/۷۹ تا ۰/۸۸ گزارش شده است (ویت و ویر، ۱۹۸۳). روایی مقیاس سلامت روانی نیز از طریق ضرایب همبستگی زیر مقیاس‌های بهزیستی روان‌شناختی و درماندگی روان‌شناختی با مقیاس افسردگی بک به ترتیب ۰/۳۹- و ۰/۵۳ و

-
1. Veit & Ware
 2. psychological well-being
 3. psychological distress

با مقیاس اضطراب بک ۰/۳۳- و ۰/۴۹ گزارش شده است (ویت و ویر، ۱۹۸۳). ویژگی‌های روان‌سنجی فرم ۲۸ گویه‌ای این مقیاس، در نمونه‌ای متشکل از هفت صد و شصت آزمودنی در دو گروه بیمار ($n=277$; زن، ۱۷۳؛ مرد، ۱۰۴) و بهنجار ($n=483$; زن، ۲۶۷؛ مرد، ۲۱۶) مورد بررسی قرار گرفت. ضرایب آلفای کرونباخ زیر مقیاس‌های بهزیستی روان‌شناختی و درماندگی روان‌شناختی برای نمره آزمودنی‌های بهنجار به ترتیب ۰/۹۴ و ۰/۹۱ و برای نمره آزمودنی‌های بیمار به ترتیب ۰/۹۳ و ۰/۹۰ محاسبه شد که نشانه همسانی درونی خوب مقیاس هستند. ضرایب همبستگی بین نمره‌های تعدادی از آزمودنی‌های بهنجار ($n=92$) و بیمار ($n=76$) در دو نوبت با فاصله دو هفته برای سنجش پایایی بازآزمایی محاسبه شد. این ضرایب برای بهزیستی روان‌شناختی و درماندگی روان‌شناختی از $r=0.83$ تا $r=0.90$ در سطح $p < 0.001$ معنادار بودند که نشانه پایایی بازآزمایی رضایت‌بخش مقیاس است. روایی همگرا، واگرا، تفکیکی^۱ و ساختار عاملی مقیاس سلامت روانی-۲۸ نیز در این پژوهش‌ها مورد تأیید قرار گرفت (بشارت، ۱۳۸۸).

مقیاس استحکام من: مقیاس استحکام من (ESS؛ بشارت، ۱۳۸۶ ب)، یک ابزار ۲۵ گویه‌ای است که با اقتباس از ابزارهای سنجش مهار من^۲، تاب‌آوری من^۳، مکانیسم‌های دفاعی^۴ و راهبردهای مقابله‌ای^۵ برای اندازه‌گیری میزان توانمندی من در مهار و مدیریت موقعیت‌ها و شرایط دشوار زندگی ساخته و هنجاریابی شده است. این مقیاس واکنش‌های فرد به موقعیت‌های دشوار زندگی را در اندازه‌های پنج درجه‌ای از ۱ (خیلی کم) تا ۵ (خیلی زیاد) بر حسب پنج زیرمقیاس مهار من، تاب‌آوری من، مکانیسم‌های دفاعی رشدیافته^۶، راهبردهای مقابله مسئله‌محور^۷ و راهبردهای مقابله هیجان‌محور مثبت^۸ می‌سنجد. حداقل و حداکثر نمره آزمودنی در هر یک از زیرمقیاس‌های استحکام من به ترتیب ۵ و ۲۵ است. از مجموع نمره پنج زیرمقیاس آزمون، نمره کل فرد برای استحکام من از ۲۵ تا ۱۲۵ محاسبه می‌شود. مقیاس استحکام من توسط بشارت (۱۳۸۶ ب) در اصل به فارسی

1. differential validity
2. ego-control
3. ego-resiliency
4. defense mechanisms
5. coping strategies
6. mature
7. problem-focused coping
8. positive emotional-focused coping

ساخته شده است. این مقیاس نمره معکوس ندارد و در حال حاضر فقط نمره کلی آن براساس مجموع نمره‌های ۲۵ گویه مقیاس محاسبه می‌شود. ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس استحکام من در چندین پژوهش در نمونه‌های بیمار ($n=372$) و بهنجار ($n=1257$) انجام شده‌اند، مورد بررسی و تأیید قرار گرفته‌اند (بشارت، ۱۳۸۶ ب، ۱۳۹۵). در این پژوهش‌ها، ضرایب آلفای کرونباخ برای پرسش‌های هر یک از زیر مقیاس‌های استحکام من برای مهار من از ۰/۷۳ تا ۰/۷۹، برای تاب‌آوری من از ۰/۸۰ تا ۰/۸۶، برای مکانیسم‌های دفاعی رشدیافته از ۰/۷۰ تا ۰/۸۳، برای راهبردهای مقابله مسأله‌محور از ۰/۸۱ تا ۰/۹۰، برای راهبردهای مقابله هیجان‌محور مثبت از ۰/۶۹ تا ۰/۸۵ و برای نمره کل مقیاس استحکام من از ۰/۸۹ تا ۰/۹۳ به دست آمد. این ضرایب همسانی درونی مقیاس استحکام من را تأیید می‌کنند. پایایی بازآزمایی مقیاس استحکام من برای نمونه‌های بیمار ($n=122$) و بهنجار ($n=274$) در دو نوبت با فاصله‌های ۲ تا ۶ هفته برای مهار من از ۰/۶۵ تا ۰/۷۳، برای تاب‌آوری من از ۰/۷۰ تا ۰/۸۴، برای مکانیسم‌های دفاعی رشدیافته از ۰/۷۳ تا ۰/۸۵، برای راهبردهای مقابله مسأله‌محور از ۰/۷۱ تا ۰/۷۸، برای راهبردهای مقابله هیجان‌محور مثبت از ۰/۶۷ تا ۰/۸۱ و برای نمره کل مقیاس استحکام من از ۰/۸۳ تا ۰/۸۸ به دست آمد. این ضرایب که همه در سطح $p < 0/001$ معنادار هستند، پایایی بازآزمایی مقیاس استحکام من را تأیید می‌کنند. روایی همگرا و تشخیصی (افتراقی) مقیاس استحکام من از طریق اجرای هم‌زمان مقیاس سلامت روانی (MHI-28؛ بشارت، ۱۳۸۸)، مقیاس دشواری تنظیم هیجان^۱ (DERS؛ گراز و رومی، ۲۰۰۴) و فهرست عواطف مثبت و منفی (PANAS؛ واتسون و همکاران ۱۹۸۸) در مورد نمونه‌های مختلف از دو گروه بیمار و بهنجار محاسبه شد و مورد تأیید قرار گرفت. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی^۲ نیز با تعیین پنج عامل (مهار من، تاب‌آوری من، مکانیسم‌های دفاعی رشدیافته، راهبردهای مقابله مسأله‌محور و راهبردهای مقابله هیجان‌محور مثبت)، روایی سازه مقیاس استحکام من را مورد تأیید قرار داد (بشارت، ۱۳۸۶ ب، ۱۳۹۵).

فهرست عواطف مثبت و منفی: فهرست عواطف مثبت و منفی (PANAS؛ واتسون و همکاران، ۱۹۸۸) مقیاسی است متشکل از ۱۰ عاطفه مثبت و ۱۰ عاطفه منفی. این فهرست

1. Difficulties in Emotion Regulation Scale (DERS)
2. Gratz & Roemer
3. confirmatory factor analysis

دو زیر مقیاس عاطفه مثبت و عاطفه منفی را، به‌منزله دو بعد متعامد^۱ در اندازه‌های پنج درجه‌ای لیکرت از نمره ۱ تا ۵ می‌سنجد. حداقل و حداکثر نمره آزمودنی در هر یک از زیرمقیاس‌های فهرست به ترتیب ۱۰ و ۵۰ است. این مقیاس نمره معکوس ندارد و برای محاسبه نمره عواطف مثبت، ۱۰ گویه اول و برای محاسبه نمره عواطف منفی نمره ۱۰ گویه دوم باهم جمع می‌شوند. فهرست عواطف مثبت و منفی، بر حسب دستورالعمل اجرایی تعیین شده برای آزمودنی، عواطف مثبت و منفی را به دو صورت صفت^۲ و/ یا حالت^۳ می‌سنجد. ضرایب آلفای کرونباخ برای پرسش‌های عاطفه مثبت از ۰/۸۶ تا ۰/۹۰ و برای عاطفه منفی از ۰/۸۴ تا ۰/۸۷ گزارش شده است (گومز، کوپر و گومز، ۲۰۰۰؛ واتسون و همکاران، ۱۹۸۸). پایایی بازآزمایی فهرست عواطف مثبت و منفی در یک دوره دو ماهه برای عاطفه مثبت ۰/۶۸ و برای عاطفه منفی ۰/۷۱ محاسبه شده است (واتسون و همکاران، ۱۹۸۸). روایی فهرست عواطف مثبت و منفی نیز از طریق ضرایب همبستگی زیر مقیاس‌های عاطفه مثبت و عاطفه منفی با مقیاس افسردگی بک به ترتیب ۰/۳۶- و ۰/۵۸ و با زیر مقیاس اضطراب آشکار در پرسشنامه اضطراب آشکار-نهان به ترتیب ۰/۳۵- و ۰/۵۱ گزارش شده است (واتسون و همکاران، ۱۹۸۸). ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی فهرست عواطف مثبت و منفی در چندین پژوهش در نمونه‌های بیمار و بهنجار بررسی تأیید شده‌اند (بشارت، ۱۳۸۷). روایی همگرا و تشخیصی (افتراقی) نسخه فارسی فهرست عواطف مثبت و منفی از طریق اجرای هم‌زمان مقیاس افسردگی بک^۴، مقیاس اضطراب بک^۵ و مقیاس سلامت روانی در مورد آزمودنی‌های دو گروه بیمار و بهنجار محاسبه شد و مورد تأیید قرار گرفت. نتایج تحلیل عاملی تأییدی نیز با تعیین دو عامل عاطفه مثبت و عاطفه منفی، روایی سازه نسخه فارسی فهرست عواطف مثبت و منفی را مورد تأیید قرار داد (بشارت، ۱۳۸۷).

-
1. orthogonal
 2. trait
 3. state
 4. Gomez, Cooper & Gomez
 5. Beck Depression Inventory (BDI)
 6. Beck Anxiety Inventory (BAI)

یافته‌ها

تحلیل‌های اولیه^۱ بررسی گویه‌های SRPS-20 نشان داد که در هیچ کدام داده مفقود^۲ وجود ندارد. نمره گویه‌های SRPS-20 و نمره کل آن و ابزارهای دیگر از نظر نرمال بودن توزیع بررسی شدند. طبق نظر کلاین (۲۰۰۵) ضرایب چولگی^۳ و کشیدگی^۴ باید مورد توجه قرار گیرند. اگر مقادیر چولگی بیشتر از ۳ و یا کشیدگی بیشتر از ۱۰ باشد، به تحلیل رگرسیون آسیب می‌زند و باید از روش تبدیل داده‌ها^۵ استفاده کرد. در پژوهش حاضر، دامنه ضرایب چولگی برای گویه‌های SRPS از ۰/۰۲۹- تا ۰/۸۴- و ضرایب کشیدگی در دامنه ۰/۵۹- تا ۱/۴۴- قرار داشت. برای مقیاس PWB، ضریب چولگی برابر با ۰/۳۲- و ضریب کشیدگی برابر با ۱/۲۲- بود؛ برای مقیاس PD، این ضرایب به ترتیب ۰/۲۵ و ۱/۴۹-؛ برای مقیاس ES، ۰/۳۵ و ۱/۱۷-؛ برای مقیاس PA، ۰/۱۶- و ۱/۲۸-؛ و برای مقیاس NA، ۰/۳۹- و ۰/۹۲- به دست آمد. این ضرایب نشان می‌دهند که می‌توان توزیع نمرات در تمام مقیاس‌ها را نرمال در نظر گرفت.

برای بررسی ساختار عاملی SRPS-20 از دو تحلیل عاملی اکتشافی با روش استخراج محور اصلی^۶ (PAEFA) استفاده شد. مراحل این تحلیل با استفاده از نرم‌افزار SPSS-24 انجام شد. به این منظور، ۳۶۸ داده به‌طور تصادفی به دو گروه تقسیم شدند. از گروه دوم برای تعیین روایی عرضی^۷ یافته‌های حاصل از گروه اول استفاده شد. دو گروه از نظر متغیرهای مهم جمعیت شناختی (جنس و سن) تفاوت معناداری نداشتند ($p=0/47$)، $(X^2_{sex}=0/56)$ و ($p=0/61$ ، $t_{age}=0/51$). برای نسبت شرکت‌کنندگان به تعداد گویه‌های SRPS-20 بر حسب نظر بنتلر^۸ (۱۹۹۰)، نسبت ۵ به ۱ رعایت شده و تعداد نمونه کفایت می‌کند. برای انجام EFA از روش چرخش کوارتیمکس^۹ استفاده شد. این

1. preliminary analyses
2. missing data
3. skewness
4. kurtosis
5. data transformation
6. Principal Axis Exploratory Factor Analysis (PAEFA)
7. cross-validation
8. Bentler
9. quartimax rotation

چرخش یک چرخش متعامد^۱ است و زمانی مناسب است که به لحاظ نظری انتظار این باشد که ابزار طراحی شده از یک سازه زیربنایی (عامل) نهفته^۲ اشباع شده باشد (پدازور و اشمکلین^۳، ۱۹۹۱). برای تعیین تعداد مناسب عوامل روش‌های مختلفی وجود دارد که از بین آن‌ها تحلیل موازی^۴ دقیق‌تر^۵ و مطمئن‌تر است. در این روش، تعداد عوامل بر اساس داده‌های واقعی^۶ و داده‌های ساختگی^۷ (ناشی از شانس) استخراج می‌شوند. بنابراین، نسبت به ملاک ارزش ویژه^۸ بیشتر از ۱ و بررسی نمودار سنگریزه‌ای که در آن نقاط شکست^۹ یا تقاطع^{۱۰} بررسی می‌شود، بسیار دقیق‌تر است (براون، ۲۰۰۶؛ فابریگر، وگنر، مک کالوم و استراهن، ۱۹۹۹). در تحلیل موازی تعداد عوامل همان نقطه‌ای است که در آن ارزش ویژه و درصد واریانس تبیین شده ناشی از عوامل استخراج شده در داده‌های واقعی بیشتر از ارزش ویژه و درصد واریانس تبیین شده ناشی از عوامل استخراج شده در داده‌های ناشی از شانس (ساختگی) است. بنابراین، در این مطالعه تحلیل عاملی روی داده‌های واقعی و مجموعه‌های متعددی از داده‌های تصادفی (در این مورد ۱۰۰۰) اجرا شد. اگر ارزش ویژه حاصل از داده‌های واقعی بیشتر از میانگین ارزش ویژه حاصل از داده‌های ساختگی می‌بود، آن عامل حفظ می‌شد. ملاک‌های حذف گویه‌ها به شرح زیر است:

۱) گویه‌هایی که بار عاملی آن‌ها بیشتر از ۰/۵ باشد؛

۲) گویه‌هایی که دارای بار عاملی متقابل^{۱۱} کمتر از ۰/۳ روی عامل دیگر باشند؛

۳) گویه‌هایی که همبستگی درون گویه‌ای^{۱۲} کم داشته باشند.

نتایج تحلیل عاملی اکتشافی گویه‌ها: گروه ۱- یافته‌های حاصل از EFA در گروه ۱ که به‌طور تصادفی از گروه اصلی^{۱۳} حاصل شده بود مقدار KMO، یعنی شاخص کفایت

1. orthogonal

2. latent

3. Pedha Zur & Schmelkin

4. parallel analysis

5. accurate

6. actual

7. simulated

8. eigen value

9. breaks

1 . discontinuities 0

1 . cross-loading 1

1 . inter-item correlation 2

1 . original sample 3

حجم نمونه، را برابر با ۰/۹۷ نشان داد. این مقدار بیانگر آن است که SRPS دارای واریانس مشترک کافی برای تحلیل عاملی است. مقدار آزمون کرویت بارتلت^۱ معنادار شد ($X^2_{91} = ۲۹۵۵/۵۳$ ، $p < ۰/۰۰۱$) که نشان می‌دهد ماتریس همبستگی‌ها عامل‌پذیر است. تحلیل موازی نشان داد که یک عامل اصلی وجود دارد و همه گویه‌ها دارای بار عاملی بیشتر از ۰/۵ بودند، بنابراین، ۲۰ گویه باقی ماند. EFA روی ۲۰ گویه حاصل اجرا شد. نتایج نشان داد که این عامل ۷۴/۳۵ درصد از واریانس کل گویه‌ها را تبیین می‌کند و ارزش ویژه آن برابر ۱۲/۳۲ به دست آمد.

گروه ۲- برای بررسی ثبات ساختار عاملی حاصل از گروه ۱، EFA روی گروه ۲ نیز اجرا شد. مقدار KMO برابر با ۰/۹۳۳ و نتیجه آزمون کرویت بارتلت نیز معنادار بود ($X^2_{91} = ۳۵۱۰/۶۳$ ، $p < ۰/۰۰۱$). این مقادیر نشان می‌دهند که حجم نمونه کافی و گروه ۲ نیز عامل‌پذیر است. نتیجه تحلیل عاملی نشان داد که یک عامل باقی‌مانده و بارهای عاملی همگی بالای ۰/۵ بودند و ۲۰ گویه باقی‌ماند. EFA روی گروه ۲ نیز اجرا شد. نتیجه نشان داد که ۷۵/۳۱ درصد از واریانس این ۲۰ گویه توسط یک عامل تبیین می‌شود و ارزش ویژه آن برابر با ۱۲/۱۲ بود.

نمونه ترکیب‌شده- نتایج EFA گروه ۱ و گروه ۲ حاکی از ثبات ساختار عاملی SRPS-20 بود. مجدداً دو گروه ترکیب و EFA روی ۳۶۸ داده حاصل از SRPS-20 اجرا شد. مقدار KMO برابر با ۰/۹۶۹ بود و آزمون کرویت بارتلت معنادار شد ($p < ۰/۰۰۱$)، $X^2_{91} = ۵۷۶۷/۴۳$. یک عامل اصلی ۷۴/۳۵ درصد از واریانس کل ۲۰ گویه را تبیین کرد و ارزش ویژه آن عامل ۱۲/۳۲ بود. نتیجه EFA در نمونه مردان KMO را برابر با ۰/۹۶۶ نشان داد و آزمون بارتلت معنادار بود ($X^2_{91} = ۳۱۱۱/۷۶$ ، $p < ۰/۰۰۱$). ارزش ویژه ۱۱/۲۱ نشان داد که یک عامل توانسته ۷۵/۳۱ درصد واریانس کل ۲۰ گویه را تبیین کند. در گروه زنان، KMO برابر ۰/۹۵۴ بود و آزمون بارتلت معنادار شد ($p < ۰/۰۰۱$)، $X^2_{91} = ۲۶۸۸/۹۵$. ارزش ویژه ۱۱/۲۳ نشان داد که یک عامل توانسته ۷۱/۴۹ درصد واریانس کل ۲۰ گویه را تبیین کند (جدول ۱).

1. Bartlett's test of sphericity¹³
2. consistency¹⁴

جدول ۱. بارهای عاملی استاندارد شده مقیاس کمال‌گرایی معنوی/ مذهبی - ۲۰ در مطالعه ۱ و ۲

گویه‌های مقیاس	مطالعه ۱: نمونه دانشجویی (n = ۳۶۸)			مطالعه ۲: نمونه جمعیت عمومی (n = ۳۸۴)		
	مرد	زن	کل	مرد	زن	کل
۱	۰/۸۱	۰/۷۵	۰/۷۸	۰/۸۱	۰/۷۵	۰/۷۸
۲	۰/۸۵	۰/۷۱	۰/۸۳	۰/۸۵	۰/۸۱	۰/۸۳
۳	۰/۸۴	۰/۷۱	۰/۸۳	۰/۸۴	۰/۸۰	۰/۸۲
۴	۰/۸۹	۰/۷۱	۰/۸۵	۰/۸۹	۰/۸۱	۰/۸۶
۵	۰/۸۶	۰/۸۴	۰/۸۵	۰/۸۶	۰/۸۴	۰/۸۵
۶	۰/۸۹	۰/۹۱	۰/۹۰	۰/۸۹	۰/۹۰	۰/۹۰
۷	۰/۸۹	۰/۸۵	۰/۸۷	۰/۸۹	۰/۸۴	۰/۸۶
۸	۰/۹۱	۰/۸۶	۰/۸۹	۰/۹۱	۰/۸۶	۰/۸۸
۹	۰/۸۹	۰/۸۵	۰/۸۷	۰/۸۹	۰/۸۵	۰/۸۷
۱۰	۰/۸۸	۰/۸۴	۰/۸۶	۰/۸۸	۰/۸۴	۰/۸۷
۱۱	۰/۸۹	۰/۸۴	۰/۸۷	۰/۸۹	۰/۸۴	۰/۸۷
۱۲	۰/۸۸	۰/۸۴	۰/۸۷	۰/۸۸	۰/۸۴	۰/۸۶
۱۳	۰/۸۶	۰/۸۳	۰/۸۴	۰/۸۶	۰/۸۳	۰/۸۵
۱۴	۰/۸۵	۰/۸۴	۰/۸۴	۰/۸۵	۰/۸۴	۰/۸۴
۱۵	۰/۷۸	۰/۶۴	۰/۶۷	۰/۷۸	۰/۷۳	۰/۸۵
۱۶	۰/۷۴	۰/۶۹	۰/۶۹	۰/۷۴	۰/۷۵	۰/۷۹
۱۷	۰/۷۵	۰/۷۲	۰/۷۳	۰/۷۵	۰/۷۹	۰/۷۵
۱۸	۰/۷۹	۰/۷۳	۰/۷۵	۰/۷۹	۰/۷۱	۰/۷۸
۱۹	۰/۸۱	۰/۷۲	۰/۷۳	۰/۸۱	۰/۶۹	۰/۷۱
۲۰	۰/۷۲	۰/۷۱	۰/۶۹	۰/۷۲	۰/۸۱	۰/۸۲

پایایی همسانی درونی^۱ از طریق آلفای کرونباخ^۲ برای ۲۰ گویه در نمونه ۳۶۸ نفری ۰/۹۷۳ و همبستگی گویه-کل^۳ در دامنه ۰/۷۶ تا ۰/۸۸ قرار گرفت. آلفای کرونباخ برای مردان (n= ۱۸۱) ۰/۹۷ و همبستگی گویه-کل در دامنه ۰/۷۹ تا ۰/۸۹ و آلفای کرونباخ برای زنان (n= ۱۸۷) ۰/۹۸ و همبستگی گویه-کل در دامنه ۰/۷۹ تا ۰/۸۹ بود. جدول ۲ میانگین و انحراف استاندارد گویه‌ها در مطالعه ۱ و ۲ را نشان می‌دهد.

1. internal consistency reliability
2. Cronbach
3. item-total correlation

جدول ۲. میانگین و انحراف استاندارد گویه‌های مقیاس کمال‌گرایی معنوی/مذهبی - ۲۰ در مطالعه ۱ و

۲

d	مطالعه ۱: نمونه دانشجویی (n = ۳۶۸)		مطالعه ۲: نمونه جمعیت عمومی (n = ۳۸۴)		گویه‌های مقیاس
	میانگین	انحراف استاندارد	میانگین	انحراف استاندارد	
۰/۲۱	۳/۷۵	۰/۹۵	۳/۷۷	۰/۹۴	۱
۰/۴۰	۳/۶۸	۰/۹۸	۳/۷۲	۰/۹۸	۲
۰/۴۰	۳/۶۹	۰/۹۸	۳/۷۳	۰/۹۷	۳
۰/۲۹	۳/۷۱	۱/۰۳	۳/۷۴	۱/۰۳	۴
۰/۳۲	۳/۶۶	۰/۹۷	۳/۶۹	۰/۹۶	۵
۰/۴۱	۳/۷۱	۰/۹۹	۳/۷۵	۰/۹۹	۶
۰/۳۱	۳/۶۹	۰/۹۸	۳/۷۲	۰/۹۸	۷
۰/۲۰	۳/۷۳	۱/۰۱	۳/۷۵	۱/۰۰	۸
۰/۳۰	۳/۶۹	۱/۰۱	۳/۷۲	۰/۹۸	۹
۰/۶۰	۳/۶۱	۰/۹۸	۳/۶۶	۰/۹۹	۱۰
۰/۵۰	۳/۶۰	۰/۹۸	۳/۶۴	۰/۹۸	۱۱
۰/۵۰	۳/۵۸	۱/۰۲	۳/۶۳	۱/۰۲	۱۲
۰/۳۱	۳/۶۴	۰/۹۸	۳/۶۷	۰/۹۹	۱۳
۰/۳۰	۳/۶۷	۰/۹۸	۳/۷۰	۱/۰۰	۱۴
۰/۲۲	۳/۹۱	۰/۹۲	۳/۶۹	۱/۰۱	۱۵
۰/۱۷	۳/۶۴	۰/۹۴	۳/۴۹	۰/۷۹	۱۶
۰/۶۱	۳/۲۴	۰/۹۵	۳/۸۱	۰/۸۹	۱۷
۰/۱۵	۳/۶۱	۰/۹۲	۳/۷۵	۰/۹۴	۱۸
۰/۲۹	۳/۷۱	۰/۹۱	۳/۹۵	۰/۷۳	۱۹
۰/۴۷	۳/۲۹	۰/۹۳	۳/۸۱	۰/۸۹	۲۰

برای سنجش پایایی بازآزمایی^۱ مقیاس SRPS-20، ضریب همبستگی بین نمره‌های یک نمونه ۶۲ نفری از شرکت‌کنندگان در دو نوبت با فاصله چهار تا شش هفته محاسبه شد. این ضریب معادل $r = 0/77$ به دست آمد و در سطح $p < 0/001$ معنادار بود. آزمون t نشان داد که نمرات مقیاس SRPS-20 در طول زمان تفاوت معنادار ندارند ($p = 0/679$ ، $t_{62} = -0/415$).

1. test-retest reliability

فرض بر این است که مقیاس SRPS-20 با استحکام من^۱، بهزیستی روان‌شناختی^۲ و عاطفه مثبت^۳ رابطه مثبت، قوی و معنادار و با درماندگی روان‌شناختی^۴ و عاطفه منفی^۵ رابطه منفی، قوی و معنادار نشان دهد. همبستگی بین SRPS-20 و استحکام من مثبت و متوسط و معنادار برای کل نمونه ($r = 0/51, p < 0/001$)، برای مردان ($r = 0/56, p < 0/001$) و برای زنان ($r = 0/42, p < 0/001$) بود. همبستگی بین SRPS-20 و بهزیستی روان‌شناختی مثبت و قوی و معنادار برای کل نمونه ($r = 0/69, p < 0/001$)، برای مردان ($p < 0/001$)، $r = 0/63$ و برای زنان ($r = 0/76, p < 0/001$) بود. همبستگی بین SRPS-20 و درماندگی روان‌شناختی منفی و قوی و معنادار برای کل نمونه ($r = -0/72, p < 0/001$)، برای مردان ($r = -0/74, p < 0/001$) و برای زنان ($r = -0/64, p < 0/001$) و عاطفه مثبت مثبت و متوسط و معنادار برای کل نمونه ($r = 0/49, p < 0/001$)، برای مردان ($r = 0/57, p < 0/001$) و برای زنان ($r = 0/44, p < 0/001$) بود. همبستگی بین SRPS-20 و عاطفه منفی منفی و متوسط و معنادار برای کل نمونه ($r = -0/41, p < 0/001$)، برای مردان ($r = -0/46, p < 0/001$) و برای زنان ($r = -0/41, p < 0/001$) بود. این ضرایب روایی همگرا^۶ (با استحکام من، بهزیستی روان‌شناختی، عاطفه مثبت) و روایی واگرای^۷ (با درماندگی روان‌شناختی و عاطفه منفی) مقیاس SRPS-20 را، که شاخص‌هایی از روایی سازه هستند، تأیید می‌کنند.

فرض بر این است که SRPS-20 با عاطفه مثبت رابطه مثبت، قوی و معنادار و با عاطفه منفی و درماندگی روان‌شناختی رابطه منفی، قوی و معنادار داشته باشد. این همبستگی‌ها بطور معنادار در مطالعه^۸ تأیید شد ($p < .001$).

بررسی روایی افزایشی^۸ برای پاسخ به این سوال است که آیا SRPS-20 می‌تواند عاطفه منفی و مثبت را با واریانس منحصر به فردی در کنار استحکام من و بهزیستی روان‌شناختی پیش‌بینی کند یا نه؟ به این منظور در گام نخست استحکام من و بهزیستی

1. Ego-Strength (ES)
2. Psychological Well-being (PW)
3. Positive Affect (PA)
4. Psychological Distress (PD)
5. Negative Affect (NA)
6. convergent validity
7. divergent validity
8. incremental validity

روان‌شناختی و در گام دوم استحکام من، بهزیستی روان‌شناختی و SRPS-20 وارد معادله شدند (جدول ۳). سطح ارزش پی‌با توجه به متغیرهای ملاک ۰/۰۱۷ در نظر گرفته شد تا خطای نوع اول کنترل شود. افزایش آماری معنادار در R^2 در گام دوم از روایی افزایشی SRPS-20 حمایت می‌کند. تمام موارد ΔR^2 مربوط به SRPS-20 در سطح $p < 0/001$ معنادارند که نشان می‌دهد نقش واریانس یگانه SRPS-20 در پیش‌بینی متغیرهای ملاک معنادار است. تمام مقادیر R^2 معنادار در گام دوم از کم تا متوسط به لحاظ اندازه اثر براساس ملاک کوهن (۱۹۹۲) است.

جدول ۳. نتایج روایی افزایشی مقیاس کمال‌گرایی معنوی/ مذهبی - ۲۰

t	β	ΔP	ΔF	ΔR^2	Total R^2	
ملاک: عاطفه منفی ($F_{2,365} = 63.12$, $p < .001$)						
		۰/۰۰۱	۶۱/۲۴	۰/۲۴	۰/۲۴	گام ۱
-۸/۷۳*	-۰/۴۳					استحکام من
-۴/۴۴*	-۰/۲۲					بهزیستی روان‌شناختی
		۰/۰۰۲	۹/۰۲	۰/۰۳	۰/۲۸	گام ۲
-۶/۷۹*	-۰/۳۷					استحکام من
-۱/۲۵	-۰/۹۱					بهزیستی روان‌شناختی
-۲/۹۶*	-۰/۳۰					مقیاس کمال‌گرایی معنوی/ مذهبی
ملاک: درماندگی روان‌شناختی ($F_{2,365} = 302.31$, $p < .001$)						
					۰/۶۶	گام ۱
-۲/۳۹	-۰/۰۸					استحکام من
-۲۳/۱۱*	-۰/۸۱					بهزیستی روان‌شناختی
		۰/۰۰۱	۲۰/۳۱	۰/۰۳	۰/۶۹	گام ۲
-۰/۲۲	-۰/۰۰۹					استحکام من
-۱۵/۲۷*	-۰/۶۴					بهزیستی روان‌شناختی
-۴/۳۸*	-۰/۲۲					مقیاس کمال‌گرایی معنوی/ مذهبی

1. p value

		ملاک: عاطفه مثبت ($F_{2,365} = 49.24$, $p < .001$)			
		گام ۱			
۰/۲۲		استحکام من			
۵/۶۳*	۰/۴۱	بهزیستی روان‌شناختی			
۶/۲۱*	۰/۲۹	گام ۲			
		۰/۰۰۱	۳۵/۱۱	۰/۰۹	۰/۳۱
		استحکام من			
۳/۲۱*	۰/۱۶	بهزیستی روان‌شناختی			
۱/۹۴	۰/۱۳	مقیاس کمال‌گرایی معنوی / مذهبی			
۵/۰۱*	۰/۳۵				

* $p < .01$

روش: بخش دوم: نتیجه EFA در مطالعه ۱ باید در نمونه دیگری از طریق تحلیل عاملی تأییدی (CFA) بررسی شود. جامعه مورد بررسی در مطالعه دوم این پژوهش، افراد بزرگسال ساکن شهر تهران در سال ۹۷ و ۹۸ بودند. از این جامعه، یک نمونه ۳۸۴ نفری (۱۸۹ مرد، ۱۹۵ زن) به روش نمونه‌گیری در دسترس از انتخاب شدند و SRPS-20 روی آن‌ها اجرا شد. ملاک انتخاب این تعداد برای نمونه مورد بررسی، تعداد گویه‌های مقیاس کمال‌گرایی معنوی / مذهبی بود. به ازای هر گویه ۲۰ شرکت‌کننده پیش‌بینی شد، اما در نهایت ۳۸۴ نفر پرسشنامه‌های پژوهش را تکمیل کردند. فرض بر این است که در نمونه جدید باید مدل تک بعدی با داده‌ها برازش یابد. با مقایسه نمونه دانشجویی در مقابل نمونه جمعیت عمومی می‌توان به ثبات ساختار عاملی رسید. همچنین مقایسه این ساختار بین دو نمونه نشان دهنده بی‌تغییری اندازه‌گیری^۳ است. در مطالعه ۲، یک نمونه داوطلب ۳۸۴ نفری (۱۸۹ مرد، ۱۹۵ زن) از جمعیت عمومی شهر تهران پس از تکمیل فرم رضایت آگاهانه با تکمیل مقیاس SRPS-20 در پژوهش شرکت کردند. سایر ابزارهای پژوهش در مطالعه ۲ نیز همانند مطالعه ۱ توسط شرکت‌کنندگان تکمیل شدند. دامنه سنی این نمونه ۲۴ تا ۵۷ سال ($M = 39/30, SD = 10/45$)، دامنه سنی مردان ۲۴ تا ۵۷ ($M = 41/50, SD = 10/57$) و زنان ۲۴ تا ($M = 37/10, SD = 9/90$) بود. بررسی پایایی بازآزمایی مقیاس، تعداد

1. Confirmatory Factor Analysis (CFA)
2. unidimensional
3. measurement invariance

۸۳ نفر از شرکت‌کنندگان (۴۱ مرد، ۴۲ زن) در فاصله‌های زمانی دو تا چهار هفته مجدداً SRPS-20 را اجرا کردند. دامنه سنی این نمونه ۲۴ تا ۵۷ سال ($M=39/89, SD=10/15$) بود.

داده‌های حاصل از جمعیت عمومی هیچ داده مفقودی نداشتند و هیچ‌یک از گویه‌ها و نمرات کل SRPS-20 دارای ضرایب چولگی بیشتر از ۳ یا کشیدگی بیشتر از ۱۰ نبود؛ بنابراین، نیاز به تبدیل داده‌ها نبود. بین میانگین سنی نمونه دانشجویی و نمونه جمعیت عمومی تفاوت معنادار وجود داشت ($t_{407.04} = 28/82, p < 0/001$).

در این مطالعه برای انجام CFA از نرم‌افزار LISREL9.30 استفاده شد. بارهای عاملی استاندارد هر گویه به تفکیک برای زنان و مردان در هر دو مطالعه در جدول ۱ گزارش شده است. برای تعیین برازندگی مدل ساختاری تک بعدی از شاخص برازندگی استفاده شد. از آنجا که مقدار χ^2 متأثر از حجم نمونه است و در بیشتر مواقع معنادار می‌شود هو و بنتلر^۱ (۱۹۹۹) سه شاخص برازش تطبیقی^۲ (CFI)، ریشه دوم میانگین باقی‌مانده استاندارد شده^۳ (SRMR) و ریشه دوم میانگین خطای تقریب^۴ (RMSEA) را معرفی کردند که باید مورد توجه قرار گیرند. مقادیر $CFI > 0/94$ ، $SRMR \leq 0/07$ و $RMSEA \leq 0/07$ بیانگر یک مدل خوب برازش یافته با داده‌ها است. شاخص‌های برازش به دست آمده حاکی از برازش مطلوب و قابل پذیرش مدل با داده‌ها است (جدول ۴).

جدول ۴. شاخص‌های برازش برای تحلیل عاملی در مطالعه ۲

شاخص	مقدار	ملاک
χ^2	۳۱۲/۰۱	نامعنادار
df	۱۷۰	
CFI	۰/۹۸	بیشتر از ۰/۹۵
AGFI	۰/۸۷	بیشتر از ۰/۹۰
RMSEA	۰/۰۷۱	کمتر از ۰/۰۶
SRMR	۰/۰۳۲	کمتر از ۰/۰۸
χ^2/df	۱/۸۴	کمتر از ۳

1. Hu & Bentler
2. Comparative Fit Index (CFI)
3. Root-Mean Square Residual (RMSR)
4. Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)

یک نکته مهم در طراحی: ابزارها، ثبات اندازه‌گیری در طول نمونه‌ها است. در این پژوهش، ثبات اندازه‌گیری در طول نمونه دانشجویی و جمعیت عمومی بررسی شد. ثبات اندازه‌گیری بر اساس نظر چن^۱ (۲۰۰۷) در سه سطح انجام می‌شود: ۱) یکسانی^۲ (این که آیا عامل / عامل‌های یکسانی اندازه گرفته می‌شود یا خیر؟) ۲) بارهای عاملی (این که آیا مقدار بارهای عاملی یکسان است یا خیر؟) ۳) مقدار ثابت^۳ (آیا مقدار ثابت رگرسیونی که هر گویه را به عامل همبسته می‌کند یکسان است یا خیر؟)

قبل از بررسی ثبات اندازه‌گیری، باید توجه داشت که ساختار عاملی در گروه‌ها باید از برازش خوبی برخوردار باشد. در این مطالعه شاخص‌های برازندگی نشان‌دهنده برازش مطلوب مدل هستند. آزمون نسبت درست‌نمایی که آزمون کای اسکوئر^۴ نامیده می‌شود به عنوان شاخص برازش نسبت به حجم نمونه حساس است و مفروضه اصلی آن که برازش مدل را نشان می‌دهد مدت‌ها است که زیر سؤال قرار گرفته (برای مثال، بنتلر و بانت^۵؛ ۱۹۸۰؛ بیرنه و استیوارت^۶؛ ۲۰۰۶؛ چن، سوسا و وست^۷؛ ۲۰۰۵)؛ بنابراین از شاخص χ^2 هنجار شده^۸ (ویتان، موتن، آلون و سامرس^۹؛ ۱۹۷۷) به جای χ^2 استفاده می‌شود. در این مطالعه برای تعیین سطوح ثبات اندازه‌گیری شامل یکسانی، بار عاملی و ثبات مقداری از شاخص‌های دیگر شامل CFI، RMSEA و SRMR نیز استفاده شد. از این شاخص‌ها در مقایسه ساختار عاملی SRPS-20 در دو گروه نمونه دانشجویی و نمونه جمعیت عمومی برای تبیین ثبات اندازه‌گیری استفاده شد (جدول ۵). اگر $\Delta\chi^2$ معنادار باشد و $\Delta CFI \geq 0.01$ و $\Delta RMSEA \geq 0.015$ یا $\Delta SRMR \geq 0.03$ باشد آن گاه یکسانی و بار عاملی بی‌ثبات^{۱۰} هستند (چن، ۲۰۰۷). اگر $\Delta\chi^2$ معنادار باشد و $\Delta CFI \geq -0.01$ و $\Delta RMSEA \geq 0.01$ یا $\Delta SRMR \geq 0.01$ باشد نشان‌دهنده بی‌ثباتی در مقدار ثابت است.

1. Chen
2. configural
3. intercept
4. Chi-square
5. Bentler & Bonett
6. Byrne & Stewart
7. Chen, Sousa & West
8. normed Chi-square
9. Wheaton Muthén, Alwin & Summers
10. non-invariant

همان‌گونه که در جدول ۵ مشاهده می‌شود، ساختار عاملی، بارهای عاملی و مقادیر در دو گروه ثبات دارند.

جدول ۵. شاخص‌های برازش در تحلیل عاملی تأییدی و آزمون‌های ثبات اندازه‌گیری مقیاس کمال‌گرایی معنوی/ مذهبی - ۲۰: مطالعه ۱ و ۲

مدل	χ^2	df	CFI	RMSEA	SRMR
مطالعه ۲ (جمعیت عمومی)	۳۱۲/۰۱	۱۷۰	۰/۹۸	۰/۰۷۴	۰/۰۳۱
مطالعه ۱ (جمعیت دانشجویی)	۳۱۷/۱۲	۱۷۳	۰/۹۸	۰/۰۷۲	۰/۰۳۲
ثبات اندازه‌گیری	۵/۱۱	۳	۰	۰/۰۰۲	۰/۰۰۱

نتایج پایایی ترکیبی^۱ و متوسط واریانس استخراج‌شده^۲ در جدول ۶ گزارش شده است. بر اساس این نتایج، پایایی ترکیبی عامل بیشتر از ۰/۷۰ و متوسط واریانس استخراج‌شده بیشتر از ۰/۵۰ است. این نتایج، روایی همگرایی مقیاس SRPS-20 را تأیید می‌کنند.

جدول ۶. نتایج پایایی ترکیبی و متوسط واریانس استخراج‌شده مقیاس کمال‌گرایی معنوی/ مذهبی - ۲۰

شاخص	مطالعه ۱	مطالعه ۲
پایایی ترکیبی	۰/۸۲	۰/۸۱
متوسط واریانس استخراج‌شده	۰/۶۳	۰/۵۹

ضرایب آلفای کرونباخ برای ۲۰ گویه در نمونه ۳۸۴ نفری نمونه جمعیت عمومی ۰/۹۷ و همبستگی گویه-کل در دامنه ۰/۷۹ تا ۰/۹۰ قرار گرفت. آلفای کرونباخ برای مردان (n= ۱۸۹) ۰/۹۷ و همبستگی گویه-کل در دامنه ۰/۷۹ تا ۰/۹۰ و آلفای کرونباخ برای زنان (n= ۱۹۵) ۰/۹۶ و همبستگی گویه-کل در دامنه ۰/۷۵ تا ۰/۸۹ بود.

برای سنجش پایایی بازآزمایی مقیاس SRPS-20، ضریب همبستگی بین نمره‌های یک نمونه ۸۳ نفری از شرکت‌کنندگان در دو نوبت با فاصله چهار تا شش هفته محاسبه شد. این ضریب معادل $r = 0.79$ به دست آمد و در سطح $p < 0.001$ معنادار بود. آزمون t نشان داد که نمرات مقیاس SRPS-20 در طول زمان تفاوت معنادار ندارند ($p = 0.594$ ، $t_{83} = -0.534$).

1. composite reliability
2. average variance extracted

بحث و نتیجه‌گیری

رویکرد غالباً آسیب‌شناختی به کمال‌گرایی (برای مثال، برنز، ۱۹۸۰؛ بشارت و شهیدی، ۲۰۱۰؛ پیچ، ۱۹۸۴) و فقدان چهارچوب نظری مناسب در زمینه کمال‌گرایی ناآسیب‌شناختی (استوبر و دامیان، ۲۰۱۴؛ اسمیت و همکاران، ۲۰۱۶، ۲۰۱۷؛ بشارت و عطاری، ۲۰۱۷؛ دانکلی و همکاران، ۲۰۰۶؛ دیکی و همکاران، ۲۰۱۴)، ضرورت بازنگری به نظریه‌های موجود در باب کمال‌گرایی، نظریه کمال‌گرایی معنوی / مذهبی را مطرح ساخت (بشارت و همکاران، ۱۳۹۶، ۱۳۹۸). تأیید یا رد یک سازه جدید، مستلزم در اختیار داشتن ابزار مناسب و معتبر برای سنجش آن سازه است. بر این اساس، هدف پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس SRPS-20 شامل پایایی، روایی و ساختار عاملی آن بود. نتایج مربوط به نمونه‌های دانشجویی و جمعیت عمومی در دو مطالعه ساختار تک عاملی، همسانی درونی بالا و ثبات چهار تا شش هفته‌ای مقیاس SRPS-20 را تأیید کرد. نتایج پژوهش در مورد هر دو نمونه شاخص‌های مربوط به روایی مقیاس SRPS-20 شامل روایی سازه، ملاکی، افتراقی و افزایشی، را تأیید کرد. این نتایج با یافته‌های مقدماتی در زمینه رابطه کمال‌گرایی معنوی / مذهبی با شاخص‌های بهزیستی روان‌شناختی، عواطف مثبت و استحکام من (بشارت و همکاران، ۱۳۹۶، ۱۳۹۸)، مطابقت می‌کنند و علاوه بر تأیید انواع روایی کمال‌گرایی معنوی / مذهبی، مؤید اعتبار سازه و نظریه جدید در باب این نوع کمال‌گرایی ناآسیب‌شناختی محسوب می‌شوند. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی هر دو نشان دادند که قسمت اعظم واریانس مشترک گویه‌های مقیاس SRPS-20 توسط یک عامل کلی تبیین می‌شود. نتایج همچنین نشان داد که ساختار عاملی مقیاس SRPS-20 برای زنان و مردان یکسان است. نتایج مربوط به شاخص‌های ثبات یکسانی، ثبات بار عاملی و ثبات مقادیر، ثبات اندازه‌گیری مقیاس SRPS-20 را تأیید کرد. شاخص‌های برازش در مطالعه ۲ نیز هم برازش قابل قبول مدل را تأیید کردند و هم از ثبات اندازه‌گیری مقیاس SRPS-20 در دو نمونه دانشجویی و عمومی حمایت کردند. این نتایج نشان می‌دهد که سازه نهفته کمال‌گرایی معنوی / مذهبی در مقیاس SRPS-20 در دو نمونه دانشجویی و جامعه یکسان است و گزینه‌ها و نمره‌های میانگین مقیاس SRPS-20 در هر دو گروه قابل مقایسه‌اند. ضرایب همبستگی در جهت انتظارات و پیش‌بینی‌ها بود و روایی مقیاس SRPS-20 را تأیید کردند. کمال‌گرایی معنوی / مذهبی با بهزیستی روان‌شناختی، استحکام

من و عواطف مثبت همبستگی مثبت معنادار، و با درماندگی روان‌شناختی و عواطف منفی همبستگی منفی معنادار داشت. نتایج همبستگی در هر دو گروه مردان و زنان به صورت مشابه تأیید شد.

نتایج مربوط به پایایی، همسانی درونی گویه‌های مقیاس SRPS-20 بر حسب ضرایب آلفای کرونباخ در هر دو نمونه دانشجویی و جامعه را تأیید کرد. پایایی بازآزمایی مقیاس SRPS-20 نیز بر اساس محاسبه ضرایب همبستگی بین نمره‌های تعدادی از شرکت‌کنندگان دو نمونه در دو نوبت با فاصله چهار تا شش هفته در سطح $p < 0/001$ معنادار محاسبه شد. این ضرایب نشانه پایایی بازآزمایی رضایت‌بخش مقیاس SRPS-20 است.

نتایج پژوهش حاضر نشان داد که مقیاس SRPS-20 از ویژگی‌های روان‌سنجی کافی و رضایت‌بخش برخوردار است. یافته‌های پژوهش حاضر ضمن تأیید سازه کمال‌گرایی معنوی / مذهبی، می‌توانند برای غنی‌سازی نظریه‌های مربوط به کمال‌گرایی و سلامت معنوی مورد استفاده قرار گیرند. توجه به مفهوم کمال‌گرایی معنوی / مذهبی در چهارچوب نظریه‌های مرتبط با شخصیت، رشد و تحول معنوی، این نظریه‌ها را در شناخت، تبیین و تفسیر فرآیندها و مکانیسم‌های تعیین‌کننده و تأثیرگذار بر شخصیت و سلامت معنوی موفق‌تر و توانمندتر می‌کند. بر اساس یافته‌های این پژوهش، مقیاس SRPS-20، به‌عنوان مقیاسی معتبر و مختصر، می‌تواند برای بررسی ویژگی‌های کمال‌گرایانه و معنوی / مذهبی در پژوهش‌های تحولی، بالینی و تربیتی به کار بسته شود. گرچه پژوهش حاضر در مورد نمونه دانشجویی و عمومی انجام شده است، اما با توجه به شواهد پژوهشی موجود در مورد اهمیت بررسی کمال‌گرایی معنوی / مذهبی (بشارت، ۱۳۹۸؛ بشارت و همکاران، ۱۳۹۸) و همچنین همسویی یافته‌های پژوهش حاضر با نتایج پژوهش بشارت (۱۳۹۶)، می‌توان از این مقیاس برای پژوهش‌های اکتشافی استفاده کرد.

نتایج پژوهش حاضر در تأیید پایایی، روایی و ساختار عاملی مقیاس SRPS-20 در عین حال با محدودیت‌های خاص مقدماتی بودن این مشخصه‌ها همراه است. این محدودیت‌ها، مخصوصاً در زمینه بررسی انواع روایی یک مقیاس که فرآیندی مستمر است، بیشتر نمایان می‌شوند. بر این اساس، تدارک طرح‌های پژوهشی به‌منظور تکمیل فرآیند اعتباریابی مقیاس SRPS-20 و حتی تکرار بعضی پژوهش‌ها برای تأیید یافته‌های

فعلی به‌عنوان یک ضرورت پیشنهاد می‌شود. انجام چنین پژوهش‌هایی، مقدمات لازم برای هنجاریابی مقیاس SRPS-20 را، به‌عنوان فرآیندی متمایز از اعتباریابی، در آینده فراهم خواهد ساخت. محدودیت دیگر در مورد ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس SRPS-20، جامعه پژوهش، یعنی نمونه‌ای از دانشجویان و جمعیت عمومی، است. به همین دلیل، این نتایج، مخصوصاً در زمینه تحلیل عاملی مقیاس کمال‌گرایی معنوی/ مذهبی، باید مقدماتی تلقی شوند. این پژوهش در دو نمونه از جامعه ایرانی انجام شده است. بر این اساس تا زمانی که در نمونه‌هایی از فرهنگ‌های دیگر، مخصوصاً فرهنگ‌های غربی، اجرا و تأیید نشود بار محدودیت‌های فرهنگی را بر دوش خواهد کشید. به همین دلیل اجرای آن در فرهنگ‌های مختلف به پژوهشگران پیشنهاد می‌شود. این پیشنهاد از آن جهت اهمیت مضاعف دارد که با تأیید مقیاس SRPS-20، جامعه روان‌شناسی از مقیاسی ارزشمند برای سنجش کمال‌گرایی معنوی/ مذهبی برخوردار خواهد شد. چنین ابزاری نه تنها دریچه‌ای جدید برای پژوهش‌های مرتبط با شخصیت و سلامت معنوی فراهم می‌کند، که خلاء مربوط به ابزار و مفهوم‌سازی مربوط به کمال‌گرایی بهنجار را نیز برطرف می‌سازد.

بر اساس نتایج این مطالعات مقدماتی، مقیاس SRPS-20 می‌تواند ابزاری جدید و نوید بخش برای سنجش کمال‌گرایی معنوی/ مذهبی، به‌عنوان سازه‌ای جدید، محسوب شود. به‌علاوه، مقیاس SRPS-20 نخستین ابزاری است که برای سنجش کمال‌گرایی معنوی/ مذهبی ساخته شده و در اختیار پژوهشگران حوزه شخصیت و سلامت معنوی قرار می‌گیرد؛ نوعی از کمال‌گرایی که می‌تواند جایگزین مناسبی برای کمال‌گرایی بهنجار تلقی شود.

منابع

- بشارت، محمدعلی. (۱۳۸۱). ابعاد کمال‌گرایی در بیماران افسرده و مضطرب. *مجله علوم روان‌شناختی*، ۱ (۳)، ۲۴۸-۲۶۳.
- بشارت، محمدعلی (۱۳۸۳). رابطه کمال‌گرایی و مشکلات بین‌شخصی. *دانشور رفتار*، ۳ (۳)، ۸-۱.
- بشارت، محمدعلی. (۱۳۸۴). بررسی رابطه کمال‌گرایی مثبت و منفی و مکانیسم‌های دفاعی. *پژوهش‌های روان‌شناختی*، ۴ (۳)، ۷-۲۲.

- بشارت، محمدعلی. (۱۳۸۶ الف). ساخت و اعتبار یابی مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی تهران. پژوهش‌های روان‌شناختی، ۵ (۳)، ۴۹-۶۷.
- بشارت، محمدعلی. (۱۳۸۶ ب). ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس استحکام من. گزارش پژوهشی. دانشگاه تهران.
- بشارت، محمدعلی. (۱۳۸۷). بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی فهرست عواطف مثبت و منفی. گزارش پژوهشی، دانشگاه تهران.
- بشارت، محمدعلی. (۱۳۸۸). پایایی و روایی فرم ۲۸ سؤالی مقیاس سلامت روانی در جمعیت ایرانی. مجله علمی پزشکی قانونی، ۱۴ (۲)، ۸۷-۹۱.
- بشارت، محمدعلی (۱۳۸۹). رابطه کمال‌گرایی با سلامت و بیماری جسمی. فصلنامه مطالعات روان‌شناسی بالینی، ۱ (۱)، ۶۲-۴۳.
- بشارت، محمدعلی. (۱۳۹۵). ساخت و درستی آزمایی مقیاس استحکام من: یک مطالعه مقدماتی. فصلنامه علوم روان‌شناختی، ۱۵ (۴)، ۴۶۷-۴۴۵.
- بشارت، محمدعلی. (۱۳۹۶). ساخت و اعتباریابی مقیاس کمال‌گرایی معنوی/مذهبی (SRPS-20). گزارش پژوهشی. دانشگاه تهران.
- بشارت، محمدعلی، حسینی، سیده اسماء، و نقی پور، مرتضی. (۱۳۹۸). نقش کمال‌گرایی معنوی / مذهبی در سلامت و اختلال روانی. رویش روان‌شناسی، ۸ (۱)، ۱۱-۱.
- بشارت، محمدعلی، خواصی، سارا، حمیدی، خاطره، و رجایی، مهسا. (۱۳۹۸). پیش‌بینی سطوح سازگاری زوجین بر اساس کمال‌گرایی معنوی / مذهبی و سلامت معنوی. روان‌شناسی خانواده، ۶ (۲)، ۳-۱۴.

- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance Tests and Goodness of Fit in the Analysis of Covariance Structures, *Psychological Bulletin*, 88 (3), 588-606.
- Besharat, M. A. (2009). Reliability and factorial validity of Farsi version of the Positive and Negative Perfectionism Scale. *Psychological Reports*, 105(1), 99-110.
- Besharat, M. A., & Atari, M. (2017). Psychometric evaluation of a Farsi translation of the Big Three Perfectionism Scale. *Personality and Individual Differences*, 113, 5-12.
- Besharat, M. A., & Shahidi, S. (2010). Perfectionism, anger, and anger rumination. *International Journal of Psychology*, 45(6), 427-434.
- Brown, T. A. (2006). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York: Guilford Press.

- Burns, D. D. (1980). The perfectionist's script for self-defeat. *Psychology Today*, 14, 34-52.
- Byrne, B. M., & Stewart, S. M. (2006). The MACS approach to testing for multi group invariance of a second-order factor structure: A walk through the process. *Structural Equation Modeling*, 13(2), 287-321.
- Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indices to lack of measurement invariance. *Structural Equation Modeling*, 14(3), 464-504.
- Chen, F. F., Sousa, K. H., & West, S. G. (2005). Testing measurement invariance of second-order factor models. *Structural Equation Modeling*, 12(1), 471-492.
- Cohen, J. (1992). A power primer. *Psychological Bulletin*, 112(1), 155-159.
- Dickie, L., Surgenor, L. J., Wilson, M., & McDowall, J., (2012). The structure and reliability of the Clinical Perfectionism Questionnaire. *Personality and Individual Differences*, 52, 865-869.
- Dunkley, D. M., Blankstein, K. R., Masheb, R. M., & Grilo, C. M. (2006). Personal standards and evaluative concerns dimensions of "clinical" perfectionism: A reply to Shafran et al. (2002, 2003) and Hewitt et al. (2003). *Behaviour Research and Therapy*, 44, 63-84.
- Fabrigar, L. R., Wegener, D. T., MacCallum, R. C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological Methods*, 4(3), 272-299.
- Flett, G. L., & Hewitt, P. L. (2002). Perfectionism and maladjustment: An overview of theoretical, definitional, and treatment issues. In P. L. Hewitt & G. L. Flett (Eds.), *perfectionism* (pp. 5-31).
- Flett, G. L., & Hewitt, P. L. (2015). Measures of perfectionism. In G. J. Boyle, D. H. Saklofske, G. Matthews, G. J. Boyle, D. H. Saklofske, G. Matthews (Eds.), *Measures of personality and social psychological constructs* (pp. 595-618). San Diego, CA, US: Elsevier Academic Press.
- Freud, S. (1926). Inhibitions, symptoms, and anxiety. In J. Strachey (Ed., Trans.), *The standard edition of the complete psychological works of Sigmund Freud* (Vol. 20, pp. 84-172). London: Hogart Press, 1959.
- Frost, R. O., Heimberg, R. G., Holt, C. S., Mattia, J. I., & Neubauer, A. L. (1993). A comparison of two measures of perfectionism. *Personality and Individual Differences*, 14, 119-126.
- Frost, R. O., Marten, P. A., Lahart, C., & Rosenblate, R. (1990). The dimensions of perfectionism. *Cognitive Therapy and Research*, 14, 449-468.
- Gomez, R., Cooper, A., & Gomez, A. (2000). Susceptibility to positive and negative mood states: test of Eysenck's, Gray's and Newman's theories. *Personality and Individual Differences*, 29, 351-365.
- Gratz, K. L., & Roemer, L. (2004). 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*, 26, 41-54.
- Hamachek, D. E. (1978). Psychodynamics of normal and neurotic perfectionism. *Psychology*, 15(1), 27-33.

- Hewitt, P. L., & Flett, G. L., (1991a). Perfectionism in the self and social contexts: Conceptualization, assessment, and association with psychopathology. *Journal of Personality and Social Psychology*, 60(3), 456-470.
- Hewitt, P. L., & Flett, G. L. (1991b). Dimensions of perfectionism in unipolar depression. *Journal of Abnormal Psychology*, 100(1), 98-101.
- Hu, L., & Bentler, P. (1999). Cutoff criteria for fit indices in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.
- Lo, A., & Abbott, M. J. (2013). Review of the Theoretical, Empirical, and Clinical Status of Adaptive and Maladaptive Perfectionism. *Behavior Change*, 30(2), 96-116.
- Slade, P. D., & Owens, R. G. (1998). A dual process model of perfectionism based on reinforcement theory. *Behavior Modification*, 22(3), 372-390.
- Smith, M. M., Saklofske, D. H., Stoeber, J., & Sherry, S. B. (2016). The Big Three Perfectionism Scale: A New Measure of Perfectionism. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 34(7), 670-687.
- Smith, M. M., Sherry, S. B., Gautreau, C. M., Stewart, S. H., Saklofske, D. H., Mushquash, A. R. (2017). Are perfectionistic concerns an antecedent of or a consequence of binge eating, or both? A short-term four-wave longitudinal study of undergraduate women. *Eating Behaviors*, 26, 23-26.
- Stoeber, J., & Damian, L. E. (2014). The Clinical Perfectionism Questionnaire: Further evidence for two factors capturing perfectionistic strivings and concerns. *Personality and Individual Differences* 61-62, 38-42.
- Stoeber, J., & Otto, K. (2006). Positive Conceptions of Perfectionism: Approaches, evidence, challenges. *Personality and Social Psychology Review*, 10(4), 295-319.
- Stoeber, J., Sherry, S. B., & Nealis, L. J. (2015). Multidimensional perfectionism and narcissism: Grandiose or vulnerable? *Personality and Individual Differences*, 80, 85-90.
- Stumpf, H., & Parker, W. D. (2000). A hierarchical structural analysis of perfectionism and its relation to other personality characteristics. *Personality and Individual Differences*, 28, 837-852.
- Suddarth, B. H., & Slaney, R. B. (2001). An investigation of the dimensions of perfectionism in college students. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 34, 157-165.
- Terry-short, L. A., Owens, R. G., Slade, P. D., & Dewey, M. E. (1995). Positive and negative perfectionism. *Personality and Individual Differences*, 18, 663-668.
- Veit, C. T., & Ware, J. E. (1983). The structure of psychological distress and well-being in general population. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 51(5), 730-742.
- Watson, D., Clarke, L. A., & Tellegen, A. (1988). Development and validation of brief measures of positive and negative affect: The

PANAS Scales. *Journal of personality and Social Psychology*, 54(6), 1063-1070.

Wheaton, B., Muthén, B., Alwin, D. F. & Summers, G. F. (1977). Assessing reliability and stability in panel models. In D. R. Heise, (Ed.), *Sociological methodology* (pp. 84-136). San Francisco: Jossey-Bass.