

The investigation of psychometric properties of Frost Multidimensional Perfectionism Scale (FMPS)

Fatemeh Akhavan Abiri¹, Mohammad Reza Shairi², Mohammad Gholami Fesharaki³

1-M.A. graduated in clinical psychology, Department of Psychology, Shahed University, Tehran, Iran. ORCID: 0000-0002-1719-3676

2-Associate Professor, Department of Psychology, Shahed University, Tehran, Iran (Corresponding Author). ORCID: 0000-0002-2037-3475 E-mail: shairigm@gmail.com

3-Assistant Professor, Department of Bio-statistics, Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. ORCID: 0000-0003-0517-5718

Received: 27/10/2018

Accepted: 08/01/2019

Abstract

Introduction: Perfectionism is a capacity belonging with high action criteria and critical self-appraisals. It is necessary to check its psychometric properties in Iranian samples to use Frost Multidimensional Perfectionism Scale (FMPS) as perfectionism assessing tool.

Aim: The aim of current research has been the determination of FMPS psychometric properties in Iranian non-clinical samples.

Method: In this descriptive study, 304 B. A. and M. D. students of Shahed University completed FMPS. The methods internal consistency and splitting were utilized to investigate reliability of FMPS. The tools Experiences in Close Relationship-Revised and Five Facet Mindfulness Questionnaire, Short Cognitive Emotion Regulation Questionnaire and Depression, Anxiety and Stress Scale-21 item were applied to investigate convergent validity of FMPS. FMPS factorial structure was checked with Confirmatory Factor Analysis.

Results: Data analysis showed acceptable reliability and validity of FMPS in Iranian non-clinical samples. Six-factor structure of FMPS was also confirmed.

Conclusion: Findings of the current research confirmed the usage of FMPS in psychological research and clinical Trails.

Keywords: Validity, Reliability, Perfectionism, Confirmatory factor analysis

How to cite this article: Akhavan Abiri F, Shairi M R, Gholami Fesharaki M. The investigation of psychometric properties of Frost Multidimensional Perfectionism Scale (FMPS). Shenakht Journal of Psychology and Psychiatry. 2019; 6 (1): 87-106 . URL :<http://shenakht.muk.ac.ir/article-1-604-fa.pdf>

Copyright © 2018 the Author (s). Published by Kurdistan University of Medical Sciences. This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-Non Commercial License 4.0 (CCBY-NC), where it is permissible to download, share, remix, transform, and buildup the work provided it is properly cited. The work cannot be used commercially without permission from the journal.

بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست (FMPS)

فاطمه اخوان‌عبیری^۱، محمدرضا شعیری^۲، محمد غلامی فشارکی^۳

۱. کارشناسی ارشد روانشناسی بالینی، گروه روانشناسی بالینی، دانشگاه شاهد، تهران، ایران.

۲. دانشیار، گروه روانشناسی بالینی، دانشگاه شاهد، تهران، ایران (مؤلف مسئول). ایمیل: shairigm@gmail.com

۳. استادیار، گروه آمار زیستی، دانشگاه تربیت مدرس، تهران، ایران.

تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۷/۱۰/۱۸

تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۷/۰۸/۰۵

چکیده

مقدمه: کمال‌گرایی استعدادی متضمن معیارهای بالای عمل و خودارزیابی‌های انتقادی است. مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست به‌عنوان ابزار سنجش کمال‌گرایی، جهت استفاده، نیازمند واری و ویژگی‌های روان‌سنجی در نمونه‌های ایرانی است.

هدف: هدف پژوهش حاضر، تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست در نمونه‌های غیر بالینی ایرانی بوده است.

روش: در این مطالعه توصیفی، مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست روی ۳۰۴ دانشجوی کارشناسی و دکتری حرفه‌ای دانشگاه شاهد اجرا شد. به‌منظور محاسبه پایایی، از روش‌های همسانی درونی و دو نیمه‌سازی و جهت بررسی اعتبار همگرا، از پرسشنامه تجارب مربوط به روابط نزدیک، پرسشنامه پنج‌وجهی ذهن آگاهی، پرسشنامه کوتاه نظم جویی شناختی هیجان و مقیاس افسردگی، اضطراب و استرس استفاده شد. ساختار عاملی مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی واری گردید.

یافته‌ها: تحلیل داده‌ها اعتبار و پایایی قابل‌قبولی را از این ابزار در نمونه غیر بالینی ایرانی نشان داد... ساختار شش عاملی مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست نیز تأیید گردید.

نتیجه‌گیری: یافته‌های تحقیق حاضر مؤید استفاده از مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست در پژوهش‌های روان‌شناختی و تلاش‌های بالینی است.

کلیدواژه‌ها: اعتبار، پایایی، کمال‌گرایی، تحلیل عاملی تأییدی

مقدمه

کمال‌گرایی، به‌عنوان یک ویژگی شخصیتی و انگیزشی، بیشتر در توصیف افرادی به کار می‌رود که نگرانی زیادی درباره خود و کارهایشان دارند، مجذوب کسب تأیید از دیگران هستند، به سختی خود را بی‌قید و شرط می‌پذیرند و گاه این امر به ناتوانی در پذیرش دیگران نیز تسری می‌یابد (فلت^۱ و همکاران، ۲۰۰۳). کمال‌گرایی به استعدادی در شخصیت اطلاق می‌شود که با معیارهای بسیار بالا برای عمل مشخص می‌گردد و با تمایل به خودارزیابی‌های انتقادی^۲ رفتار همراه است (ماسدو^۳، ۲۰۱۴).

طی سه دهه اخیر، توجه و علاقه پژوهش‌های حوزه شخصیت، به سمت کمال‌گرایی به‌عنوان یک سازه شخصیتی مهم و نسبتاً پایدار در بافتارهای بالینی و غیر بالینی معطوف شده است. به نظر می‌رسد کمال‌گرایی نقش عمده‌ای در سبب‌شناسی، تداوم و سیر برخی مسائل روان‌شناختی مانند اضطراب و افسردگی (آنتونی^۴ و همکاران، ۱۹۹۸؛ شافران و مانسل، ۲۰۰۱؛ رودولف^۵ و همکاران، ۲۰۰۷؛ گالفی‌پچنکو^۶، ۲۰۱۱؛ ملروز^۷، ۲۰۱۱)، اقدام به خودکشی (احمدیان و همکاران، ۱۳۹۴)، اختلالات خوردن (نیلسون^۸ و همکاران، ۲۰۰۸، داکانالیس و همکاران، ۲۰۱۴)، اختلال وسواس - بی‌اختیاری (یوسفی و همکاران، ۲۰۱۶؛ عارف‌نیا و قمری، ۱۳۹۴) و پریشانی روان‌شناختی (اکانتر^۹ و همکاران، ۲۰۰۷؛ پارک^{۱۰} و همکاران، ۲۰۱۰) دارد. هرچند کمال‌گرایی در اصل، به‌عنوان یک

استعداد تک‌بعدی^{۱۱} با تمرکز بر جنبه‌های بین‌فردی مطرح شده است (برنز^{۱۲}، ۱۹۸۰؛ به نقل از ماسدو، ۲۰۱۴)، بررسی‌های اخیر، این سازه روان‌شناختی را به‌عنوان سازه‌ای چندبعدی^{۱۳} که هر دو جنبه فردی و بین‌فردی را در برمی‌گیرد، توصیف و برخی از پژوهشگران، بنا به ابعادی که از کمال‌گرایی توصیف داشته‌اند، ابزارهایی را برای سنجش آن تدوین و معرفی نموده‌اند (فراست^{۱۴} و همکاران، ۱۹۹۰؛ هویت^{۱۵} و فلت، ۱۹۹۱؛ تری‌شورت^{۱۶} و همکاران، ۱۹۹۵).

فراست، مارتن^{۱۷}، لاهارت^{۱۸} و روزنبلت^{۱۹} (۱۹۹۰) نخستین پژوهشگرانی بودند که از دیدگاه چندبعدی، مقیاسی خودگزارشی برای سنجش کمال‌گرایی را با عنوان مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست تدوین نمودند. این مقیاس ۳۵ گویه را در بر دارد که در ۶ عامل یا زیرمقیاس گروه‌بندی شده‌اند؛ معیارهای شخصی^{۲۰} (تنظیم معیارهای بالا برای ارزیابی)، نگرانی درباره اشتباه‌ها^{۲۱} (واکنش منفی به خطاها)، تردید درباره کارها^{۲۲} (گرایش به تردید در توانایی‌های خویش)، انتظارات والدینی^{۲۳} (این باور که والدین معیارهایی بسیار بالا در نظر گرفته‌اند)، انتقادگری والدینی^{۲۴} (این باور که والدین بیش از حد انتقاد می‌کنند) و نظم و سازمان‌دهی^{۲۵} (اهمیت قرار دادن اشیا بر اساس نظم). گویه‌های پرسشنامه، در یک مقیاس ۵ درجه‌ای لی‌کرت از نمره ۱ برای «کاملاً مخالفم» تا ۵ برای «کاملاً موافقم» پاسخ‌دهی و نمره‌گذاری می‌شوند؛

11. unidimensional

12. Berens, N. M.

13. multidimensional

14. Frost, R. O.

15. Hewitt, P. L.

16. Tery-Short, L. A.

17. Marten, P.

18. Lahart, C.

19. Rosenblate, R.

20. Personal Standards (PS)

21. Concern over Mistakes (CM)

22. Doubt about actions (D)

23. Parental Expectations (PE)

24. Parental Criticism (PC)

25. Organization (O)

1. Flett, G. L.

2. critical self-evaluation

3. Macedo, A.

4. Antony, M. M.

5. Rudolph, S. G.

6. Galfi-Pechenkov, I.

7. Melrose, S.

8. Nilsson

9. Oconnor, D. B.

10. Park, H. J.

داخلی برای بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی این پرسشنامه، بی‌طرف و شعیری (۱۳۹۱) به گزارش شمار محدودی از ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس کمال-گرایی چندبعدی فراست پرداختند و مقادیر ضریب آلفای کرونباخ کل، نیمه اول و نیمه دوم و همبستگی بین دو نیمه مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست را به ترتیب ۰/۸۱، ۰/۷۱، ۰/۶۳ و ۰/۷۱ گزارش کردند و در بررسی ساختار عاملی این مقیاس به ساختار ۹ عاملی دست یافتند. لیاقت و قاسمی (۱۳۹۳) ضمن تمرکز بر رابطه کمال‌گرایی و اضطراب امتحان و تأثیر آن‌ها بر یکدیگر در نمونه دانش‌آموزی، ضریب همسانی درونی پرسشنامه را ۰/۸۱۹، اعتبار همگرای پرسشنامه را در همبستگی آن با پرسشنامه اضطراب امتحان، ۰/۲۸۷ و در سطح ۰/۰۰۱ معنادار گزارش نمودند. ساختار شش عاملی پرسشنامه نیز در این پژوهش مورد تأیید قرار گرفت. مطالعات داخلی یادشده، در گزارش ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست، به شاخص‌های محدودی از اعتبار و پایایی بسنده نموده‌اند و به نظر می‌رسد ضرورت مطالعه‌ای با تمرکز بیشتر به ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس، وجود دارد.

در ارزیابی‌های تجربی، برخی مطالعات، شواهدی مبتنی بر ساختار شش عاملی برای مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست فراهم آورده‌اند (پارکر^{۳۲} و ادکینز^{۳۳}، ۱۹۹۵؛ رومه^{۳۴} و همکاران، ۱۹۹۵؛ استامف^{۳۵} و پارکر، ۲۰۰۰، گلابرت و همکاران، ۲۰۱۱؛ کوریا، ۲۰۱۷؛ لیاقت و قاسمی، ۱۳۹۳)؛ با این حال، برخی دیگر به نتایج متفاوتی در این زمینه دست یافته‌اند. به‌عنوان مثال، چنگ^{۳۶} و همکاران (۱۹۹۹)، کاکس^{۳۷} و همکاران

بنابراین، نمراتی که از این مقیاس کسب می‌شود، در دامنه‌ای بین ۱ تا ۱۷۵ قرار دارد. نمره‌گذاری تمامی گویه‌ها، به‌صورت یک‌طرفه صورت می‌گیرد.

با وجود این که مرور ادبیات پژوهشی ویژگی‌های روان‌سنجی مناسبی را از مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست خصوصاً در زمینه پایایی و اعتبار همگرا نشان داده‌است، در یافته‌های حاصل از پژوهش‌های معطوف به بررسی ساختار عاملی این مقیاس، اختلاف نظر مشاهده می‌شود.

مطالعات مربوط به بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس، حاکی از اعتبار و پایایی مناسبی از آن در نمونه‌های مختلف هستند. در این زمینه، در مطالعه گلابرت^{۲۶} و همکاران (۲۰۱۱) ضمن تأیید ساختار شش عاملی این پرسشنامه، ضریب همسانی درونی را برای کل پرسشنامه، ۰/۹۳ و برای زیرمقیاس‌ها، بین ۰/۷۴ برای عامل تردید درباره کارها تا ۰/۹۱ برای عامل نظم و سازمان‌دهی گزارش نمودند. آمارال^{۲۷} و همکاران (۲۰۱۳) نیز ضمن تأیید ساختار شش عاملی پرسشنامه، ضریب همسانی درونی آن را برای کل مقیاس، ۰/۸۶ و برای زیرمقیاس‌ها، بین ۰/۷۴ برای عامل نظم و سازمان‌دهی تا ۰/۹۳ برای عامل نگرانی درباره اشتباهات گزارش کردند. کوریا^{۲۸} و همکاران (۲۰۱۷) در مطالعه روی ۲۰۶ قهرمان ورزشی، اعتبار همگرای زیرمقیاس‌های این پرسشنامه را بین ۰/۱۱ (در رابطه بین زیرمقیاس نگرانی مقیاس اضطراب ورزشی^{۲۹} و زیرمقیاس نظم و سازمان‌دهی) تا ۰/۵۵ (در رابطه بین زیرمقیاس ترس از شکست^{۳۰} پرسشنامه ارزیابی شکست عملکرد^{۳۱} با زیرمقیاس نگرانی درباره اشتباه‌ها) گزارش نمودند که همگی در سطح ۰/۰۱ معنادار بودند. در پژوهش‌های

32. Parker, W. D.

33. Adkins, K. K.

34. Rhéaume, J.

35. Stumpf, H.

36. Cheng, S. K.

37. Cox, B. J.

26. Gelabert, E.

27. Amaral, A. P. M.

28. Coreia, M.

29. Sport Anxiety Scale (SAS)

30. fear of failure

31. Performance Failure Appraisal Inventory (PFAI)

بالینی دانشجویی از اعتبار و پایایی مناسبی برخوردار است؟

روش

پژوهش حاضر، پیرو طرحی از نوع پژوهش‌های همبستگی است. جامعه آماری، دربرگیرنده تمامی دانشجویان مقطع کارشناسی دانشگاه شاهد در سال تحصیلی ۹۷-۱۳۹۶ بوده است. نمونه نهایی پژوهش حاضر، بر اساس روش نمونه‌گیری خوشه‌گیری چندمرحله‌ای انتخاب شدند و بر این اساس تلاش شد تا با وجود ملاحظات و محدودیت‌های اجرا، نسبت افراد جامعه در هر خوشه، در نمونه انتخاب شده رعایت گردد. نمونه مورد مطالعه، متشکل از ۳۰۴ نفر از دانشجویان مقطع کارشناسی - و دکتری حرفه‌ای رشته - های پزشکی و دندانپزشکی - بوده است که در سال تحصیلی ۹۷-۱۳۹۶ در دانشگاه شاهد مشغول به تحصیل بوده‌اند. نمونه شامل ۱۲۸ نفر (۴۲٪) از دانشجویان دانشکده علوم انسانی، ۶۳ نفر (۲۱٪) از دانشجویان دانشکده علوم پایه، ۵۴ نفر (۱۸٪) از دانشجویان دانشکده فنی و مهندسی، ۲۳ نفر (۸٪) از دانشجویان دانشکده پزشکی، ۲۰ نفر (۶٪) از دانشجویان دانشکده دندانپزشکی و ۱۶ نفر (۵٪) از دانشجویان دانشکده پرستاری و مامایی بوده است. ملاک‌های ورود شرکت‌کنندگان در پژوهش عبارت بودند از: دانشجوی بودن، تحصیل در مقطع کارشناسی و دکتری حرفه‌ای، رضایت به شرکت در مطالعه و داشتن زمان کافی برای پاسخ به پرسشنامه‌ها. ملاک خروج نیز عبارت بود از: عدم تمایل به مشارکت در پژوهش. علاوه بر ملاک - های ورود و خروج برای شرکت‌کنندگان، کدهای مربوط به رضایت شرکت‌کنندگان و هم‌چنین رازداری درباره نتایج هر یک از آن‌ها که در ضوابط اخلاقی

(۲۰۰۲) و فرانکو^{۳۸} و همکاران (۲۰۱۰)، ساختار پنج عاملی و استویر^{۳۹} (۱۹۹۸)، هاروی^{۴۰} و همکاران (۲۰۰۴)، خاواجا^{۴۱} و آرمسترونک^{۴۲} (۲۰۰۵)، و همکاران (۲۰۰۶)، فرانکو و همکاران (۲۰۱۴) و گاوینو^{۴۴} و همکاران (۲۰۱۷)، ساختار چهار عاملی و پوردون^{۴۵} و همکاران (۱۹۹۹) ساختار سه عاملی را گزارش نمودند. بنا به اختلاف نظر یاد شده در زمینه تعداد عوامل ساختار عاملی مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست، بررسی این جنبه از ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست نیز پیشنهاد می‌گردد.

مرور شواهد پژوهشی، ویژگی‌های روان‌سنجی مناسب و قابل‌اتکایی از مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست در موقعیت‌های مختلف و روی نمونه‌های متفاوت، نشان می‌دهد. با این حال، در بحث از ساختار عاملی و شمار عوامل تشکیل‌دهنده ساختار این مقیاس، در پژوهش‌های انجام شده، مناقشاتی وجود دارد. ضمن عنایت به کاربرد فراگیر مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست در پژوهش‌های خارجی و در نمونه‌های مختلف، عدم دسترسی به مطالعه‌ای جامع در تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی آن بر روی نمونه‌های داخلی و به‌ویژه غیر بالینی، به سبب تأثیر عوامل فرهنگی بر این ویژگی‌ها و امکان وجود تفاوت‌هایی از این حیث در میان فرهنگ‌های مختلف، پژوهش حاضر باهدف تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست شکل گرفت. با توجه به تمهیدات یاد شده، سؤال اساسی تحقیق حاضر این است که آیا مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست (FMPS) در نمونه غیر

38. Franco, K.

39. Stöber, J.

40. Harvey, B.

41. Khavaja, N. G.

42. Armstrong, K. A.

43. Hawkins, C. C.

44. Gavino, A.

45. Purdon, C.

پرسشنامه تجارب روابط نزدیک^{۴۵} (ECR-R): مقیاس تجارب روابط نزدیک توسط برنان^{۵۶} و همکاران (۱۹۹۸) ساخته شده و توسط فرالی^{۵۷} و همکاران در سال ۲۰۰۰ مورد بازنگری قرار گرفت (فرالی و همکاران، ۲۰۰۰). این پرسشنامه دارای ۳۶ گویه است همگی بر روی مقیاس ۷ درجه‌ای لی‌کرت از دامنه ۱ برای «کاملاً مخالفم» تا ۷ «کاملاً موافقم» مورد نمره - گذاری قرار می‌گیرد. ۱۸ گویه آن، مربوط به محور اضطراب و ۱۸ گویه دیگر، مربوط به محور اجتناب هستند. نمرات بالاتر، نشان‌دهنده سطح بالاتری از اضطراب و اجتناب هستند. پژوهش‌های خارجی انجام - شده در زمینه بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی این پرسشنامه، اعتبار و پایایی مناسبی را گزارش می‌کنند (برنان^{۵۸}، ۱۹۹۸؛ فرالی^{۵۷}، ۲۰۰۵؛ روتارو^{۵۹} و روسو^{۶۰}، ۲۰۱۳). در پژوهش‌های داخلی، پناغی و همکاران (۱۳۹۲) ضمن گزارش مدل دو عاملی اجتناب و اضطراب، ضریب همسانی درونی دو بعد اجتناب و اضطراب را به ترتیب ۰/۸۰ و ۰/۸۹ و ضریب پایایی بازآزمون را با فاصله دو هفته را به ترتیب ۰/۸۷، ۰/۷۱ و ۰/۸۹ گزارش کردند. اعتبار همگرایی پرسشنامه نیز در اغلب موارد معنادار گزارش شد.

پرسشنامه پنج‌وجهی ذهن‌آگاهی^{۶۱} (FFMQ): پرسشنامه پنج‌وجهی ذهن‌آگاهی توسط بائر^{۶۲} و همکاران (۲۰۰۶) تدوین شد. عوامل به‌دست‌آمده شامل مشاهده^{۶۳}، عمل توأم با هوشیاری^{۶۴}، غیرقضاوتی بودن^{۶۵} نسبت به تجربه درونی، توصیف^{۶۶} و غیر واکنشی

انجمن روان‌پزشکی آمریکا^{۴۶} درج شده‌اند، رعایت گردید. به‌علاوه، از این نمونه ۳۰۴ نفری دانشجویان، ۱۴۷ نفر زن (۴۸/۴٪) با میانگین سنی ۱۹/۹۸ ($SD=۳/۸۳$) و ۱۵۸ نفر (۵۱/۶٪) مرد با میانگین سنی ۲۰/۰۳ ($SD=۲/۸۲$) بوده‌اند.

ابزار

مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی^{۴۷} (MPS): مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست^{۴۸} (۱۹۹۰) که بر اساس مفهوم چندبعدی کمال‌گرایی طراحی شده، ۳۵ گویه و ۶ بعد یا زیرمقیاس را در بر می‌گیرد. این زیرمقیاس‌ها، شامل نگرانی درباره اشتباه‌ها^{۴۹}، تردید درباره کارها^{۵۰}، انتظارات والدینی^{۵۱}، انتقادگری والدینی^{۵۲}، معیارهای شخصی^{۵۳} و نظم و سازمان‌دهی^{۵۴} می‌باشند (استوبر، ۱۹۹۸). ماده‌های پرسشنامه، در یک مقیاس ۵ درجه‌ای لی‌کرت از نمره ۱ برای «کاملاً مخالفم» تا ۵ برای «کاملاً موافقم» پاسخ‌دهی و نمره‌گذاری می‌شوند. اعتبار همگرایی پرسشنامه طبق همبستگی با پرسشنامه کمال‌گرایی مثبت و منفی اعتبار مناسبی گزارش شده است (تری‌شورت و همکاران، ۱۹۹۵). در پژوهش‌های داخلی برای بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی این پرسشنامه، لیاقت و قاسمی (۱۳۹۳) ضریب همسانی پرسشنامه را ۰/۸۱۹، اعتبار همگرایی پرسشنامه را در همبستگی آن با پرسشنامه اضطراب امتحان، ۰/۲۸۷ و در سطح ۰/۰۰۱ معنادار گزارش نمودند. ساختار شش عاملی استاندارد پیشنهاد شده توسط فراست و همکاران نیز در این پژوهش مورد تأیید قرار گرفت.

55. Experiences of Close Relationship – Revised (ECR-R)

56. Brennan, K. A.

57. Fraley, R. C.

58. Brennan, K. A.

59. Rotaru, T. S.

60. Rusu, A.

61. Five Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ)

62. Baer, R. A.

63. observe

64. act with awareness

65. non-judge

66. describe

46. American Psychiatric Association (APA)

47. Multidimensional Perfectionism Scale (MPS)

48. Frost, R. O.

49. Concern over Mistakes (CM)

50. Doubt about actions (D)

51. Parental Expectations (PE)

52. Parental Criticism (PC)

53. Personal Standards (PS)

54. Organization (O)

بودن^{۶۷} است که چهار عامل نخست، هریک ۸ گویه و عامل پنجم، ۷ گویه را در بردارند. در نهایت پرسشنامه-ای با ۳۹ گویه به دست آمد که در مقیاس لیکرت از ۱ «هرگز» تا ۵ «همیشه» نمره‌گذاری می‌شود. مطالعات مربوط به بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس، اعتبار و پایایی مناسبی را از آن گزارش نموده‌اند. به‌عنوان مثال، در مطالعه سبولا^{۶۸} و همکاران (۲۰۱۲) مدل ۵ عاملی پرسشنامه تأیید شد و ضریب همسانی درونی در دو نمونه اسپانیایی و انگلیسی، به ترتیب از ۰/۸۰ برای غیر واکنشی بودن تا ۰/۹۱ برای توصیف و از ۰/۷۵ برای غیر واکنشی بودن تا ۰/۹۱ برای توصیف گزارش شد. احمدوند، حیدری نسب و شعیری (۱۳۹۲) ضریب همسانی درونی پرسشنامه پنج‌وجهی ذهن-آگاهی را بین ۰/۵۵ و ۰/۸۳ و ضریب بازآزمایی این پرسشنامه را بین ۰/۵۷ و ۰/۸۴ گزارش نمودند که در سطح ۰/۰۱ معنادار بودند. اعتبار پرسشنامه نیز، در بیشتر موارد معنادار گزارش شد.

فرم کوتاه پرسشنامه نظم‌جویی شناختی هیجان^{۶۶} (CERQ-S): نسخه اصلی پرسشنامه نظم‌جویی شناختی هیجان توسط گارنفسکی^{۷۷} و همکاران در سال ۲۰۰۱ ساخته شد (گارنفسکی و همکاران، ۲۰۰۱). نسخه اصلی این پرسشنامه دارای ۳۶ گویه و از ۹ زیرمقیاس تشکیل شده است. فرم کوتاه این پرسشنامه، توسط گارنفسکی و کرایج^{۷۸} در سال ۲۰۰۶ معرفی شد (گارنفسکی و کرایج، ۲۰۰۶). فرم کوتاه پرسشنامه، ۱۸ گویه را در بر دارد و همانند نسخه اصلی، از ۹ زیرمقیاس تشکیل شده است. این زیرمقیاس‌ها، راهبردهای شناختی به شمار می‌روند و شامل ملامت خویش^{۷۹}، پذیرش^{۸۰}، نشخوارگری^{۸۱}، تمرکز مجدد مثبت^{۸۲}، تمرکز مجدد بر برنامه-

بودن^{۶۷} است که چهار عامل نخست، هریک ۸ گویه و عامل پنجم، ۷ گویه را در بردارند. در نهایت پرسشنامه-ای با ۳۹ گویه به دست آمد که در مقیاس لیکرت از ۱ «هرگز» تا ۵ «همیشه» نمره‌گذاری می‌شود. مطالعات مربوط به بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی این مقیاس، اعتبار و پایایی مناسبی را از آن گزارش نموده‌اند. به‌عنوان مثال، در مطالعه سبولا^{۶۸} و همکاران (۲۰۱۲) مدل ۵ عاملی پرسشنامه تأیید شد و ضریب همسانی درونی در دو نمونه اسپانیایی و انگلیسی، به ترتیب از ۰/۸۰ برای غیر واکنشی بودن تا ۰/۹۱ برای توصیف و از ۰/۷۵ برای غیر واکنشی بودن تا ۰/۹۱ برای توصیف گزارش شد. احمدوند، حیدری نسب و شعیری (۱۳۹۲) ضریب همسانی درونی پرسشنامه پنج‌وجهی ذهن-آگاهی را بین ۰/۵۵ و ۰/۸۳ و ضریب بازآزمایی این پرسشنامه را بین ۰/۵۷ و ۰/۸۴ گزارش نمودند که در سطح ۰/۰۱ معنادار بودند. اعتبار پرسشنامه نیز، در بیشتر موارد معنادار گزارش شد.

پرسشنامه افسردگی، اضطراب و استرس^{۶۹} (DASS-21): مقیاس افسردگی، اضطراب و استرس در خلال پژوهشی (۱۹۷۹-۱۹۹۰) با هدف ایجاد پرسشنامه‌ای برای سنجش متغیرهای یادشده، توسط لوی‌باند^{۷۰} و لوی‌باند^{۷۱} در سال ۱۹۸۳، تحت عنوان DASS-42 معرفی شد. به دلیل ضعف‌های موجود در DASS-42، آنتونی^{۷۲} و همکاران (۱۹۹۸) طی تلاش خود، مقیاس ۲۱ گویه‌ای افسردگی، اضطراب و استرس را ساختند که هر سه زیرمقیاس فرم قبلی را دارا بود و برای هر یک ۷ گویه در برداشت. نمره‌گذاری این آزمون در دامنه‌ای از ۰ «اصلاً» تا ۳ «خیلی زیاد» صورت می‌گیرد. از این مقیاس، در مطالعات روان‌سنجی خارجی

73. Brown, T. A.

74. Henry, J.

75. Crawford, J. R.

76. Cognitive Emotion Regulation Questionnaire- Short form

(CERQ-S)

77. Gamefski, N.

78. Kraaij, V.

79. Self-blame

80. Acceptance

81. Rumination

82. Positive refocusing

67. non-react

68. Cebolla, A.

69. Depression, Anxiety and Stress Scale21 (DASS-21)

70. Lovibond, P. F.

71. Lovibond, S. H.

72. Antony, M. M.

شدند. میانگین زیرمقیاس‌های مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست، از طریق آزمون تی-استیودنت با میانگین‌های به‌دست‌آمده در پژوهش‌های متناظر خارجی، مقایسه شدند. برای بررسی اعتبار همگرایی مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست، از نرم‌افزار SPSS-23 برای محاسبه همبستگی پیرسون و هم‌چنین پرسشنامه تجارب روابط نزدیک، پرسشنامه پنج‌وجهی ذهن‌آگاهی، فرم کوتاه پرسشنامه نظم‌جویی شناختی هیجان و مقیاس افسردگی، اضطراب و استرس استفاده شد. بررسی اعتبار سازه مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست، با استفاده از نرم‌افزار AMOS-18 و روش تحلیل عاملی تأییدی صورت گرفت. برای تعیین پایایی این مقیاس، از روش همسانی درونی (آلفای کرونباخ) و دو نیمه‌سازی استفاده شد.

ریزی^{۸۳}، ارزیابی مجدد مثبت^{۸۴}، دیدگاه‌پذیری^{۸۵}، سازی^{۸۶} و ملامت دیگران^{۸۷} هستند. نمره‌گذاری هر گویه در طیف پنج نقطه‌ای لیکرت از ۱ «تقریباً هرگز» تا ۵ «تقریباً همیشه» صورت می‌گیرد (حسنی، ۱۳۹۰). افزون بر زیرمقیاس‌های نه‌گانه که مشترکاً در هر دو نسخه وجود دارد، در فرم کوتاه، دو راهبرد کلی انطباقی^{۸۸} و غیر انطباقی^{۸۹} نیز برداشت می‌شود. برای محاسبه راهبردهای انطباقی، میانگین نمرات زیرمقیاس‌های دیدگاه‌پذیری، تمرکز مجدد مثبت، ارزیابی مجدد مثبت، پذیرش و تمرکز مجدد بر برنامه‌ریزی و برای محاسبه راهبردهای غیر انطباقی، میانگین نمرات زیرمقیاس‌های ملامت خویش، ملامت دیگران، نشخوارگری و فاجعه‌سازی در نظر گرفته می‌شود (بشارت، ۱۳۹۵). در واری و ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه کوتاه نظم‌جویی شناختی هیجان، گارنسکی و کرایج (۲۰۰۶) ضریب آلفای کرونباخ این پرسشنامه را بین ۰/۸۱ و ۰/۶۸ و اعتبار بیرونی آن را با استفاده از زیرمقیاس‌های اضطراب و افسردگی سیاهه نشانه‌های روان‌شناختی (SCL-90-R) معنادار گزارش نمودند. نسخه فارسی این پرسشنامه طی مطالعه هنجاریابی حسنی (۱۳۹۰) ضریب آلفای کرونباخ بین ۰/۷۶ تا ۰/۹۲، ضریب بازآزمایی بین ۰/۵۱ تا ۰/۷۷ و همبستگی درونی با زیرمقیاس‌های دیگر پرسشنامه بین ۰/۳۱ تا ۰/۶۳ از خود نشان داد.

یافته‌ها

جهت تحلیل داده‌های پژوهش حاضر، شاخص‌های توصیفی همچون میانگین و انحراف معیار گزارش

83. Planning
84. Positive reappraisal
85. Putting into Perspective
86. Catastrophizing
87. Other-blame
88. Adaptive strategies
89. Maladaptive strategies

جدول ۱ میانگین و انحراف معیار زیرمقیاس‌ها مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست در تحقیق حاضر و نمونه‌های غیرایرانی

شاخص	پژوهش حاضر n=۳۰۴	پژوهش گلابرت (۲۰۱۱) n=۵۸۲
زیرمقیاس‌های آزمون		
میانگین (انحراف معیار)		
نگرانی درباره اشتباه‌ها	۲۶/۹۳ (۶/۵۷)	۲۰/۰۹ (۷/۷۲)
تردید درباره کارها	۱۱/۷۰ (۳/۱۲)	۱۱/۰۱ (۳/۶۷)
انتظارات والدینی	۱۶/۶۴ (۳/۹۶)	۱۱/۹۰ (۴/۹۸)
انتقادگری والدینی	۹/۲۸ (۲/۹۴)	۷/۴۳ (۳/۶۶)
معیارهای شخصی	۲۶/۹۸ (۳/۹۷)	۲۰/۲۲ (۶/۱۴)
نظم و سازمان‌دهی	۲۴/۱۰ (۳/۹۵)	۲۰/۱۵ (۵/۷۸)
نمره کل	۱۱۵/۶۲ (۱۴/۶۱)	۹۰/۷۲ (۲۲/۴۸)

جدول ۲ مقایسه میانگین زیرمقیاس‌های مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست در نمونه پژوهش حاضر با نمونه‌های غیرایرانی

ردیف	پژوهش	آزمون t مشاهده‌شده مربوط به مقایسه میانگین‌های پژوهش حاضر و میانگین‌های سایر مطالعات پژوهش گلابرت (۲۰۱۱)
	زیرمقیاس‌های آزمون	n=۸۵۲
۱	نگرانی درباره اشتباه‌ها	۱۳/۱۵**
۲	تردید درباره کارها	۲/۷۹**
۳	انتظارات والدینی	۱۴/۴۴**
۴	انتقادگری والدینی	۷/۶۲**
۵	معیارهای شخصی	۱۷/۳۸**
۶	نظم و سازمان‌دهی	۱۰/۶۸**
۷	نمره کل	۱۷/۴۷**

* $p < 0.05$ ** $p < 0.01$

نتایج مندرج در جدول ۲ نشان می‌دهد که بین میانگین‌های مقیاس‌های مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست، با میانگین‌های متناظر در سایر پژوهش‌های یادشده تفاوت معنادار وجود دارد.

جدول ۳ همبستگی بین زیرمقیاس‌های مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست با یکدیگر

زیرمقیاس‌های پرسشنامه	نگرانی درباره اشتباه‌ها	تردید درباره کارها	انتظارات والدینی	انتقادگری والدینی	معیارهای شخصی	نظم و سازمان‌دهی	نمره کل
نگرانی درباره اشتباه‌ها	۱						
تردید درباره کارها	۰/۵۹**	۱					
انتظارات والدینی	۰/۲۲**	۰/۲۲**	۱				

			۰/۳۵**	۰/۴۴**	۰/۴۱**	انتقادگری والدینی
	۱	-۰/۰۳	۰/۱۶**	۰/۲۳**	۰/۲۴**	معیارهای شخصی
	۱	۰/۳۸**	-۰/۱۵**	۰/۰۲	۰/۰۴	نظم و سازمان‌دهی
۱	۰/۳۵**	۰/۵۷**	۰/۵۲**	۰/۵۴**	۰/۷۰**	نمره کل

$p < 0.01$ ** $p < 0.05$ *

نتایج مندرج در جدول ۳ همبستگی معنادار بین زیر مقیاس‌های مقیاس کمال‌گرایی چند بعدی فراست را نشان می‌دهد. البته زیر مقیاس نظم و ترتیب با زیر مقیاس‌های نگرانی درباره اشتباه‌ها، تردید درباره کارها و انتظارات والدینی و نیز زیر مقیاس معیارهای شخصی با زیر مقیاس انتقادگری والدینی رابطه معنادار ندارند.

جدول ۴ همبستگی زیرمقیاس‌های مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست با زیرمقیاس‌های دیگر ابزارها

ابزار و زیرمقیاس‌های آن		پرسشنامه تجارب روابط نزدیک		پرسشنامه پنج وجهی ذهن آگاهی					مقیاس افسردگی، اضطراب و استرس - ۲۱ گویه‌ای		فرم کوتاه پرسشنامه نظم‌جویی شناختی هیجان		
اضطراب	دلبستگی	مشاهده	توصیف	عمل با	غیر قضاوتی	غیر واکنشی	نمره کل	اضطراب	افسردگی	استرس	راهبردها	راهبردها	
۰/۵۴**	۰/۱۲*	-۰/۰۹	-۰/۱۹**	-۰/۴۲**	-۰/۲۹**	۰/۰۲	-۰/۳۷**	۰/۴۱**	۰/۴۶**	۰/۴۱**	۰/۴۱**	-۰/۰۵	۰/۳۷**
۰/۵۱**	۰/۱۸**	-۰/۱۱	-۰/۲۵**	-۰/۴۸**	-۰/۲۰**	۰/۰۰۲	-۰/۳۹**	۰/۲۸**	۰/۲۶**	۰/۲۳**	۰/۲۳**	-۰/۰۵	۰/۲۵**
۰/۲۱**	۰/۰۲	-۰/۰۲	-۰/۰۹	-۰/۱۴**	-۰/۰۵	۰/۰۲	-۰/۱۱	۰/۲۱**	۰/۱۱	۰/۱۲*	۰/۱۲*	-۰/۰۰۷	۰/۱۰
۰/۴۱**	۰/۲۵**	-۰/۱۰	-۰/۳۳**	-۰/۳۹**	-۰/۰۸	۰/۰۶	-۰/۳۲**	۰/۳۱**	۰/۳۲**	۰/۲۴**	۰/۲۴**	-۰/۰۰۸	۰/۲۸**
۰/۰۱	-۰/۱۳*	۰/۲۰**	۰/۲۷**	۰/۱۰	-۰/۱۵**	۰/۲۰**	۰/۲۰**	۰/۰۶	۰/۰۳	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۳۲**	۰/۱۱
-۰/۰۶	-۰/۱۱	۰/۲۵**	۰/۱۲*	۰/۱۰	-۰/۱۱**	-۰/۰۰۱	۰/۰۴	-۰/۰۷	-۰/۱۱	-۰/۰۵	-۰/۰۷	۰/۲۳**	-۰/۰۲
-۰/۰۷	-۰/۱۱	۰/۰۳	-۰/۱۲*	-۰/۳۶**	-۰/۲۸**	۰/۰۸	-۰/۲۵**	۰/۳۸**	۰/۳۴**	۰/۳۲**	۰/۳۲**	۰/۱۰	۰/۳۲**

$p < 0.01$ ** $p < 0.05$ *

زیرمقیاس‌های مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست با تمامی زیرمقیاس‌های پرسشنامه پنج وجهی ذهن آگاهی و زیرمقیاس راهبردهای انطباقی فرم کوتاه پرسشنامه نظم‌جویی شناختی هیجان ملاحظه می‌شود، به صورت منفی و معنادار هستند.

نتایج مندرج در جدول ۴ همبستگی بین زیرمقیاس‌های مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست را با ابزارهای دیگر مورد استفاده در پژوهش حاضر را نشان می‌دهد. همان‌طور که ملاحظه می‌گردد، این همبستگی‌ها، اغلب معنادار هستند. اغلب همبستگی‌هایی که در رابطه بین

جدول ۵ ضرایب آلفای کرونباخ و دو نیمه‌سازی زیرمقیاس‌های مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست

ضریب زیرمقیاس	آلفای کرونباخ	دو نیمه‌سازی ضریب اسپیرمن-براون ^{۹۰}
نگرانی درباره‌اشتهاها	۰/۸۰	۰/۸۳
تردید درباره‌کارها	۰/۶۳	۰/۶۹
انتظارات والدینی	۰/۷۴	۰/۷۴
انتقادگری والدینی	۰/۶۶	۰/۷۴
معیارهای شخصی	۰/۶۶	۰/۶۳
نظم و ترتیب	۰/۸۱	۰/۸۳
نمره کل	۰/۸۴	۰/۸۳

p<0.01 ** p<0.05 *

جدول ۶ شاخص‌های برازش مدل تأییدی ساختار شش عاملی مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست

شاخص مدل	شاخص	شاخص	شاخص	شاخص	درجه آزادی ^{۹۱}	درجه آزادی ^{۹۱}	شاخص
مدل	شخص	شخص	شخص	شخص	خی-دوی نسبی	خی-دو	مدل
	ریشه میانگین مربعات خطای برآورد ^{۹۵}	شخص هنجار شده برازش اقتصادی ^{۹۴}	شخص تطبیقی برازش اقتصادی ^{۹۳}	شخص نیکوئی برازش اقتصادی ^{۹۲}			
ساختار شش عاملی مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست	۰/۰۶۲ (۰/۰۵۸-۰/۰۶۷)	۰/۶۱۴	۰/۷۱۷	۰/۶۹۹	۲/۱۸۰	۵۳۸	۱۱۷۳/۰۱۵

⁹⁰ . Spearman-Brown Coefficient
⁹¹ . Degree of Freedom
⁹² . Parsimonious Goodness of Fit Index (PGFI)
⁹³ . Parsimonious Comparative Fit Index (PCHI)
⁹⁴ . Parsimonious Normed Fit Index (PNFI)
⁹⁵ . Root Mean Square Error Approximation (RMSEA)

معیارهای شخصی که در سطح ۰/۰۱ معنادار است) معنادار می‌باشند. پژوهش یادشده به این دلیل که در برخی پژوهش‌ها مورد اشاره قرار گرفتند، برای مقایسه ساختارهای عاملی با تعداد عوامل متفاوت در پژوهش حاضر انتخاب شدند.

جدول ۷ شاخص‌های برازش مدل‌های شش عاملی (فراست و همکاران، ۱۹۹۰)، چهار عاملی (استوبر، ۱۹۹۸) و سه عاملی (پوردون و همکاران، ۱۹۹۹) مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست را نشان می‌دهد. هم‌سو با ادبیات پژوهشی، مدل شش عاملی اولیه بر روی داده‌های حاصل از پژوهش حاضر نیز مورد تحلیل قرار گرفت و به‌صورت مقایسه‌ای، همراه با دو پژوهش دیگر عنوان شد. در بین پژوهش‌های یادشده، مدل شش عاملی فراست از کمال‌گرایی چندبعدی، در پژوهش کوریا و همکاران (۲۰۱۷) با خی-دوی نسبی کمتر از ۲ (تباچنیک و فیدل، ۲۰۰۷)، شاخص تطبیقی برازش بزرگ‌تر از ۰/۹۰ (دیامانتوپولوس و سیگاو، ۲۰۰۰) و با ریشه میانگین مربعات خطای برآورد کمتر از ۰/۰۶ (هو^{۹۶} و بنتلر^{۱۰۷}، ۱۹۹۹) از برازش مناسب‌تری برخوردار است. در مقایسه مدل‌های چهار عاملی و سه عاملی در پژوهش حاضر و پژوهش گلابرت و همکاران (۲۰۱۱)، شاخص‌های برازش در پژوهش حاضر، در بیشتر موارد بیان‌گر برازش مناسب‌تری از مدل‌های یادشده هستند؛ مقادیر کمتر از ۳ برای شاخص خی-دوی نسبی و ریشه میانگین مربعات خطای برآورد کمتر از ۰/۰۷، این مهم را نشان می‌دهند. با این حال، شاخص تطبیقی برازش در تمامی مدل‌های دو پژوهش کمتر از مقدار ۰/۹۰ که معرف برازش مناسب مدل است (دیامانتوپولوس و سیگاو، ۲۰۰۰)، به دست آمده‌اند.

نتایج مندرج در جدول ۶ نشان می‌دهد که مدل ۶ عاملی، از شاخص‌های برازش مناسبی برخوردار است. در این مدل، مقدار خی-دوی نسبی، نزدیک به مقدار ۲ (۲/۱۸۰) به دست آمده که بنا به نظر تباچنیک^{۹۶} و فیدل^{۹۷} (۲۰۰۷) برازش خوب مدل را نشان می‌دهد؛ هرچند تا خی-دوی نسبی تا ارزش ۳ (شرمل‌انجل^{۹۸} و موسبرگر^{۹۹}، ۲۰۰۳) و در برخی منابع تا کمتر از ۵ نیز، مقدار قابل‌قبولی را نشان می‌دهد (شوماخر^{۱۰۰} و لوماکس^{۱۰۱}، ۲۰۰۴). هرچند اغلب شاخص‌های نیکویی برازش می‌بایست به ارزش‌هایی بیش از ۰/۹۰ دست یابند، برای تعیین برازش مدل با داده‌ها بر اساس شاخص‌های شاخص نیکویی برازش اقتصادی، شاخص تطبیقی برازش اقتصادی، شاخص هنجارشده برازش اقتصادی (شاخص‌های P) مولایک^{۱۰۲} و همکاران (۱۹۸۹) ارزش عددی بیشتر از ۰/۵۰ برای شاخص‌های برازش تطبیقی، شاخص نیکویی برازش و شاخص نیکویی برازش اصلاح‌شده توصیه کرده‌اند. دیامانتوپولوس^{۱۰۳} و سیگاو^{۱۰۴} (۲۰۰۰) اظهار داشته‌اند هرچه این مقادیر به ۱ نزدیک‌تر باشد، وضعیت مطلوب‌تری را از برازش مدل نشان می‌دهد. هم‌چنین مقدار کمتر از ۰/۰۷ (۰/۰۶۲) برای ریشه میانگین مربعات خطای برآورد مدل شاخص مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست، برخورداری مدل را از برازش مناسب نشان می‌دهد (استیگر^{۱۰۵}، ۲۰۰۷). شکل ۱، مدل شش عاملی کمال‌گرایی را نشان می‌دهد. شایان ذکر است، تمامی ضرایب بتا (β) اشاره‌شده در این شکل، در سطح ۰/۰۰۱ (به‌جز گویه ۱۶ در زیرمقیاس

96 . Tabachnick, B. G.

97 . Fidell, L. S.

98 . Schermelleh-Engel, K.

99 . Moosbrugger, H.

100 . Schumacker, R. E.

101 . Lomax, R. G.

102 . Mulaik, S.A.

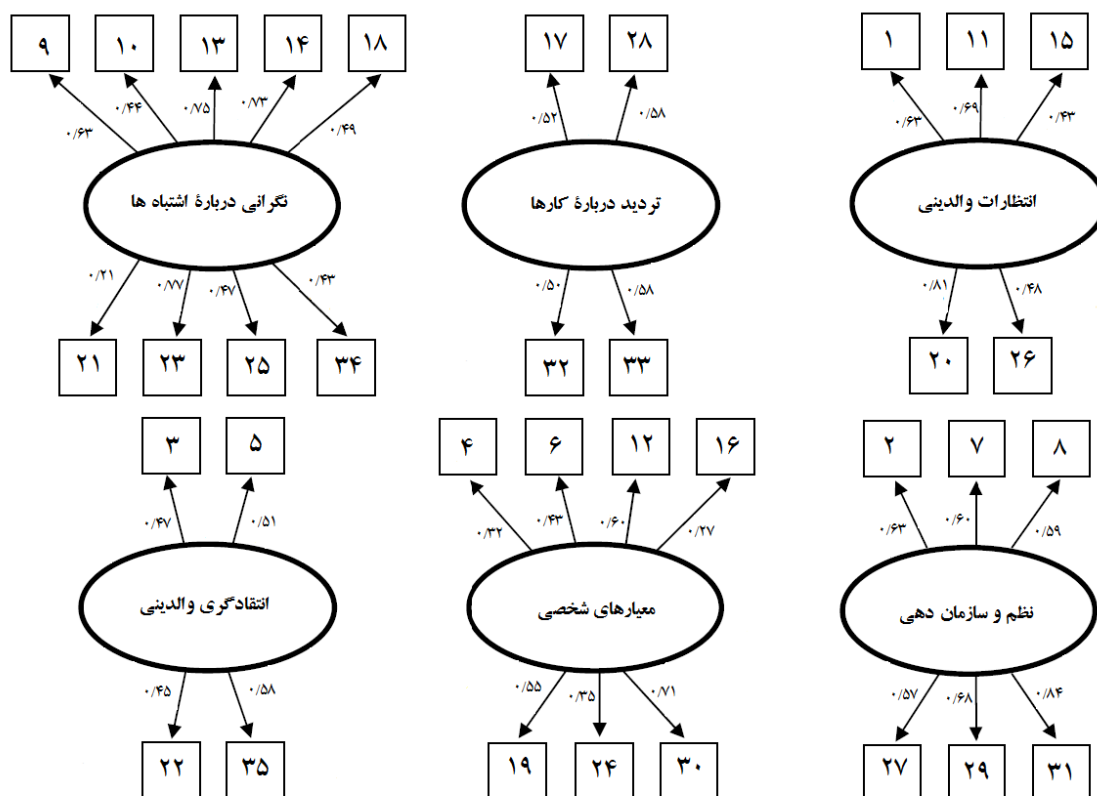
103 . Diamantopoulos, A.

104 . Sigauw, J.A.

105 . Steiger, J.H.

106 . Hu, L. T.

107 . Bentler, P. M.



شکل ۱ مدل ساختاری شش عاملی استاندارد مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست

جدول ۷ مقایسه شاخص‌های برازش مدل تأییدی ساختارهای شش عاملی، چهار عاملی و سه عاملی مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست در پژوهش حاضر و دیگر پژوهش‌ها

سطح معناداری	ریشه میانگین مربعات خطای برآورد	شاخص تطبیقی برازش	خی-دوی نسبی	درجه آزادی	خی-دو	مدل شاخص	پژوهش حاضر
۰/۰۰۰۱	(۰/۰۵۸-۰/۰۶۷) ۰/۰۶۲	۰/۷۹۲	۲/۱۸۰	۵۳۸	۱۱۷۳/۰۱۵	مدل ۶ عاملی	
۰/۰۰۰۱	(۰/۰۶۰-۰/۰۷۰) ۰/۰۶۵	۰/۷۷۲	۲/۲۸۴	۵۴۳	۱۲۳۹/۹۶۹	مدل ۴ عاملی*	
۰/۰۰۰۱	(۰/۰۶۳-۰/۰۷۳) ۰/۰۶۸	۰/۷۵۱	۲/۳۹۶	۵۴۵	۱۳۰۵/۸۸۸	مدل ۳ عاملی**	
۰/۰۰۱	(۰/۰۶-۰/۰۷) ۰/۰۷	۰/۸۷	۳/۶۲	۵۴۵	۱۹۷۳/۴۳	مدل ۶ عاملی	پژوهش گلابرت (۲۰۱۱)
۰/۰۰۱	(۰/۰۷-۰/۰۸) ۰/۰۸	۰/۸۳	۴/۴۰	۵۵۴	۲۴۳۵/۲۲	مدل ۴ عاملی*	
۰/۰۰۱	(۰/۰۹-۰/۱۰) ۰/۱۰	۰/۸۴	۶/۳۷	۵۲۴	۳۳۳۹/۷۵	مدل ۳ عاملی**	
۰/۰۰۱	۰/۰۴۵	۰/۹۶	۱/۶۹۳	۱۷۳	۲۹۲/۸۳	مدل ۶ عاملی	پژوهش کوریا (۲۰۱۷)

* مدل ۴ عاملی مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست به مدل پیشنهاد شده در مطالعه استوبر (۱۹۹۸) اشاره دارد که در برخی پژوهش‌ها مانند پژوهش گلابرت و همکاران (۲۰۱۱) نیز به آن اشاره شده است.

** مدل ۳ عاملی مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست به مدل پیشنهاد شده در مطالعه پوردون و همکاران (۱۹۹۹) اشاره دارد که در برخی پژوهش‌ها مانند پژوهش گلابرت و همکاران (۲۰۱۱) نیز به آن اشاره شده است.

بحث

پژوهش حاضر با هدف تعیین اعتبار و پایایی مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست در نمونه غیر بالینی ایرانی طراحی و اجرا شد. مقایسه میانگین‌های مربوط به زیرمقیاس‌های مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست در پژوهش‌های انجام‌شده، در اغلب موارد، نشانگر تفاوت بین میانگین‌های به‌دست‌آمده از پژوهش حاضر با پژوهش متناظر با آن، پژوهش گلابرت و همکاران (۲۰۱۱)، بوده است. با توجه به این نکته که انتقادات والدین و توقعات و انتظارات آن‌ها به‌عنوان مؤلفه‌های مهم کمال‌گرایی در نظر گرفته‌شده‌اند و والدین کمال‌گرا با امتناع از تأیید رفتار فرزندان خود و در مقابل، اعمال فشار بر وی برای بهتر عمل نمودن، کمال‌گرایی را در فرزند خود تقویت می‌کنند (فراست و همکاران، ۱۹۹۰)، به نظر می‌رسد شیوه تربیت و نوع برخورد والدین با عملکرد فرزند خود که عاملی شدیداً وابسته به فرهنگ در نظر گرفته می‌شود، تأثیر زیادی بر کمال‌گرایی افراد خواهد داشت؛ بنابراین تفاوت اغلب میانگین‌های به‌دست‌آمده در پژوهش حاضر نسبت به پژوهش گلابرت و همکاران (۲۰۱۱) را که در فرهنگی متفاوت صورت گرفته، می‌توان تا حدودی به وابستگی کمال‌گرایی به فرهنگ نسبت داد. به‌علاوه، ممکن است محتوای گویه‌های مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست در ایجاد چنین تفاوتی مؤثر باشد و استفاده از ابزارهای دیگری که شمار محدودتری از زیرمقیاس‌های کمال‌گرایی را در نظر می‌گیرند و به نشانه‌های متفاوت‌تری از کمال‌گرایی اشاره می‌کنند، یافته‌های متمایزی را به دست دهد.

در میان پژوهش‌های داخلی که به واری و ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست پرداخته‌اند، بی‌طرف و شعیری (۱۳۹۱) به شمار محدودی از ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس کمال-

گرایی چندبعدی فراست، از قبیل ضریب آلفای کرونباخ و بررسی اعتبار سازه از طریق تحلیل عاملی اکتشافی اشاره داشتند. در این مورد، فقط به عواملی که به‌دست آمده (شامل ۸ عامل) اشاره شده است. لیاقت و قاسمی (۱۳۹۳) نیز افزون بر تمرکز روی رابطه کمال-گرایی و اضطراب امتحان و تأثیر آن‌ها بر یکدیگر، ضریب آلفای کرونباخ کل پرسشنامه (۰/۸۱۹) و همبستگی آن با پرسشنامه اضطراب امتحان (۰/۲۸۷)، در سطح (۰/۰۰۱) معنادار گزارش نمودند. مطالعات داخلی یادشده، در گزارش ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست، به بررسی شاخص‌های محدودی از اعتبار و پایایی اشاره داشته‌اند. باین‌حال، یافته‌های به‌دست‌آمده از این مطالعات، با یافته‌های حاصل از پژوهش حاضر، همگرایی دارد.

همبستگی بین زیرمقیاس‌های مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست با یکدیگر، عدم معناداری رابطه بین زیرمقیاس نظم و سازمان‌دهی را با سه زیرمقیاس نگرانی درباره اشتباه‌ها، تردید درباره کارها و انتظارات والدینی را نشان داد. این یافته با یافته‌های کوریا و همکاران (۲۰۱۷) هم‌خوانی دارد و می‌تواند بیان‌گر وجوه متمایزی از کمال‌گرایی باشد که در زیرمقیاس نظم و سازمان‌دهی نسبت به دیگر زیرمقیاس‌های یادشده طرح شده‌اند؛ وجوهی که هاماچک^{۱۰۸} (۱۹۷۸) در قالب پیوستار بین کمال‌گرایی بهنجار تا کمال‌گرایی نابهنجار عنوان می‌کند. به تعبیری، ممکن است گویه‌های مربوط به زیرمقیاس نظم و سازمان‌دهی، بیان‌گر وجوه بهنجارتری از کمال‌گرایی نسبت به دیگر زیرمقیاس‌ها باشند.

ارزیابی اعتبار همگرایی مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست، با استفاده از پرسشنامه تجارب مربوط به روابط نزدیک، پرسشنامه پنج‌وجهی ذهن‌آگاهی، پرسشنامه

108 . Hamachek, D. E.

کوتاه نظم‌جویی شناختی هیجان و مقیاس افسردگی، اضطراب و استرس صورت گرفت که اغلب ضرایب همبستگی زیرمقیاس‌های ابزارهای یادشده با زیرمقیاس‌های کمال‌گرایی، معنادار به دست آمدند. البته جهت معناداری روابط در رابط با زیرمقیاس‌های پرسشنامه پنج‌وجهی ذهن‌آگاهی، برخلاف سایر ابزارها، منفی به دست آمد. پرسشنامه پنج‌وجهی ذهن‌آگاهی به سنجش مهارت‌های ذهن‌آگاهی، به‌عنوان یک توانمندی شناختی و عاملی مؤثر بر کاهش جنبه‌های نابهنجار و آسیب‌شناختی (کارمودی^{۱۰۹} و بائر^{۱۱۰}، ۲۰۰۷؛ بجاج^{۱۱۱}، رابینز^{۱۱۲} و پاند^{۱۱۳}، ۲۰۱۶) می‌پردازد. از این رو به نظر می‌رسد وجود رابطه منفی بین زیرمقیاس‌های این پرسشنامه و زیرمقیاس‌هایی از مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست که به جنبه‌های نابهنجارتر کمال‌گرایی مانند نگرانی درباره اشتباه‌ها، تردید درباره کارها، انتظارات والدینی و انتقادگری والدینی اشاره دارند، طبیعی باشد. این در حالی است که دیگر ابزارها، به‌صورت غالب، به سنجش جنبه‌های آسیب‌شناختی روان می‌پردازند و در موارد وجود رابطه معنادار، طبیعتاً شاهد جهت مثبت این روابط هستیم. در مجموع معناداری بین زیرمقیاس‌های ابزارهای استفاده‌شده در پژوهش حاضر همراه با مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست، بیان‌گر این امر است که این مقیاس از اعتبار همگرایی مناسبی در نمونه مورد مطالعه برخوردار است. این یافته‌ها، همسو با یافته‌های دیگر مطالعات به دست آمد. در این مطالعات نیز برخورداری مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست را از اعتبار همگرایی مناسب نشان می‌دهد. به‌عنوان نمونه، استوبر (۱۹۹۸) در بررسی اعتبار همگرایی این مقیاس، در

اغلب موارد، همبستگی‌ها معنادار گزارش نمود. گلابرت و همکاران (۲۰۱۱) نیز ضرایب همبستگی اغلب معناداری را گزارش نمودند. کوریا و همکاران (۲۰۱۷) نیز به نتایج مشابهی دست یافتند. دستیابی به یافته‌های مشابه در زمینه اعتبار همگرایی مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست ممکن است تلویحی به برخورداری گویه‌های این مقیاس از وجوه مشابه یا معانی نزدیکی در نمونه‌ها و فرهنگ‌های مختلف داشته باشد و یا فرایندهای مشابهی را در بر داشته باشد که در رابطه با متغیرها و ابزارهای انتخاب‌شده در هر مطالعه برای واری اعتبار همگرا، وجود دارد؛ فرایندهایی که شناخت آن‌ها، متضمن پژوهش‌هایی در زمینه مزبور است.

در بررسی پایایی مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست، از روش همسانی درونی استفاده شد که ضرایب آلفای کرونباخ بین ۰/۶۳ برای تردید درباره کارها و ۰/۸۱ برای نظم و ترتیب و ۰/۸۴ برای نمره کل پرسشنامه به دست آمد. این یافته‌ها، همسو با دیگر پژوهش‌های انجام‌شده در این زمینه بوده است (استوبر، ۱۹۹۸؛ گلابرت و همکاران، ۲۰۱۱؛ آمارال و همکاران، ۲۰۱۳؛ لیاقت و قاسمی، ۱۳۹۳). یافته‌ها برخورداری پرسشنامه از پایایی مناسب را هم در پژوهش حاضر و هم در مطالعات مرور شده، نشان می‌دهند. در میان زیرمقیاس‌های FMPS، به نظر می‌رسد تردید درباره کارها، از کمترین و سازمان‌دهی از بیشترین پایایی برخوردار باشد. در تبیین پایایی پایین به دست آمده برای زیرمقیاس تردید درباره کارها در چند مطالعه، به نظر می‌رسد شمار محدود (۴ گویه) گویه‌های این زیرمقیاس نسبت به زیرمقیاس‌های دیگر مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست، در میزان این پایایی به دست آمده، نقش مهمی ایفا می‌کند. گرچه زیرمقیاس انتقادگری والدینی نیز در این مقیاس همین

¹⁰⁹ . Carmody, J.

¹¹⁰ . Baer, R. A.

¹¹¹ . Bajaj, B.

¹¹² . Robins, R. W.

¹¹³ Pande, N.

FMPS را از قابلیت اعتماد بیشتر نسبت به سایر ساختارها بیان کند. با این وجود، اختلاف نظر در زمینه ساختار عاملی با تعداد عوامل متفاوت ادامه دارد و پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های عمیق‌تری با استفاده از روش‌های تحلیل عاملی اکتشافی (EFA) و تحلیل عاملی تأییدی (CFA) به صورت توأمان روی نمونه‌های گسترده‌تر و با تنوع ویژگی‌های جمعیت شناختی و مقایسه و تلفیق یافته‌ها برای دستیابی به نتایج جامع‌تر، صورت گیرد.

نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی اعتبار و پایایی مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست، نشان داد این مقیاس در نمونه‌های غیر بالینی ایرانی از اعتبار و پایایی قابل قبول و مناسبی برخوردار است.

از آنجا که افراد کمال‌گرا با معیارهای بالایی که برای عملکرد خود یا دیگران دارند، نگرانی زیادی درباره‌ی ارزیابی تجربه می‌کنند (فراست، هیمبرگ^{۱۱۴}، هالت^{۱۱۵}، ماتیا^{۱۱۶} و نریر^{۱۱۷}، ۱۹۹۳)، ممکن است افسردگی، اضطراب و یا سایر ناخوشی‌های روان‌شناختی را تجربه نمایند. با توجه به این که امروزه کمال‌گرایی به عنوان فرایندی فراتشخیصی^{۱۱۸} و تبیینی برای همبودی با اختلالات روان‌پزشکی به کار می‌رود (ایگان^{۱۱۹}، وید^{۱۲۰} و شافران^{۱۲۱}، ۲۰۱۱) و در سیر و تداوم اختلالاتی مانند افسردگی، اضطراب و اختلالات خوردن نقش دارد (شافران و مانسل، ۲۰۰۱)، به نظر می‌رسد توجه به کمال‌گرایی در برنامه‌های مربوط به سنجش و درمان جنبه‌های ناسازگارانه‌ی روان، گام مؤثری در جهت

تعداد گویه دارد، ممکن است اشاره‌ی گویه‌های مربوط به انتقادگری والدینی، به ادراک فرد از والدین خود و انتقادگری آن‌ها به عنوان بازنمایی از موضوعات بیرونی، صراحت بیشتری نسبت به محتوای گویه‌های مربوط به زیرمقیاس تردید درباره‌ی کارها که به عدم اطمینان، تردید و تکرار اشاره می‌کند، برای شرکت‌کنندگان داشته باشد و همین امر به تفاوت مشاهده شد در میزان پایایی دو زیرمقیاس کوتاه (با کمترین تعداد گویه) شده باشد. درباره‌ی زیرمقیاس نظم و سازمان‌دهی نیز که بیشترین میزان پایایی را نشان داد، نیز ممکن است تأکید بر مفاهیمی چون تمیزی، نظم و ترتیب، قائل بودن به این مفاهیم و مهم شمردن آن‌ها، به عنوان مفاهیمی همگانی و کمتر وابسته به فرهنگ، برداشت همانندتر و عینی‌تری برای شرکت‌کنندگان داشته که به چنین یافته‌ای منتهی شده است.

در زمینه‌ی بررسی اعتبار سازه و ساختار عاملی مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست، ساختار شش عاملی پیشنهاد شده توسط فراست و همکاران (۱۹۹۰) در پژوهش حاضر، هم‌سو با مطالعات گلابرت و همکاران (۲۰۱۱)، آمارال و همکاران (۲۰۱۳) و کوریا و همکاران (۲۰۱۷) تأیید گردید. هرچند ساختارهای چهار عاملی (استوبر، ۱۹۹۸) و سه عاملی (پوردون و همکاران، ۱۹۹۹) مورد بررسی در پژوهش حاضر، شاخص‌های برازش قابل قبولی از خود نشان دادند؛ با این حال، ساختار اولیه‌ی شش عاملی که در ابتدا فراست و همکاران (۱۹۹۰) ضمن تدوین مقیاس پیشنهاد نمودند، برازش مناسب‌تری را هم در پژوهش حاضر و هم در پژوهش گلابرت و همکاران (۲۰۱۱) که همزمان به هر سه ساختار پرداخته بودند، نشان می‌دهد. در دو مطالعه‌ی یادشده، ساختار چهار عاملی نسبت به ساختار سه عاملی از برازش مناسب‌تری بود. این امر ممکن است برخورداری ساختار شش عاملی استاندارد

¹¹⁴ . Heimberg, R. G.

¹¹⁵ . Holt, C. S.

¹¹⁶ . Mattia, J. I.

¹¹⁷ . Neubauer, A.L.

¹¹⁸ . Transdiagnostic process

¹¹⁹ . Egan, S. J.

¹²⁰ . Wade, T.D.

¹²¹ . Shafran, R.

anxiety and stress (DASS) scales in non-clinical samples. *Darashvar e Raffar*. 38:23-31. [in Persian]

Baer, R. A.; Smith, G. T.; Allen, K. B. (2004). Assessment of Mindfulness by Self-Reports the Kentucky Inventory of Mindfulness Skills. *Journal of Assessment*. 11(3): 191-206.

Bajaj, B.; Robins, R. W.; Pande, N. (2016). Mediating Role of Self-Esteem on the Relationship between Mindfulness, anxiety and Depression. *Journal of Personality and Individual Differences*. 94:127-131.

Besharat, M. A. (2016). Cognitive Emotion Regulation: Performance and Scoring method. *Journal of Developmental Psychology: Iranian Psychologists*. 50 (10):221-223. [in Persian]

Bitaraf, S.; Shairi, M. R. (2012). The Investigation of Factorial Structure of Frost Perfectionism Scale (FMPS) in Student Sample. Sixth Seminar of Students' Mental Health. Guilan University. [in Persian]

Brennan, K. A.; Clark, C. L.; Shaver, P. R. (1998). Self-report measurement of adult attachment: An integrative overview. In L. A. Simpson & W. S. Rholes (Eds.), *Attachment theory and close relationships*. New York: Guilford Press.

Brown, K. W. & Ryan, R. M. (2003). The benefits of being present: Mindfulness and its role in psychological wellbeing. *Journal of Personality and Social Psychology*. 84: 822-848.

Browne, M. W.; Cudeck, R. (1993). Alternative Ways of Assessing Model Fit. In Bollen, K. A. & Long, J. S. (Eds). *Testing Structural Equation Models*. (pp819-831). Newbury Park, CA: Sage.

Camody, J.; Bear, R. A. (2007). Relationship between mindfulness practice and level of mindfulness, medical and psychological symptoms and well-being in a mindfulness stress reduction program *Journal of Behavioral Medicine*. 31: 23-33.

Cebolla, A.; García-Palacios, A.; Soler, J.; Guillen, V.; Baños, R.; Botella, C. (2012). Psychometric Properties of the Spanish Validation of the Five Facets of Mindfulness Questionnaire

ارتقای سطح سلامت روان جامعه باشد. از این رو بررسی اعتبار و پایایی ابزارهایی مانند مقیاس کمال‌گرایی چندبعدی فراست، امکان سنجش کمال‌گرایی را به‌عنوان راهی برای ورود این سازه روان‌شناختی مؤثر بر جلوه‌های بالینی روان، در عرصه درمان مشکلات و اختلالات روان‌شناختی و بهبود سلامت روان فراهم می‌کند.

سپاسگزاری

سپاس صمیمانه از تمامی دانشجویان شرکت‌کننده در پژوهش، اساتید محترم و مسئولان دانشگاه شاهد که پژوهش‌گران را در اجرای این پژوهش یاری و همراهی نمودند.

References

Ahmadvand Z, Heydarinasab L, Shairi MR. (2013) Checking Validity and Reliability of the Five-Facet Mindfulness Questionnaire (FFMQ) in Iranian Non-Clinical Samples. *Journal of Behavioral Sciences*. 3(7):229-238. [in Persian]

Amaral, A. P. M.; Soares, M. J.; Pereira, A. T.; Bos, S. C.; Marques, M.; Valente, J.; Nogueira, V.; Azavedo, M. H.; Macedo, A. (2013). Frost Multidimensional Perfectionism Scale: the Portuguese Version. *Journal of Revista de Psiquiatria Clínica*. 40(4):144-149.

Antony, M. M.; Purdon, C. L.; Huta, V.; Swinson, R. P. (1998). Dimensions of Perfectionism across the Anxiety disorders. *Journal of Behavior Research and Therapy*. 36(12):1143-1154.

Aref Nia, R.; Ghamari, M. (2015). The Relationship between Mindfulness and Perfectionism with Obsessional Thoughts in Psychology Students of Karaj Branch of Islamic Azad University. National Congress of Psychology and Management of Social Pathologies.

Asghari Moghaddam MA; Sa'ed F; Dibaj Nia P, Zangeneh J. (2008). Preliminary evaluation of validity and reliability of depression,

- (FFMQ). 2(26):118-126. *European Journal of Psychiatry*
- Chadwick, P.; Hember, M.; Symes, J.; Peters, E.; Kuipers, E.; Dagnan, D. (2008). Responding Mindfully to Unpleasant Thoughts and Images: Reliability and Validity of the Southampton Mindfulness Questionnaire (SMQ). *British Journal of Clinical Psychology*. 47:451-455.
- Cheng, S.K., Chong, G.H., & Wong, C.W. (1999). Chinese frost multidimensional perfectionism scale: A validation and prediction of self-esteem and psychological distress. *Journal of Clinical Psychology*. 55(9): 1051-1061.
- Correia, M.; Rosado, A.; Serpa, S. (2017). Psychometric Properties of the Portuguese Version of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale. *International Journal of Psychological Research*. 10(1):8-17.
- Cox, B.J.; Enns, M.W.; Clara, I.P. (2002). The multidimensional structure of perfectionism in clinically distressed and college student samples. *Psychological Assessment*. 14(3):365-373.
- Dakanalis, A.; Timko, C. A.; Zanetti, M. A.; Rinaldi, L.; Prunas, A.; Carà, G.; Riva, G.; Clerici, M. (2014). Attachment Insecurities, Maladaptive Perfectionism, and Eating Disorder Symptoms: A Latent Mediated and Moderated Structural Equation Modeling Analysis across Diagnostic Groups. *Journal of Psychiatry Research*. 215:176-184.
- Diamantopoulos, A.; Sigauw, J.A. (2000). *Introducing LISREL*. London: Sage Publications.
- Egan, S.J.; Wade, T.D.; Shafran, R. (2011). Perfectionism as a Trans-Diagnostic Process: A Clinical Review. *Journal of Clinical Psychology Review*. 31(2):203-212.
- Feldman, G.; Hayes, A.; Kumar, S.; Greeson, J.; Laurenceau, J. P. (2007). Mindfulness and Emotion Regulation: The Development and Initial Validation of the Cognitive and Affective Mindfulness Scale-Revised (CAMS-R). *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*. 29:177-190.
- Flett, G. L.; Davis, A. R.; Hewitt, L. P. (2003). Dimension of Perfectionism, Unconditional Self-Acceptance, and Depression. *Journal of Rational-Emotive and Cognitive-Behavior Therapy*. 2(21):119-139.
- Fraley, R. C. (2005). Information on the Experiences in Close Relationships-Revised (ECR-R) Adult Attachment Questionnaire. Available at: <http://www.psych.uiuc.edu/~rcfraley/measures/ecr.htm>
- Fraley, R. C.; Waller, N. G.; Brennan, K. A. (2000). An Item-Response Theory Analysis of Self Report Measure of Adult Attachment. *Journal of Personality and Social Psychology*. 78:350-365.
- Franco, K.; Díaz, F.; Torres, P.; Telez, Y.; Hidalgo-Rasmussen, C. (2014). Internal consistency, test-retest reliability and construct validity of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale. *Mexican Journal of Eating Disorders*. 5:91-97.
- Franko, K.; Mancilla, -Díaz, J.; Vázquez, R.; Álvarez, G.; López, X. (2010). Estructura factorial y consistencia interna de la escala Multidimensional de Perfeccionismo. *Journal of Revista Mexicana de Psicología*. 27:143-149.
- Frost, R. O.; Heimberg R. G.; Holt, C. S.; Mattia, J. I.; Neubauer, A. L. (1993). A Comparison of Two Measures of Perfectionism. *Journal of Personality and Individual Differences*. 14(1):119-126.
- Frost, R. O.; Marten, P.; Lahart, C.; Rosenblate, R. (1990). The Dimensions of Perfectionism. *Journal of Cognitive Therapy and Research*. 14:499-462.
- Gamefski N, Kraaij V, Spinhoven P. Negative life events, cognitive emotion regulation and emotional problems. (2001). *Journal of Personality and Individual Differences*. 30(8): 1311-1327.
- Gamefski N, Kraaij V. Cognitive emotion regulation questionnaire - development of a short 18-item version (CERQ-short).(2006). *Journal of Personality and Individual Differences*. 41(6): 1045-53.
- Gavino, A.; Nogueira, R.; Pérez-Costillas, L.; Godoy, A. (2017). Psychometric Properties of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale

- in Spanish Children and Adolescents. *Journal of Assessment*. 0:1-20. Retrieved at sagepub.com/journalsPermissions.nav. DOI:10.1177/1073191117740204.
- Gelabert, E.; García-Esteve, L.; Martín-Santos, R.; Gutiérrez, F.; Torres, A. (2011). Psychometric Properties of the Spanish Version of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale in Women. *Journal of Psychothema*. 1(23):133-139.
- Hamachek, D.E. (1978). Psychodynamics of normal and neurotic perfectionism. *Psychology of Women Quarterly*. 15:27-32.
- Harvey, B.; Pallant, J.; Harvey, D. (2004). An evaluation of the factor structure of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale. *Journal of Educational and Psychological Measurement*. 64:1007-1018.
- Hassani, J. (2011). The examination of Reliability and Validity of Short Form of Cognitive Emotion Regulation. *Journal of Behavioral Sciences Research*. 4 (9): 229-240. [in Persian]
- Hawkins, C.C.; Watt, H.M.G.; Sinclair, K.E. (2006). Psychometric properties of the frost Multidimensional Perfectionism Scale with Australian adolescent girls: Clarification of multidimensionality and perfectionist typology. *Educational and Psychological Measurement*. 66(6): 1001-1022.
- Henry, J. and Crawford, J. R. (2005). The short-form version of the Depression Anxiety stress scales (DASS-21). *The British Journal of Clinical Psychology*. 44: 227-239.
- Hewitt, P.L.; Flett, G.L. (1991). Perfectionism in the self and social contexts: Conceptualization, assessment and association with psychopathology. *Journal of Personality and Social Psychology*. 60(3) 456-470.
- Hu, L. T.; Bentler, P. M. (1999). Cut off Criteria for Fit Indexes in Covariance Structure Analysis: Conventional Criteria Versus New Alternatives. *Journal of Structural Equation Modeling* 1 8-38.
- Khawaja, N. G.; Armstrong, K. A. (2005). Factor structure and psychometric properties of the frost Multidimensional Perfectionism Scale: Developing shorter versions using an Australian sample. *Australian Journal of Psychology*. 57:129-138.
- Liaghat, R.; Ghasemi, F. (2014). The Examination of Psychometric Properties of Frost Perfectionism Questionnaire and its Relationship with Examination Anxiety (Case Study: Tehran High Schools). *Journal of Psychological Research*. 23 (6):60-76.
- Macedo, A.; Marques, M.; Pereira, A. T. (2014). Perfectionism and Psychological Distress: A Review of the Cognitive Factors. *Journal of Clinical Neurosciences and Mental Health*. 6 (1):1-10.
- Mulak, S.A.; James, L.R.; Van Alstine, J.; Bennet, N.; Lind, S.; Stilwell, C.D. (1989). Evaluation of Goodness-of-Fit Indices for Structural Equation Models. *Psychological Bulletin*. 105 (3):430-45.
- Nikson, K.; Sundbom, E.; Hägglöf, B. (2008). A longitudinal study of perfectionism in adolescent onset anorexia nervosa-restricting type. *European Eating Disorders Review*. 16(5):386-394.
- O'Connor, D. B.; O'Connor, R. C.; Marshal, R. (2007). Perfectionism and Psychological Distress: Evidence of the Mediating Effects of Rumination. *European Journal of Personality*. 21:429-454.
- Paraghi L, Maleki G, Zabih Zadeh A, Pshht Mohammadi M, Soltani Nezhad Z. (2013). Validity, reliability and factorial structure of Experiences in Close Relationship (ECR). *Psychiatry and Clinical Psychology of Iran*. 4(19):305-313. [in Persian]
- Park, H. J.; Heppner, P. P.; Lee, D. G. (2010). Maladaptive Coping and Self-Esteem as Mediators between Perfectionism and Psychological Distress. *Journal of Personality and Individual Differences*. 4(48):469-474.
- Purdon, C.; Antony, M. M.; Swinson, P. R. (1999). Psychometric properties of the Frost Multidimensional Perfectionism Scale in Clinical anxiety disorder sample. *Journal of Clinical Psychology*. 55:1271-1286.
- Rhéaume, J.; Freeston, M. H.; Dugas, M. J.; Letarte, H.; Ladouceur, R. (1995). Perfectionism, responsibility, and obsessive-compulsive symptoms. *Journal of behavior research and therapy*. 33:785-795.
- Rotaru, S. T.; Rusu, A. (2013) Psychometric Properties of Romanian Version of

- Experiences in Close Relationships-Revised Questionnaire (ECR-R). *Journal of Social and Behavioral Sciences*. 78:51-55.
- Rudolph, S. G.; Flett, G.L.; Hewitt, P. L. (2007). Perfectionism and Deficits in Cognitive Emotion Regulation. *Journal of Rational Emotional Cognitive Behavior Therapy*. 25(4):343-357.
- Sahebi A, Asghari MJ, Sakari RS. Validation of depression anxiety and stress scale (DASS-21) for an Iranian population.(2005). *Iranian Psychologists*. 4(1):299-313.
- Schemmle-Engel, K.; Moosbrugger, H. (2003). Evaluating the fit of structural equation models: tests of significance and descriptive goodness-of-fit measures. *Methods of Psychological Research Online*. 8(2):23-74.
- Schumacker, R. E., & Lomax, R. G. (2004). *A beginner's guide to structural equation modeling*. Second edition. London: Routledge.
- Shafraan, R.; Mansell, W. (2001). Perfectionism and Psychopathology: A Review of Research and Treatment. *Journal of Clinical Psychology Review*. 21(6):879-906.
- Steiger, J.H. (2007). Understanding the limitations of global fit assessment in structural equation modeling. *Journal of Personality and Individual Differences*. 42(5):893-98.
- Stöber, J. (1998). The Frost multidimensional perfectionism scale revisited: More perfect with four (instead of six) dimensions. *Personality and Individual Differences*. 24(4):481-491.
- Tabachnick, B. G.; Fidell, L. S. (2007). *Using Multivariate Statistics* (5th ed.). New York: Allyn and Bacon.
- Tery-Short, L. A.; Owens, R.G.; Sakde, P. D.; Dewey, M.E. (1995). Positive and negative perfectionism. *Journal of Personality and Individual Differences*. 18:663-668.
- Walach, H.; Bechheld, N.; Bittenmüller, V.; Kleinknecht, N.; Schmidt, S. (2006). Measuring Mindfulness-Freiburg Mindfulness Inventory (FMI). *Journal of Personality and Individual Differences*. 40:1543-1555.
- Yousefi, E.; Azadeh, S. M.; Majlesi, Z.; Salehi, A. (2016). The Effectiveness of Mindfulness-Based Cognitive Therapy (MBCT) Intervention on Mental Ruminations, Metacognitive Beliefs, and Perfectionism in Patients with Obsessive-Compulsive Disorder in Isfahan. *International Journal of Humanities and Cultural Studies*. (Retrieved May 19, 2017, on the World Wide Web: <https://www.ijhcs.com/index.php/ijhcs/article/download/1806/1506>).