مقیاس هسته ارزشیابی خود: شکل‌گیری یک سازه

Core Self-Evaluations Scale: The Formation of a Construct

محترم نعمت‌طاوسی
استادیار دانشگاه آزاد اسلامی
واحد تهران جنوب، تهران، ایران

محبوبه محمدعلی‌شریفی
کارشناس ارشد روان‌سنجی

Mohtaram Nemat Tavousi, PhD
Islamic Azad University
South Tehran Branch, Tehran, Iran

Mahboobeh MohammadAli Sharifi
MA in Psychometric

چکیده

این پژوهش با هدف تعیین اعتبار، روایی و ساختار عاملی مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود (جاج، ارز، بونو و تورسن، ۲۰۰۳) در دانشجویان دانشگاه آزاد اجرا شد. ۶۲۲ نفر دانشجو (۱۹۸ مرد، ۴۲۴ زن) با روش نمونه‌برداری چندمرحله‌ای انتخاب شدند و به مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود (جاج و دیگران، ۲۰۰۳)، زمینه‌یاب دیدگاه‌های شخصی (مؤسسه سرسختی، ۱۹۸۵)، مقیاس حرمت خود (روزنبرگ، ۱۹۶۵)، مقیاس خودکارآمدی تعمیم‌یافته (جاج، لاک، دورهام و کلاگر، ۱۹۹۸)، مقیاس درونی‌بودن، افراد قدرتمند و شانس (لوینسون، ۱۹۸۱)، شاخص مقابله جوانان (مک‌کوبین، تامپسون و الور، ۱۹۹۶)، مقیاس نوروزگرایی سیاهه شخصیت آیزنک (آیزنک و آیزنک، ۱۹۶۸) و سیاهه افسردگی بک (بک و بک، ۱۹۷۲) پاسخ دادند. ساختار عاملی این مقیاس با روش تحلیل عاملی تأییدی و اکتشافی تعیین شد. یافته‌ها نشان داد که مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود همسانی درونی مناسب دارد. مقدار آلفای کرونباخ و اعتبار بازآزمایی دو هفته‌ای آن به‌ترتیب ۰/۸۶۷ و ۰/۸۱۸ به دست آمد. همبستگی مثبت معنادار مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود با زمینه‌یاب دیدگاه‌های شخصی، حرمت خود روزنبرگ، خودکارآمدی تعمیم‌یافته و شاخص مقابله جوانان نشان‌دهنده روایی همگرا و همبستگی منفی معنادار این مقیاس با مقیاس نوروزگرایی و سیاهه افسردگی حاکی از روایی واگرای این مقیاس بود. نتایج تحلیل عاملی تأییدی بیانگر ساختار تک‌عاملی این مقیاس بود. یافته‌های پژوهش نشان می‌دهد که نسخه فارسی مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوب دارد

واژه‌های کلیدی: هسته ارزشیابی خود، ویژگی‌های روان‌سنجی، تحلیل عاملی، روایی، اعتبار

Abstract

This study investigated reliability, validity and confirmatory factor structure of the Core Self-Evaluations Scale (CSES; Judge, Erez, Bono & Thoresen, 2003). Six hundred and twenty two students (198 males, 424 females) were selected using multi-stage sampling method. The participants completed the CSES, the Personal Views Survey (PVS; Hardiness Institute, 1985), the Rosenberg Self-Esteem Scale (1965), the Generalized Self-Efficacy Scale (GSES; Judge, Locke, Durham & Kluger,1998), the Internality, Powerful Others and Chance Scale (IPC; Levenson,1981), the Youth Coping Index (YCI; McCubbin, Thompson & Elver, 1996), the Neuroticism Scale of the Eysenck Personality Inventory (Eysenck & Eysenck, 1968),the Beck Depression Inventory-Short Form (BDI-SF; Beck & Beck, 1972). The factor structure of theCSESwas assessed by exploratory and confirmatory factor analysis.The results indicated that the CSES had a good internal consistency. The Cronbach and 2-weeks test-retest reliability were .87 and .82, respectively. The positive correlation of the CSES with the Personal Views Survey, the Rosenberg Self-Esteem Scale, the Generalized Self-Efficacy Scale, the Internality, Powerful Others and Chance Scale, and the Youth Coping Index indicated the convergent validity of the CSES. The negative correlation of the CSES with the Neuroticism Scale and the Beck Depression Inventory indicated the divergent validity of the CSES. The factorial analyses indicated that the CSES Scale was unidimensional.The findings suggest that the Core Self-Evaluations Scale has a good psychometric properties in a sample of Iranian Students.

Keywords: Core Self-Evaluations Scale, psychometric properties, factor analysis, validity, reliability

دریافت: ۹۵/۸/۲۱
پذیرش: ۹۶/۲/۲

received: 11 November 2016
accepted: 22 April 2017

Contact information: nemattavousi@yahoo.com

مقدمه

با گسترش ادبیات ابزارهای سنجش رگه‌های منفرد، پرسشنامه‌های کاربردی شناخته‌شده‌ای برای اندازه‌گیری سازه‌های مختلف مانند خودکارآمدی[1] (شوارتزر و جروسلم، ۱۹۹۵)، خوش‌بینی[2] (شیر و کارور، ۱۹۸۵)، مسند مهارگری[3] (لونسون، ۱۹۸۱)، حرمت خود[4] (روزنبرگ، ۱۹۶۵)، حس انسجام[5] (آنتونوفسکی، ۱۹۹۳) و انعطاف‌پذیری (وگنیلد و یانگ، ۱۹۹۳) توسعه یافته است. اگرچه به نظر می‌رسد بنیاد این سازه‌ها متفاوت است، امّا شواهد تجربی نشان می‌دهند این سازه‌ها تا حدّی همپوشی دارند و میزان واریانس تجربی[6] مشترک آن‌ها شایان توجه است (جاج، ارز، بونو و تورسن، ۲۰۰۲؛ جوانوویچ وگاوریلوف‌ـجرکوویچ، ۲۰۱۳؛ کرونینگر‌ـجونگابرله و گرونشتاین، ۲۰۱۳). از این‌رو، جاج و همکارانش (جاج، ارز، بونو و تورسن، ۲۰۰۳؛ جاج، لاک و دورهام، ۱۹۹۷) سنجه[7] مرتبه بالا و مکنون رگه شخصیتی را پیشنهاد دادند و آن را هستهٔ ارزشیابی‌های خود[8] نامیدند.

هستهٔ ارزشیابی‌های خود مشتمل بر ابعاد مختلف چهار سازهٔ حرمت خود، خودکارآمدی، مسند مهارگری و نوروزگرایی است که ارزیابی‌های بنیادین و قابلیت‌های خود را منعکس و برای پژوهش‌های پراکنده مرتبط با این سازه‌های خاص، یکپارچگی بیشتری را فراهم می‌کند (جاج و دیگران، ۲۰۰۲). با این هدف، جاج و همکارانش مقیاس ۱۲ مادّه‌ای هسته ارزشیابی خود را ساختند. از این مقیاس در حدّ گسترده‌ای استفاده می‌شود و شواهد متعددی مبنی بر سودمندی آن در سنجش پیامدهای مختلف وجود دارد. پژوهش‌ها نشان می‌دهد که مقیاس هستهٔ ارزشیابی‌های خود[9]، رضایت شغلی و رضایت از زندگی (جاج، کلینگرو سایمون، ۲۰۱۰؛ جاج، ۲۰۰۹؛ بونو و جاج، ۲۰۰۳؛ چانگ، فریس، جانسون، روزن و تن، ۲۰۱۲؛ هایلمن و جوناس، ۲۰۱۰؛ هیرشی و هرمان، ۲۰۱۲؛ استامپ، ماک، هولشگر، جاج و مایر، ۲۰۱۰)، شادی و عاطفه مثبت (گاردنر و پیرس، ۲۰۱۰؛ ری، اکسترمرا و دورن، ۲۰۱۲؛ استامپ و دیگران، ۲۰۱۰)، ابعاد مثبت تصمیم‌گیری حرفه‌ای (دی‌فابیو، پالازسکی و بارـآن، ۲۰۱۲؛ کامون‌دورو، کانتو و سیاورا، ۲۰۱۲) و سطوح پایین تنیدگی ادراک‌شده (برونبرگ، ۲۰۰۸؛ لوریا و تورجمن، ۲۰۰۹)، کنش‌وری بهینه سلامت (هیلبرت، بریهلر، هایسر و زنگر، ۲۰۱۴؛ تاوسیس، نیکولا، سرداریس و جاج، ۲۰۰۷؛ یگیل، لوریا و گال، ۲۰۰۸) و سطوح بالای تعادل در زندگی (گریسلیش، پروسک و کورندل، ۲۰۱۲) را به میزان معناداری پیش‌بینی می‌کند.

مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود نه‌تنها با حوزه‌های روان‌شناسی سازمانی بلکه با روان‌شناسی سلامت، روان‌شناسی بالینی و کیفیت زندگی نیز مرتبط است. با این حال، روایی مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود در مورد نشانه‌های خاص آسیب‌شناسی روانی (برای مثال، اضطراب و افسردگی)، جسمانی (برای مثال، درد)، کیفیت زندگی و پیامدهای حرفه‌ای (برای مثال، دوره‌های بیکاری) در نمونه‌های غیر بالینی هنوز آزمون نشده و نیازمند بررسی است.

به دلیل اهمیت هستهٔ ارزشیابی‌های خود، مقیاس هستهٔ ارزشیابی‌خود به زبان‌های اسپانیایی (جاج، ون‌ویانن و دپاتر، ۲۰۰۴)، هلندی (جاج و دیگران، ۲۰۰۴)، ایتالیایی (دی‌فابیو و بوسانی، ۲۰۰۹)، کره‌ای (هالت و جونگ، ۲۰۰۸)، فارسی (قاراتپه، ۲۰۱۱)، یونانی (تاوسیس و دیگران، ۲۰۰۷)، ژاپنی (پیکولو، جاج، تاکاهاشی، واتانیب و لاک، ۲۰۰۵) و آلمانی (برای مثال، استامپ و دیگران، ۲۰۱۰) ترجمه شده است. نتایج بررسی روایی نسخه آلمانی در چندین پژوهش (آلبرشت، پاولوس، دیلشرت، دیلر و وانس، ۲۰۱۳؛ هیلمن و جوناس، ۲۰۱۰؛ استامپ، هولشگر، ماک و مایر، ۲۰۰۹؛ استامپ و دیگران، ۲۰۱۰) گزارش شده است امّا نتایج روایی نسخه فارسی فقط در یک پژوهش و برای چهار متغیر مکنون گزارش شده است (نعمت‌طاوسی و اکبرزاده‌حوری، ۱۳۹۲). در پژوهش‌های پیشین، مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود در نمونه‌هایی از دانش‌آموزان و بزرگسالان استفاده شده است (برای مثال، دی‌فابیو و دیگران، ۲۰۱۲؛ گریسلیش و دیگران، ۲۰۱۲؛ هیرشی و هرمان، ۲۰۱۲؛ جاج و دیگران، ۲۰۰۳؛ کاموندورو و دیگران، ۲۰۱۲؛ لوریا و ترجمن، ۲۰۰۹) از این‌رو، هنوز این مقیاس فاقد ارزیابی روان‌سنجی در نمونه‌ای است که نمایانگر جمعیت عمومی باشد. افزون بر آن، ابعاد متفاوت سطوح هستهٔ ارزشیابی خود با در نظر گرفتن متغیرهای جنس،

1. self-efficacy
2. optimism
3. locus of control
4. self-esteem
5. sense of coherence
6. empirical variance
7. measurement
8. core self-evaluations
9. Core Self-Evaluations Scale (CSES)

سن، سطح آموزش و شاخص‌های مرتبط با سلامت، به اندازه کافی بررسی نشده است.

به‌رغم آنکه پژوهش‌ها نشان می‌دهد که مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود، تک‌بعدی است (مانند ارز و جاج، ۲۰۰۱؛ جاج و دیگران، ۲۰۰۳؛ جاج و دیگران، ۲۰۰۴؛ استامپ و دیگران، ۲۰۱۰) و یک عامل مرتبه بالای مکنون را نشان می‌دهد، امّا نتایج تا حدّی مبهم است. برای مثال، جاج و دیگران (۲۰۰۳) دریافتند الگوی تک‌بعدی نسخهٔ اصلی انگلیسی مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود بهتر از الگوی چهار متغیر مکنون (چهار سازه)، با داده‌ها برازش دارد امّا درجه آزادی این الگو نشان می‌دهد که شش جفت خطاهای دوره‌ای[1] در این الگو همبسته‌اند. این الگوی تناسب افزایشی[2] فرضی است. این الگو در پژوهش استامپ و دیگران (۲۰۱۰) و در تأیید تک‌بعدی بودن نسخهٔ آلمانی مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود به‌کار رفته است. در پژوهش جاج و دیگران (۲۰۰۴) تک‌بعدی بودن نسخه‌های اسپانیایی و هلندی مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود تأیید شد، امّا بررسی درجه‌های آزادی نشان داد که فقط چهار جفت از خطاهای دوره‌ای با یکدیگر همبستگی داشتند. صرف نظر از ناشناخته بودن دلیل آن، این الگو ناهمخوان است و چندبعدی بودن مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود نیاز به بررسی دارد. با توجه به اهمیت سازهٔ هستهٔ ارزشیابی خود در گذار از دوران دانشجویی، در این پژوهش ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود در دانشجویان بررسی شد.

روش

شیوه پژوهش توصیفی، جامعه آماری همه دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب در سال تحصیلی ۹۵ـ۹۴ و گروه نمونه پژوهش ۶۲۲ دانشجو بودند که به صورت نمونه‌برداری خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شدند. به این ترتیب که در گام نخست به طور تصادفی سه دانشکده و از هر دانشکده هشت کلاس به طور تصادفی انتخاب شدند. دامنه سنی دانشجویان ۱۸ تا ۶۲ سال با میانگین ۲۶/۱۴ و انحراف استاندارد ۶/۹۲۰ بود.

مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود[3] (جاج و دیگران، ۲۰۰۳). این مقیاس ارزشیابی‌های بنیادین افراد را در مورد خود می‌سنجد و ۱۲ مادّه دارد که برخی از آن‌ها به صورت مستقیم و برخی دیگر به صورت معکوس هستهٔ ارزشیابی‌های خود را ارزیابی می‌کنند. مادّه‌های ۲، ۴، ۶، ۸، ۱۰ و ۱۲ به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. این مقیاس بر اساس مقیاس ۵ درجه‌ای لیکرت از کاملاً مخالف (۱) تا کاملاً موافق (۵) نمره‌گذاری می‌شود و وزن تمام مادّه‌ها برای دستیابی به نمره کل هستهٔ ارزشیابی خود برابر است. بنابراین دامنه نمره‌ها در این مقیاس از ۱۲ تا ۶۰ در نوسان است. نمره‌های بالا در این مقیاس نشان‌دهنده خودارزشیابی مثبت و نمره‌های پایین منعکس‌کننده خودارزشیابی منفی است. جاج و دیگران (۲۰۰۳) روایی همگرای این مقیاس را ۰/۶۴ و براساس چهار پژوهش مختلف، اعتبار آن را ۰/۸۳ گزارش کردند. اویلر (۲۰۰۷) نیز در پژوهشی در نمونه‌های دانشجویی و کارمندی، ضرایب آلفای کرونباخ این مقیاس را به ترتیب ۰/۸۰ و ۰/۸۴ گزارش کرده است. در نمونه ایرانی نیز همبستگی هستهٔ ارزشیابی‌های خود با رضایت شغلی، عاطفه مثبت و بهزیستی عاطفی ناشی از شغل معنادار و برابر با ۰/۳۹، ۰/۲۲ و ۰/۲۸ و ضریب آلفای کرونباخ آن ۰/۸۰ گزارش شده است (نعمت‌طاوسی و اکبرزاده‌حوری، ۱۳۹۱).

در این پژوهش برای بررسی روایی سازه مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود از روش تحلیل عاملی تأییدی و اکتشافی، برای محاسبه روایی همگرا از ضرایب همبستگی حاصل از این مقیاس با زمینه‌یاب دیدگاه‌های شخصی[4] (مؤسسه سرسختی[5]، ۱۹۸۵)، مقیاس حرمت خود روزنبرگ[6] (۱۹۶۵)، مقیاس خودکارآمدی تعمیم‌یافته[7] (جاج، لاک دورهام و کلاگر، ۱۹۹۸)، مقیاس درونی بودن، افراد قدرتمند و شانس[8] (لوینسون، ۱۹۸۱) و شاخص مقابله جوانان[9] (مک‌کوبین، تامپسون و الور، ۱۹۹۶)، برای بررسی روایی واگرا، از ضرایب همبستگی مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود با مقیاس نوروزگرایی سیاهه شخصیت آیزنک[10] (آیزنگ و آیزنک، ۱۹۶۸) و سیاهه افسردگی بک–فرم کوتاه[11]

1. error terms
2. increased model fit
3. Core Self-Evaluations Scale (CSES)
4. Personal Views Survey (PVS)
5. Hardiness Institute
6. Rosenberg Self-Esteem Scale
7. Generalized Self-Efficacy Scale (GSES)
8. Internality, Powerful Others and Chance Scale (IPC)
9. Youth Coping Index (YCI)
10. Eysenck Personality Inventory Neuroticism Scale
11. Beck Depression Inventory-Short Form (BDI-SF)

(بک و بک، ۱۹۷۲) و برای وارسی اعتبار از ضریب آلفای کرونباخ و بازآزمایی استفاده شد.

یافته‌ها

برای بررسی اعتبار مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود، ضرایب بازآزمایی و آلفای کرونباخ محاسبه شد. برای محاسبه ضرایب بازآزمایی، ۸۰ دانشجو در بازه زمانی چهار هفته مجدداً به مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود پاسخ دادند. ضریب همبستگی بین نمره‌های حاصل از دو بار اجرا ۰/۸۶۷ و ضریب آلفای کرونباخ مقیاس ۱۲مادّه‌ای ۰/۸۱۸ بود که مشخص ساخت مقیاس همسانی درونی مناسب دارد.

برای توصیف داده‌ها میانگین، انحراف استاندارد و ضریب آلفای هریک از مادّه‌ها و نمره کلّ حاصل از اجرای مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود در جدول ۱ نشان داده شده است.

روایی مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود با دو روش روایی همگرا و واگرا بررسی شد. همبستگی نمره‌های مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود با زمینه‌یاب دیدگاه‌های شخصی (r=۰/۵۶۵)، مقیاس حرمت خود روزنبرگ (r=۰/۶۲۲)، مقیاس خودکارآمدی تعمیم‌یافته (r=۰/۶۷۵) و شاخص مقابله جوانان (r=۰/۴۰۲) مثبت معنادار (P<۰/۰۰۱) و نشان‌دهنده روایی همگرای مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود است. همبستگی نمره‌های مقیاس هسته ارزشیابی خود با مقیاس نوروزگرایی سیاهه شخصیت آیزنک (r= −۰/۵۲۷) و سیاهه افسردگی بک– فرم کوتاه (r= −۰/۶۱۷) منفی معنادار (P<۰/۰۰۱) بود که روایی واگرای مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود را تأیید می‌کند.

جدول ۱

خلاصه یافته‌های توصیفی مادّه‌های مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود

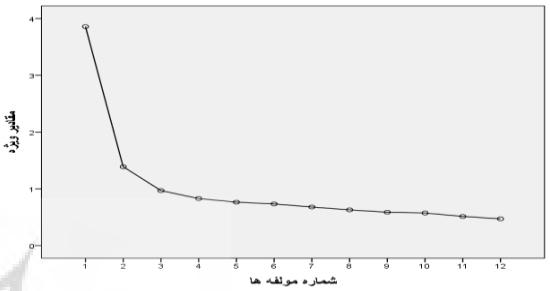
مادّه‌ها	M	SD	کجی	کشیدگی	α
۱	۴/۱۵	۰/۸۴۶	−۱/۱۲۷	۱/۵۴۳	۰/۸۰۵
۲	۲/۴۲	۱/۰۹۹	۰/۷۵۷	−۰/۱۹۳	۰/۸۰۱
۳	۴/۲۳	۰/۷۶۷	−۱/۲۲۲	۲/۲۵۳	۰/۸۰۶
۴	۲/۹۳	۱/۲۲۴	۰/۰۱۹	−۱/۰۴۹	۰/۷۹۷
۵	۳/۸۷	۰/۸۳۸	−۰/۸۶۱	۰/۹۵۹	۰/۸۰۸
۶	۲/۶۴	۱/۰۱۳	۰/۳۳۱	−۰/۴۵۹	۰/۸۱۱
۷	۳/۷۴	۱/۰۴۰	−۰/۸۵۱	۰/۱۸۵	۰/۷۹۷
۸	۳/۵۴	۱/۰۸۰	−۰/۴۷۵	−۰/۵۰۱	۰/۸۰۴
۹	۳/۱۰	۱/۰۹۴	۰/۰۰۹	−۰/۹۰۲	۰/۸۱۲
۱۰	۳/۲۶	۱/۰۷۲	−۰/۲۸۹	−۰/۷۰۰	۰/۸۰۳
۱۱	۳/۷۲	۰/۹۶۵	−۰/۷۰۸	۰/۱۲۲	۰/۸۰۴
۱۲	۲/۸۶	۱/۲۱۵	۰/۲۰۰	−۱/۰۹۲	۰/۷۹۸
نمره کل	۴۰/۴۳	۷/۱۴۹	−۰/۲۶۸	۰/۳۰۵	۰/۸۱۸

برای بررسی ساختار مجموعه مادّه‌ها از تحلیل عاملی اکتشافی[1] و تحلیل عاملی تأییدی[2] استفاده شد. تحلیل عاملی اکتشافی با چرخش‌های مختلف و با استفاده از تحلیل مؤلفه اصلی و چرخش واریماکس انجام شد. میزان ارزش به‌دست‌آمده برای کفایت نمونه‌برداری کیسر– می‌یر– الکین[1] (KMO) برابر ۰/۸۶۷ بود و آزمون کرویت بارتلت[2] (x^2=۱۵۲۱/۸۹۳) هم نشان داد که تحلیل عاملی امکان‌پذیر است. برای بررسی عامل‌های تشکیل‌دهنده مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود از تحلیل مؤلفه‌های اصلی استفاده شد. بر اساس مبانی نظری ساخت ابزار می‌توان یک عامل را برای مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود در نظر گرفت امّا نتایج نشان‌دهنده دو عامل با ارزش ویژه بالاتر از یک بود. در جدول ۲ بارهای عاملی، ارزش ویژه و درصد واریانس تبیین‌شده از طریق هر عامل گزارش شده است.

نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد که دو عامل، ارزش ویژه بزرگ‌تر از یک دارد که عامل اول به تنهایی ۳۳ درصد از واریانس را تبیین می‌کند. در نتیجه براساس معیار کیسر مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود دوعاملی است. با توجه به مبانی نظری تحلیل عاملی، ضرایب کمتر از ۰/۳ معنادار نیست، در نتیجه در عامل دوم فقط مادّه‌های ۱، ۳ و ۵ با بارعاملی مثبت و مادّه‌های ۲، ۶ و ۱۲ با بارعاملی منفی از بارعاملی بالاتر از

1. Kaiser- Meyer- Olkin (KMO)
2. Bartlett's test of sphericity

۰/۳ برخوردارند. افزون بر آن آزمون نمودار شیب کتل نیز وجود دو عامل را در مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود مورد تأیید قرار داد. همچنین بر اساس تحلیل موازی با گروه نمونه ۱۰۰ نفره، حداقل اندازه ویژه قابل قبول برای تحلیل حاضر ۱/۲۲۸۱ به‌دست آمد. بر این اساس و ارزش ویژه عامل‌های به دست آمده در مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود، دو عامل وجود دارد که اندازه ویژه بزرگ‌تری از این مقدار دارد. بنابراین، نتایج تحلیل موازی نیز دوعاملی بودن مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود را تأیید کرد.



شکل ۱. آزمون نمودار شیب‌دار کتل

با توجه به مقادیر ویژه و با استفاده از سه روش معیار کیسر، آزمون نمودار شیب‌دار کتل و تحلیل موازی، دوعاملی بودن مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود تأیید شد. برای اطمینان و استخراج عامل‌های این مقیاس، آزمون تحلیل مؤلفه‌های اصلی با دو عامل فرضی، اجرا و نتایج تحلیل عامل‌ها با چرخش متعامد واریماکس و متمایل ابلیمن در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول ۲
بارهای عاملی، ارزش ویژه و تبیین واریانس عامل‌ها

	عامل‌ها	
ماده‌ها	**۱**	**۲**
۱	۰/۵۷۶	۰/۴۰۷
۲	۰/۶۰۱	−۰/۳۹۱
۳	۰/۴۳۳	۰/۴۶۶
۴	۰/۶۲۴	−۰/۲۲۸
۵	۰/۵۰۶	۰/۴۵۹
۶	۰/۴۸۵	−۰/۴۲۰
۷	۰/۶۶۷	۰/۲۲۲
۸	۰/۶۰۸	−۰/۱۲۷
۹	۰/۵۰۱	۰/۱۵۵
۱۰	۰/۵۱۸	−۰/۲۵۷
۱۱	۰/۶۰۰	۰/۲۷۱
۱۲	۰/۶۳۵	−۰/۴۳۰
ارزش ویژه	۳/۹۸۶	۱/۲۷۰
درصد واریانس	۳۳/۲۱۷	۱۰/۵۸۳

جدول ۳
خلاصه تحلیل مؤلفه‌های اصلی و بارهای عاملی با چرخش متعامد و متمایل

	عامل‌ها بدون چرخش		عامل‌ها با چرخش متعامد (روش واریماکس)		عامل‌ها با چرخش متمایل (روش ابلیمن)	
ماده‌ها	**۱**	**۲**	**۱**	**۲**	**۱**	**۲**
۱	۰/۵۷۶	۰/۴۰۷		۰/۶۹۰		۰/۷۰۴
۲	۰/۶۰۱	−۰/۳۹۱	۰/۷۰۶		۰/۷۲۶	
۳	۰/۴۳۳	۰/۴۶۶		۰/۶۴۳		۰/۶۸۴
۴	۰/۶۲۴		۰/۶۱۲		۰/۵۹۶	
۵	۰/۵۰۶	۰/۴۵۹		۰/۶۸۱		۰/۷۱۳
۶	۰/۴۸۵	−۰/۴۲۰	۰/۶۴۱		۰/۶۷۸	
۷	۰/۶۶۷		۰/۳۳۵	۰/۶۱۸		۰/۵۸۴
۸	۰/۶۰۸		۰/۵۳۱	۰/۳۲۳	۰/۴۹۶	
۹	۰/۵۰۱			۰/۴۵۵		۰/۴۲۸
۱۰	۰/۵۱۸		۰/۵۵۴		۰/۵۵۵	
۱۱	۰/۶۰۰			۰/۶۰۷		۰/۵۹۱
۱۲	۰/۶۲۸	−۰/۴۳۰	۰/۷۵۲		۰/۷۷۱	

بر اساس نتایج تحلیل مؤلفه‌های اصلی برای عامل‌های مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود، تمام ماده‌ها بر عامل اول بار عاملی مناسب دارند و همچنین وجود دو عامل تأیید شد. بیشترین بار عاملی بدون چرخش، مربوط به ماده ۷ با ۰/۶۶۷ و ماده ۱۲ با ۰/۶۲۸ و کمترین بار عاملی به ماده ۳ با ۰/۴۴۳ تعلق داشت. در چرخش متعامد در عامل اول بیشترین بار عاملی به ماده ۱۲ با

۰/۷۵۲ و کمترین بار عاملی به مادّه ۷ با ۰/۳۳۵ تعلق داشت. در عامل دوم بیشترین بار عاملی را مادّه ۱ با ۰/۶۹۰ و کمترین بار عاملی را مادّه ۸ با ۰/۳۲۳ داشت. در چرخش متمایل نیز در عامل اول بیشترین بار عاملی به مادّه ۱۲ با ۰/۷۷۱ و کمترین بار عاملی به مادّه ۸ با ۰/۴۹۶ و در عامل دوم بیشترین بار عاملی به مادّه ۵ با ۰/۷۱۳ و کمترین بار عاملی به مادّه ۹ با ۰/۴۲۸ تعلق داشت. در چرخش متعامد، غیر از مادّه‌های ۷ و ۸ که واجد بار عاملی در هر دو عامل بودند، مادّه‌های زوج بر عامل اول و مادّه‌های فرد در عامل دوم بار عاملی داشتند. این حالت در چرخش متمایل به‌طور کامل برقرار بود و هیچ مادّه‌ای بر هر دو عامل بارعاملی نداشت.

تحلیل عاملی مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود با دو عامل فرضی و روش حداکثر درست‌نمایی اجرا شد که نتایج حاصل از اجرای تحلیل با تخمین استانداردنشده و استانداردشده در جدول ۴ گزارش شده است.

جدول ۴

خلاصه یافته‌های تحلیل عاملی تأییدی دو عاملی

مادّه‌ها	تخمین استانداردنشده	خطای استاندارد	مقدار بحرانی	تخمین استانداردشده
		عامل اول		
۲	۱/۰۰۰			۰/۶۲۲
۴	۱/۱۳۱	۰/۰۹۷	۱۱/۶۰۸*	۰/۶۱۳
۶	۰/۷۳۴	۰/۰۷۶	۹/۶۸۳*	۰/۴۸۰
۸	۰/۸۸۱	۰/۰۸۳	۱۰/۵۷۲*	۰/۵۶۱
۱۰	۰/۷۶۶	۰/۰۸۲	۹/۳۲۱*	۰/۴۸۱
۱۲	۱/۲۳۲	۰/۰۹۸	۱۲/۶۰۷*	۰/۶۷۰
		عامل دوم		
۱	۱/۰۰۰			۰/۵۹۰
۳	۰/۷۲۲	۰/۰۸۱	۸/۹۴۳*	۰/۴۴۷
۵	۰/۸۹۸	۰/۰۸۹	۱۰/۱۱۲*	۰/۵۳۴
۷	۱/۳۸۴	۰/۱۲۱	۱۱/۴۵۶*	۰/۶۷۴
۹	۱/۰۰۵	۰/۱۱۴	۸/۸۲۳*	۰/۴۵۵
۱۱	۱/۱۲۵	۰/۱۰۸	۱۰/۴۳۵*	۰/۵۸۸

* P< /

نتایج جدول ۴ نشان می‌دهد با توجه به مقدار بحرانی و سطح معناداری، تمام ۱۲ مادّه معنا دارند و شرط اول برای باقی ماندن در مدل را دارند. همچنین تمامی مادّه‌ها با داشتن بار عاملی بالاتر از ۰/۳، شرط دوم برای باقی ماندن در مدل را نیز دارند. نتایج حاصل از تحلیل عاملی تأییدی نشان داد مدل دوعاملی هستهٔ ارزشیابی خود از برازش مناسب برخوردار است. با توجه به این‌که پژوهشگران نسبت خی دو به درجه آزادی کمتر از ۳، شاخص برازندگی تطبیقی[1]، شاخص برازندگی[2] و شاخص برازندگی تعدیل‌یافته[3] بزرگ‌تر یا مساوی ۰/۹۹، ریشه دوم واریانس خطای تقریب[4] کمتر از ۰/۰۸ و شاخص برازندگی غیرتطبیقی[5] بزرگ‌تر از ۰/۹۰ را از نشانه‌های برازش مناسب و از شاخص‌های مطلوب برای ارزیابی مدل می‌دانند، با توجه به شاخص‌های به دست آمده (x /df=۲/۴۱۴، CFI=۰/۹۵۰، AGFI=۰/۹۴۹، RMSA=۰/۰۴۸، NFI=۰/۹۱۸) مدل از برازش مناسبی برخوردار است.

بر اساس نتایج حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود، مدل دوعاملی این مقیاس، در جامعه ایرانی مورد تأیید قرار گرفت. اگرچه جاج و دیگران (۲۰۰۳) این مقیاس را به عنوان مدلی تک‌عاملی معرفی و نتایج پژوهش‌های بعدی نیز مدل تک‌عاملی این مقیاس را تأیید کردند، امّا در پژوهش خود دو مدل تک‌عاملی و دوعاملی برای مقیاس کوتاه‌شده ۱۲ مادّه‌ای هسته ارزشیابی خود به دست آوردند و در نهایت به دلیل همبستگی بالای نتایج و بار عاملی مناسب هر ۱۲ مادّه در مدل تک‌عاملی، این مقیاس را

1. Comparative Fit Index(CFI)
2. Goodness of Fit Index(GFI)
3. Adjusted Goodness of Fit Index(AGFI)
4. Root Mean Square Error of Approximation(RMSA)
5. Non-Normed Fit Index(NFI)

به عنوان ابزاری تک‌عاملی معرفی کردند. از این رو، نتایج تحلیل عاملی تأییدی این مقیاس با مدل تک‌عاملی با روش حداکثر درست‌نمایی با تخمین استانداردنشده و استانداردشده در جدول ۵ گزارش شده است.

جدول ۵

خلاصه یافته‌های تحلیل عاملی تأییدی مدل تک‌عاملی

مادّه‌ها	تخمین استانداردنشده	خطای استاندارد	مقدار بحرانی	تخمین استانداردشده
۱	۱/۰۰۰			۰/۵۰۹
۲	۱/۴۱۱	۰/۱۵۰	۹/۳۹۰*	۰/۵۵۶
۳	۰/۷۰۴	۰/۰۹۲	۷/۶۳۸*	۰/۳۷۷
۴	۱/۶۸۶	۰/۱۷۳	۹/۷۵۲*	۰/۵۷۸
۵	۰/۸۶۸	۰/۱۰۱	۸/۶۳۵*	۰/۴۴۶
۶	۱/۰۲۷	۰/۱۳۰	۷/۹۲۶*	۰/۴۲۶
۷	۱/۴۷۶	۰/۱۴۰	۱۰/۵۸۱*	۰/۶۲۱
۸	۱/۳۷۹	۰/۱۴۴	۹/۵۶۷*	۰/۵۵۶
۹	۱/۱۰۰	۰/۱۳۳	۸/۲۸۵*	۰/۴۳۰
۱۰	۱/۱۴۱	۰/۱۳۶	۸/۳۹۵*	۰/۴۵۴
۱۱	۱/۱۹۷	۰/۱۲۴	۹/۶۵۰*	۰/۵۴۰
۱۲	۱/۶۷۹	۰/۱۷۷	۹/۵۰۳*	۰/۵۷۹

*P<۰/۰۱

نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد با توجه به مقدار بحرانی و سطح معناداری مادّه‌ها، تمام مادّه‌ها شرط اول و با داشتن بار عاملی بالاتر از ۰/۳، شرط دوم برای باقی ماندن در مدل را دارند. همچنین به دلیل نداشتن برازش مناسب مدل و استاندارد نبودن برخی از شاخص‌ها، مدل اصلاح شد. خلاصه یافته‌ها در جدول ۶ آمده است.

جدول ۶

خلاصه یافته‌های تحلیل عاملی تأییدی مدل تک‌عاملی پس از اصلاح

مادّه‌ها	تخمین استانداردنشده	خطای استاندارد	مقدار بحرانی	تخمین استانداردشده
۱	۱/۰۰۰			۰/۴۶۳
۲	۱/۳۶۰	۰/۱۷۳	۷/۸۸۲*	۰/۴۸۷
۳	۰/۷۶۳	۰/۱۰۰	۷/۵۹۲*	۰/۳۷۰
۴	۱/۹۰۴	۰/۲۱۷	۸/۷۶۰*	۰/۵۹۲
۵	۰/۸۶۷	۰/۱۰۹	۷/۹۸۶*	۰/۴۰۳
۶	۱/۰۴۱	۰/۱۵۱	۶/۹۰۲*	۰/۳۹۱
۷	۱/۵۳۹	۰/۱۵۶	۹/۸۵۰*	۰/۵۸۶
۸	۱/۵۵۱	۰/۱۷۹	۸/۶۶۸*	۰/۴۷۱
۹	۱/۳۳۰	۰/۱۶۷	۷/۹۴۳*	۰/۴۸۰
۱۰	۱/۳۳۰	۰/۱۶۸	۷/۹۱۷*	۰/۴۵۴
۱۱	۱/۳۵۶	۰/۱۵۳	۸/۸۴۱*	۰/۵۵۴
۱۲	۱/۷۳۸	۰/۲۰۹	۸/۳۱۴*	۰/۵۴۳

* P<۰/۰۱

نتایج جدول ۶ نشان می‌دهد پس از اصلاح مدل، تمام ۱۲مادّه دارای مقدار بحرانی معنادار و بار عاملی بالاتر از ۰/۳ بودند. همچنین نتایج حاصل از تحلیل عاملی تأییدی پس از اصلاح اولیه مدل نشان داد، مدل تک‌عاملی از برازش مناسب برخوردار است. در نتیجه با توجه به شاخص‌های به‌دست آمده (x/df=۲/۸۵۷، CFI=۰/۹۴۳، AGFI=۰/۹۳۸، RMSA= ۰/۰۵۵، NFI=۰/۹۱۶) مدل برازش مناسب دارد. بنابراین، نتایج تحلیل عاملی تأییدی مدل دوعاملی و تک‌عاملی مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود از روایی

سازه مناسب برخوردار است.

بحث

این پژوهش با هدف تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود انجام شد. در گام نخست، اعتبار مقیاس بررسی شد. مشخصه‌های توصیفی و ضرایب همسانی درونی نشان داد که تمام مادّه‌ها از قدرت تشخیص مناسب برخوردارند. در گام بعدی برای به دست آوردن ساختار عاملی مقیاس، پس از تعیین تعداد عامل‌ها بر اساس معیار کیسر، آزمون شیب کتل و تحلیل موازی، تحلیل عامل اکتشافی با استفاده از روش‌های چرخش متمایل و متعامد، چندین بار انجام شد. نتایج نشان داد تمام مادّه‌ها بار عاملی مناسب داشتند و هیچ‌یک از مادّه‌ها حذف نشدند. به عبارت دیگر نتایج نشان داد که این مقیاس با دو عامل که مادّه‌های زوج عامل اول و مادّه‌های فرد عامل دوم مقیاس را تشکیل می‌دهند، اشباع شده است. در ادامه با توجه به آنکه سازندگان مقیاس (جاج و دیگران، ۲۰۰۳) بر تک عاملی بودن مقیاس تأکید داشتند، تحلیل عاملی تأییدی مدل تک عاملی با روش حداکثر درست‌نمایی انجام شد. نتایج این تحلیل نشان داد که مدل تک عاملی نیز برازش مناسب دارد و تمام مادّه‌ها از بار عاملی مناسب برخوردارند. در نهایت به منظور بررسی روایی همگرای مقیاس هسته ارزشیابی خود از نتایج زمینه‌یاب دیدگاه‌های شخصی، مقیاس حرمت خود روزنبرگ، مقیاس خودکارآمدی تعمیم یافته و شاخص مقابله جوانان استفاده شد که وجود رابطه مثبت بین نمره‌های مقیاس با این ابزارها نشان‌دهنده روایی همگرای این مقیاس به صورت همزمان بود. همچنین وجود رابطه منفی بین نمره‌های این مقیاس با مقیاس نوروزگرایی سیاهه شخصیت آیزنک و سیاهه افسردگی بک– فرم کوتاه نشان داد که مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود از روایی واگرای همزمان مناسب برخوردار است.

همانطور که پیش‌بینی می‌شد نتایج تحلیل عاملی تأییدی مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود نشان داد که مدل تک‌عاملی برازش مناسب و تمام مادّه‌ها بار عاملی مناسب دارند. این یافته با نتایج پژوهش‌های دیگر (برای مثال، ارز و جاج، ۲۰۰۱؛ آلبرشت و دیگران، ۲۰۱۳؛ استامپ و دیگران، ۲۰۰۹؛ استامپ و دیگران، ۲۰۱۰؛ جاج و دیگران، ۲۰۰۳؛ جاج، ۲۰۰۹؛ جاج و دیگران، ۲۰۱۰؛ چانگ و دیگران، ۲۰۱۲؛ نعمت‌طاوسی و اکبرزاده‌حوری، ۱۳۹۲؛ هیلمن و جوناس، ۲۰۱۰) همسو بود. هستهٔ ارزشیابی خود در قالب یک سازه شخصیتی یکپارچه، منعکس‌کننده باورهای بنیادین افراد درباره خود و کنش‌وری دنیای آنهاست که در ارزیابی قابلیت‌ها و صلاحیت‌های خود و حس برخورداری از یک زندگی خوب متجلّی می‌شود (جاج، ۲۰۰۹). با این حال نتایج پژوهش هولت و جانگ (۲۰۰۸) نشان می‌دهد که به‌رغم تک عاملی بودن مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود، فقط هفت مادّه از ۱۲ مادّه این مقیاس به‌طور معنادار روی یک عامل، بار دارد که این نتایج با یافته‌های پژوهش حاضر همسو نیست. به نظر می‌رسد این ناهمسویی را می‌توان با ویژگی خاص گروه نمونه سربازان کره‌ای مرتبط دانست و این که ابعاد متفاوت سطوح هسته ارزشیابی خود با توجه متغیرهای جنس، سن، سطح آموزش و شاخص‌های مرتبط با سلامت به اندازه کافی بررسی نشده است.

هستهٔ ارزشیابی خود یک رگه گستردهٔ مکنون و منبع مشترک چهار رگهٔ خاص (و شاید رگه‌های دیگر) و یک مکانیزم روان‌شناختی پیونددهنده این رگه‌های جداگانه با یکدیگر است. فردی که در هستهٔ ارزشیابی خود، نمره بالایی کسب می‌کند فردی است که به خوبی خود را با موقعیت تطبیق می‌دهد، مثبت و کارآمد است، به خود اعتماد و توانایی‌هایش را باور دارد، از سطوح بالای حرمت خود، پایداری احساسی و خودکارآمدی تعمیم‌یافته و مسند درونی مهارگری برخوردار است. در مجموع، این باور وجود دارد که حرمت خود بالا و سایر رگه‌های هستهٔ ارزشیابی خود از یک احترام به خود گسترده، تعمیم‌یافته و مثبت سرچشمه می‌گیرند. جاج و همکارانش در پژوهش‌های خود دریافتند که چهار رگهٔ هسته، فقط بر یک عامل بار دارند (ارز و جاج، ۲۰۰۱؛ جاج و دیگران، ۱۹۹۸) و پیشنهاد دادند که بهتر است رگه‌ها به‌عنوان شاخص‌های یک سازه برجسته مرتبه بالا تلقی شود.

هستهٔ ارزشیابی خود به دو شیوه مستقیم و غیرمستقیم ارزیابی می‌شود. درشکل غیرمستقیم هستهٔ ارزشیابی خود به

منزله یک سازه مرتبه بالاتر براساس چهار رگهٔ شخصیت (حرمت خود، خودکارآمدی تعمیم‌یافته، مسند مهارگری و نوروزگرایی) و در شکل مستقیم به مثابه یک سازه یک بعدی براساس مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود (جاج و دیگران، ۲۰۰۳) ارزیابی می‌شود. امّا در مورد آنکه روایی پیش‌بین کدام سنجش نسبت به دیگری ارجح است، اتفاق نظر وجود ندارد (چانگ و دیگران، ۲۰۱۲). مزیت اصلی مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود کوتاه بودن آن است امّا این مقیاس ساختار رگه‌های مرتبه پایین‌تر را حفظ نمی‌کند، در حالی که سودمندی اصلی سنجش‌های غیرمستقیم، حفظ ساختار رگه‌های هستهٔ ارزشیابی خود است (چانگ و دیگران، ۲۰۱۲).

در این پژوهش نتایج حاصل از تحلیل عامل اکتشافی با استفاده از روش‌های چرخش متمایل و متعامد نشان داد مقیاس هستهٔ ارزشیابی خود ساختاری دو عاملی دارد. این یافته با نتایج جاج و دیگران (۲۰۰۳) که نشان داد این مقیاس با دو مدل تک‌عاملی و دوعاملی برازش مناسب دارد و در هر دو مدل، مادّه‌ها بار عاملی مناسب دارند، همسو است. برای مثال ارز و جاج (۲۰۰۱) با انجام سه مدل تحلیل عاملی تأییدی در سه نمونه مستقل دریافتند مدل تک عاملی برازش خوبی با داده‌ها دارد. بنابراین با توجه به عدم تفاوت قابل توجه بین برازش دو مدل و بارعاملی مادّه‌ها، جاج و دیگران (۲۰۰۳) مدل تک عاملی را ترجیح دادند و مقیاس خود را با ساختار تک عاملی معرفی کردند.

به نظر می‌رسد با توجه به ماهیت دوبعدی سازه هستهٔ ارزشیابی خود این نتایج دور از انتظار نباشد. جاج و دیگران (۱۹۹۸؛ استامپ و دیگران، ۲۰۰۹؛ اویلر، ۲۰۰۷) دو نوع هسته ارزشیابی‌های بیرونی و درونی را از یکدیگر متمایز کردند. سازه هستهٔ ارزشیابی خود بیش از آن‌که یک ساختار به‌هم پیوسته چندبعدی با ابعاد مرتبط یا نامرتبط باشد، یک سازه روانی مکنون است. از این‌رو جاج و دیگران (۲۰۰۳) در معرفی مقیاس خود دریافتند که این یافته با ساختار تک عاملی مقیاس منافاتی ندارد.

بر اساس آنچه بیان شد سازه هسته ارزشیابی خود در ایران نیز مانند بسیاری از فرهنگ‌ها از ساختار تک عاملی برخوردار است. در حمایت از این ادعا، مک‌کری و کاستا (۱۹۹۷ نقل از پیکولو و دیگران، ۲۰۰۵) نیز بر این باورند که چهار رگهٔ هسته مانند گرایش‌های اساسی انسان تحت تأثیر فرهنگ قرار نمی‌گیرند. شواهد تجربی نیز تأییدی بر این باورند.

پژوهش حاضر از محدودیت‌هایی برخوردار است. نمونه این پژوهش را فقط دانشجویان دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران جنوب تشکیل می‌دهند و این پژوهش به‌طور محدود در ایران انجام شده است، بنابراین، ظرفیت تعمیم‌پذیری یافته‌ها به گروه‌های دیگر، نیازمند بررسی و تأییدهای تجربی بیشتر است. همچنین تکرار و تجدید پژوهش‌هایی مشابه با رگه‌های شخصیتی دیگر پیشنهاد می‌شود.

منابع

نعمت‌طاوسی، م. و اکبرزاده‌حوری، ش. (۱۳۹۲). آزمون روان‌سنجی مقیاس هسته ارزشیابی خود، *فصلنامه تحقیقات روان‌شناختی*، ۲۰، ۴۹-۳۶.

نعمت‌طاوسی، م. و اکبرزاده‌حوری، ش. (۱۳۹۱). روی‌آورد خلقی رضایت‌شغلی: هسته ارزشیابی‌های خود در محیط کار. فصلنامه علوم رفتاری، ۶ (۲)، ۱۱۸-۱۱۱.

Albrecht, A. G., Paulus, F. M., Dilchert, S., Deller, J., & Ones, D. S. (2013). Construct- and criterion-related validity of the German Core Self-Evaluations Scale. *Journal of Personnel Psychology, 12,* 85-91.

Beck, A.T., & Beck, R. W. (1972). Screening depressed patients in family practice: A rapid technique. *Postgraduate Medicine, 52,* 81-85.

Bono, J. E., & Judge, T. A. (2003). Core self-evaluations: A review of the trait and its role in job satisfaction and job performance. *European Journal of Personality, 17,* 5-18.

Brunborg, G. S. (2008). Core self-evaluations: A predictor variable for job stress. *European Psychologist, 13,* 96-105.

Chang, C. H., Ferris, D. L., Johnson, R. E., Rosen, C. C., & Tan, J. A. N. (2012). Core self-evaluations: A review and evaluation of the literature. *Journal of Management, 38,* 81-128.

persons. *Obesity, 22,* 79-85.

Hirschi, A., & Herrmann, A. (2012). Vocational identity achievement as a mediator of presence of calling and life satisfaction. *Journal of Career Assessment, 20,* 309-321.

Holt, D. T., & Jung, H. H. (2008). Development of a Korean version of a Core Self-Evaluation Scale. *Psychological Reports, 103,* 415-425.

Jovanovic, V., & Gavrilov-Jerkovic, V. (2013). Dimensionality and validity of the Serbian version of the Life Orientation Test-Revised in a sample of youths. *Journal of Happiness Studies, 14,* 771-782.

Judge, T. A., Erez, A., Bono, J. E., & Thoresen, C. J. (2003). The core self evaluation scale: development of a measure. *Personnel Psychology, 56,* 303-331.

Judge, T. A., Erez, A., Bono, J. E., & Thoresen, C. J. (2002). Are measures of self-esteem, neuroticism, locus of control, and generalized self-efficacy indicators of a common core construct? *Journal of Personality and Social Psychology, 83,* 693-710.

Judge, T. A. (2009). Core self-evaluations and work success. *Current Directions in Psychological Science, 18*(1), 58-62.

Judge,T. A., Klinger, R. L., & Simon, L. S.(2010). Time is on my side: Time, general mental ability, human capital, and extrinsic career success. *Journal of Applied Psychology, 95,* 92-107.

Judge, T. A., Locke, E. A., & Durham, C. C. (1997). The dispositional causes of job satisfaction: A core evaluations approach. *Research in Organizational Behavior, 19,* 151-188.

Judge, T. A., Locke, E. A., Durham, C. C., & Kluger, A. N. (1998). Dispositional effects on job and

Di Fabio, A., & Busoni, L. (2009). Proprieta psicometriche della versione italiana della Core Self-Evaluation Scale (CSES) con studenti di scuola secondaria [Psychometric properties of the Italian version of the Core Self-Evaluation Scale (CSES) with high school students]. *Counseling Giornale Italiano di Ricerca e Applicazioni, 2,* 73-83.

Di Fabio, A., Palazzeschi, L., & Bar-On, R. (2012). The role of personality traits, core self-evaluation, and emotional intelligence in career decision making difficulties. *Journal of Employment Counseling, 49,* 118-129.

Erez, A., & Judge, T. A. (2001). Relationship of core self-evaluations to goal setting, motivation, and performance. *Journal of Applied Psychology, 86,* 1270-1279.

Eysenck, H. J., & Eysenck, S. B. G. (1968). *Manual for the Eysenck Personality Inventory*. San Diego: Educational and Industrial Testing Service.

Gardner, D. G., & Pierce, J. L. (2010). The core self-evaluation scale: Further construct validation evidence. *Educational and Psychological Measurement, 70,* 291-304.

Grisslich, P., Proske, A., & Korndle, A. (2012). Beyond work and life: What role does time for oneself play in work-life balance? *Zeitschrift fur Gesundheitspsychologie, 20,* 166-177.

Heilmann, T., & Jonas, K. (2010). Validation of a German language core selfevaluation scale. *Social Behavior and Personality, 38,* 209-226.

Hilbert, A., Braehler, E., Haeuser, W., & Zenger, M. (2014). Weight bias internalization, core self-evaluation, and health in overweight and obese

(pp. 585-611). Madison, WI: University of Wisconsin System.

Oyler, J. D. (2007). Core self-evaluations and job satisfaction: The role of organizational and community embeddedness. Dissertation for the doctor of philosophy in management. Faculty of Virginia Polytechnic Institute and State University. Retrieved 25/3/2009 from: http:// scholar.lib.vt.edu/theses/available/etd-10242007-153627/unrestricted/Oyler,_Jennifer_D__Dissertation_VT_120207.pdf.

Piccolo, R. F., Judge, T. A., Takahashi, K., Watanabe, N., & Locke, E. A. (2005). Core self- evaluations in Japan: Relative effects on job satisfaction, life satisfaction, and happiness. *Journal of Organizational Behavior, 26,* 965-984.

Rey, L., Extremera, N., & Duran, A. (2012). Core self-evaluations, meta-mood experience, and happiness: Tests of direct and moderating effects. *Personality and Individual Differences, 53,* 207-212.

Rosenberg, M. (1965). *Society and the adolescent self-image*. Princeton, NJ: Princeton University Press.

Scheier, M. F., & Carver, C. S. (1985). Optimism, coping, and health-Assessment and implications of generalized outcome expectancies. *Health Psychology, 4,* 219-247.

Schwarzer, R., & Jerusalem, M. (1995). Generalized Self-Efficacy scale. In J. Weinman, S. Wright, & M. Johnston (Eds.), *Measures in health psychology: A user's portfolio. Causal and control beliefs* (pp. 35-37). Windsor, England: NFER-Nelson.

Stumpp, T., Muck, P. M., Hulsheger, U. R., Judge, T. A., & Maier, G. W. (2010). Core self-evaluations life satisfaction: The role of core evaluations. *Journal of Applied Psychology, 83,* 17-34.

Judge, T. A., Van Vianen, A. E. M., & De Pater, I. E. (2004). Emotional stability, core self-evaluations, and job outcomes: A review of the evidence and agenda for future research. *Human Performance, 17,* 325-346.

Karatepe, O. M. (2011). Core self-evaluations, exhaustion, and job outcomes: A study of frontline hotel employees in Iran. *Tourism and Hospitality Research, 11,* 248-257.

Koumoundourou, G. A., Kounenou, K., & Siavara, E. (2012). Core self-evaluations, career decision self-efficacy, and vocational identity among Greek adolescents. *Journal of Career Development, 39,* 269-286.

Kroninger-Jungaberle, H., & Grevenstein, D. (2013). Development of salutogenetic factors in mental health: Antonovsky s Sense of Coherence and Bandura s self-efficacy related to Derogatis Symptom Checklist (SCL-90-R). *Health and Quality of Life Outcomes, 11,* 80-84.

Levenson, H. (1981). Differentiating between internality, powerful others, and chance. In H. M. Lefcourt (Ed.), *Research with the locus of control construct* (pp. 15-63). New York, NY: Academic.

Luria, G., & Torjman, A. (2009). Resources and coping with stressful events. *Journal of Organizational Behavior, 30,* 685-707.

McCubbin, H. I., Thompson, A. I., & Elver, K. M. (1996). Youth Coping Index (YCI). In H. I. McCubbin & A. I. Thompson & M. A. McCubbin (Eds.), *Family assessment: Resiliency, coping and adaptation-Inventories for research and practice*

Tsaousis, I., Nikolaou, I., Serdaris, N., & Judge, T. A. (2007). Do the core selfevaluations moderate the relationship between subjective well-being and physical and psychological health? *Personality and Individual Differences, 42,* 1441-1452.

Wagnild, G. M., & Young, H.M. (1993). Development and psychometric evaluation of the Resilience Scale. *Journal of Nursing Measurement, 1,* 165-178.

in Germany: Validation of a German measure and its relationships with career success. *Applied Psychology, 59,* 674-700.

Stumpp, T., Hulsheger, U. R., Muck, P. M., & Maier, G. W. (2009). Expanding the link between core self-evaluations and affective job attitudes. *European Journal of Work and Organizational Psychology, 18,* 148-166.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی