

ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس خودگویی برای جمعیت دانشجویی ایرانی

محمد خدایاری فرد^۱، سعید اکبری زردخانه^۲، شیرین زینالی^۳

چکیده

با توجه به استفاده گسترده از خودگویی در بخش‌های پژوهشی و درمانی، پژوهش حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس خودگویی در جمعیت دانشجویان ایرانی انجام گرفت. روش پژوهش حاضر از نظر شیوه جمع‌آوری داده‌ها از نوع توصیفی-ابزارسازی است. گروه نمونه‌ی مورد مطالعه ۶۰۸ نفر از دانشجویان دختر و پسر دانشگاه تهران بودند که به شیوه خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شدند. در فرایند جمع‌آوری داده‌ها از هر یک از شرکت‌کنندگان در پژوهش خواسته شد که به دو ابزار که یکی از آنها مقیاس خودگویی و دیگری یکی از ابزارهای مقیاس عزت نفس، خودمدیریتی، وسواس، سلامت روان، افکار غیرمنطقی و خودشناسی انسجامی بود، پاسخ دهند. داده‌های حاصل با استفاده از شیوه‌های تحلیل‌های اکتشافی و تائیدی مورد بررسی قرار گرفت. یافته‌های تحلیل‌های اکتشافی نشان از وجود چهار عامل موجود در نسخه اصلی مقیاس در نمونه ایرانی داشت. تحلیل آیتم و محاسبه ضرایب همگونی درونی و بازآزمایی ابزار نیز نشان از ویژگی‌های مناسب آیتم‌ها و عامل‌های استخراج شده داشت. تحلیل‌های عاملی تائیدی نیز مدل چهار عاملی اصلی را با کمی تغییر تائید کرد. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت مقیاس خودگویی از روایی و اعتبار مناسبی جهت سنجش خودگویی در جوانان ایرانی برخوردار است. لذا از این مقیاس می‌توان به‌عنوان ابزاری جهت سنجش خودگویی در پژوهش‌ها استفاده نمود.

کلید واژه‌ها: مقیاس خودگویی، انطباق‌سازی آزمون، ویژگی‌های روان‌سنجی، تحلیل‌های عاملی، دانشجو

^۱ . استاد دانشگاه تهران (نویسنده مسئول). آدرس: خیابان جلال آل احمد، روبروی کوی نصر، خیابان کاردان، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی دانشگاه تهران. Email: Khodayar@ut.ac.ir

^۲ . دانشجوی دکتری سنجش و اندازه‌گیری (Email: Akbari76ir@gmail.com)

^۳ . کارشناسی ارشد روانشناسی بالینی کودک

The Psychometric Properties of Self Talk Scale among Iranian university Students

Mohammad khodayarifard¹, Saeed Akbari Zardkhaneh², Shirin Zeinali³

Abstract

The **purpose** of present study was to investigate the psychometric properties of Self-Talk Scale (STS) among Iranian university students. In regard to collecting data, **method** of the study was descriptive- instrument making one. 608 university students selected through clustering sampling from different schools of University of Tehran, completed STS and one of six the accompanied instruments as follows: self esteem Questionnaire, self regulation scale, Irrational belief scale, depression, anxiety and stress (DASS) scale, and Integrated self- knowledge Scale (ISK). Explanatory and confirmatory factor analyses were performed on the collected data. The **results** of explanatory factor analysis showed there were four factors in STS-Iranian version. Item analysis, internal consistency coefficient and test-retest demonstrated that the items and factors were satisfactory. Confirmatory factor analysis, also, confirmed the model with four factors, albeit with a little change in it. Therefore STS had a proper validity and reliability to measure self-talk among Iranian youth. Thus, it can be employed as an instrument in related research.

Key words: Self Talk Scale (STS), Test Adaptation, psychometric properties, Factor Analysis, Student.

¹ . Post Doctorate of Psychotherapy & Child Clinical Psychologist, Faculty of Psychology and Education University of Tehran, Jalale Ale Ahmad Ave. Chamran High Way, 14454, Tehran, Iran,
E-mail: khodayar@ut.ac.ir

² . Ph.D student in Measurement, Faculty of Psychology and Education University of Tehran, Jalale Ale Ahmad Ave. Chamran High Way, Tehran, Iran, E-mail: akbari76ir@gmail.com

³ . M. A. in Child Clinical Psychology. Faculty of Psychology and Education University of Shahid Behesti, Tehran, Iran

مقدمه

تکلم درونی^۱ مشخصه‌ی بشریت است (فیلدس^۲، ۲۰۰۲). انسان‌ها پیوسته با خودشان صحبت می‌کنند و از سکوت ممتد و طولانی درون تجربه‌ای نقل نمی‌شود (ویگوتسکی^۳، ۱۹۳۴). این تجربه‌ی صحبت یک نفر با خودش یا بحث و گفتگوی درونی هر نفر با خودش، برای چندین دهه توجه روانشناسان و فلاسفه را به خود جلب کرده است (به عنوان مثال: جینز^۴، ۱۹۷۶؛ فیلدس، ۲۰۰۲؛ لیونس^۵، ۱۹۸۶؛ مید^۶، ۱۹۶۲).

عبارات زیادی وجود دارد که به تجربه ذهنی تکلم یک نفر با خودش اشاره دارند، از جمله می‌توان به صحبت یک نفری یا دو نفری، شنونده خیالی^۷، خیال پردازی شنیداری، محاوره‌ی خصوصی^۸، تکلم درونی و خوداظهاری^۹ اشاره کرد. در میان این عبارات متنوع، اصطلاح ساده‌تر و عمومی‌تر خودگویی^{۱۰} که هم اشاره به محاوره‌ی درونی و هم محاوره‌ی بیرونی دارد، مناسب‌تر به نظر می‌رسد (برین تاپت، هین و کرامر^{۱۱}، ۲۰۰۹). خودگویی مکالمه‌ای است که شخص به واسطه آن احساسات و ادراکاتش را تفسیر و ارزیابی‌ها و اعتقادات خود را تغییر و تنظیم کرده و خود را تقویت و به خود تعلیم می‌دهد (هاک فورت و شوکمزگر^{۱۲}، ۱۹۹۳).

نظریات و تحقیقات روانشناسی (به عنوان مثال دیاز و برگ^{۱۳}، ۱۹۹۲؛ هاردی^{۱۴}، ۲۰۰۶؛ مک‌کی^{۱۵}، ۱۹۹۲) حاکی از این است که در واقع گفتگوی یک نفر با خودش، کارکردهای تنظیمی و شناختی مهمی را ایفا می‌کند. پژوهش‌های مرتبط جنبه تسهیلی و تضعیفی خودگویی را در حوزه‌های متفاوت مانند ورزش و فعالیت‌های ورزشی (هاردی، ۲۰۰۶)، مشکلات کلینیکی همانند افسردگی و اضطراب (کندل^{۱۶} و هالن^۱، ۱۹۸۹؛ سواتزوگامونی^۲، ۱۸۸۹)، کنترل رفتارهای پرخاشگرانه و نامناسب (مایکن‌بام

1 . inner speech

2 . Fields

3 . Vygotsky

4 . Jaynes

5 . Lyons

6 . Mead

7 . imagine auditory

8 . private speech

9 . self statement

10 . self talk

11 . Brinthaup, Hein, & Kramer

12 . Hackfort & Schweokmezger

13 . Diaz & Berk

14 . Hardy

15 . Mackay

16 . Kendel

بام وگارمون^۳، (۱۹۷۴)، مقابله با ترس (مایکن بام، ۱۹۷۷)، حل مسئله (هلمستتر^۴، ۱۹۸۲)، بهبود مهارت نوشتن (بریتز و اسکار داملیا^۵، ۱۹۸۲) بررسی کرده اند. از دیگر دلایل پرداختن به خودگویی، نظریه‌های شناختی هستند که بر رابطه‌ی بین آنچه مردم به خودشان می‌گویند و چگونگی رفتارشان تأکید دارند (الیس^۶، ۱۹۹۴؛ مایکن بام، ۱۹۷۷)، به‌گونه‌ای که خودگویی مرکزی‌ترین مفهوم در مداخلات شناختی و شناختی - رفتاری است (کن روی و متزلر^۷، ۲۰۰۴).

خودگویی مؤلفه‌ی تعیین کننده‌ی درک هشیارانه و خودآگاهی (مورین^۸، ۲۰۰۵) به وسیله‌ی اعلام خطر به ذهن برای تغییر حالت فیزیکی، هیجانی و فهمیدن تغییرات در حالات فیزیکی و هیجانی است. بنابراین خودگویی با آگاهی و انجام عمل در حین پاسخ به محرک‌های فیزیکی و هیجانی مرتبط است (آتنس^۹، ۱۹۹۴). همچنین مورین (۱۹۹۳، ۲۰۰۳) با اتکا به یافته‌های بالینی تجربی و نوروفیزیولوژیکی، همبستگی گفتگوی درونی را مؤثرترین عامل در پیدایش و تداوم خودآگاهی می‌داند.

اهمیت خودگویی در زندگی افراد، ارزیابی و اندازه‌گیری خودگویی آن از موضوعات اساسی در حیطه روانشناختی به‌شمار می‌رود. از این‌رو، سنجه‌های مختلف خودگویی ساخته شده است. برخی از این سنجه‌ها عمدتاً به خودگویی منفی پرداخته‌اند (به عنوان مثال افکار منفی مربوط به خود^{۱۰}؛ کندل، ۱۹۸۹؛ افکار خودکار خصمانه^{۱۱}، سیندر، کراوسون، هاتسون، کوریل و پیر^{۱۲}، ۱۹۹۷؛ گفتگو با خود^{۱۳}، سیگرست^{۱۴}، ۱۹۹۵). تعدادی هم فقط خودگویی آشکار (به عنوان مثال خودتکلمی آشکار^{۱۵} دانکان و چیان^{۱۶}، ۱۹۹۹) را می‌سنجند. ولی در این میان مقیاس خودگویی^{۱۷} (برین تاپت، هین و کرامر^{۱۸}،

1. Meichenbaum & Hollon

2. Schwaryz & Garamoni

3. Garemon

4. Helmstetter

5. Breiter & Scardamalia

6. Ellis

7. Conroy & Metzler

8. Morin

9. Athens

10. negative self-related thoughts

11. hostile automatic thoughts

12. Snyder, Crowson, Houston, Kurylo & Poirier

13. talk to oneself

14. Siegrist

15. overt self-verbalizations

16. Duncan & Cheyan

17. Self Talk Scale (STS)

18. Brinthaup, Hein, & Kramer

۲۰۰۹) با توجه به اینکه هم بر تکلم درونی و هم بر تکلم خصوصی توجه دارد و تمام جنبه‌های اختصاصی (مثبت و منفی) را در نظر گیرد، مقیاس مناسب‌تری به نظر می‌رسد.

تحلیل عاملی روی داده‌های این پرسشنامه در یک جمعیت دانشجویی آمریکایی، حاکی از چهار عامل بود. این چهار عامل با عناوین ارزیابی اجتماعی^۱، خودتقویتی^۲، خودمدیریتی^۳ و خودانتقادی^۴ مشخص شدند. اعتبار بازآزمایی^۵ و همسانی درونی^۶ خرده‌مقیاس‌های این ابزار مناسب و روایی‌های ملاکی و همزمان آن تأیید شد. هم چنین نتایج نشان داده است STS توانایی سنجش مناسب‌تر کارکردهای خودمدیریتی تعمقی‌تر و غیرعاطفی تجارب درونی را دارد. این ابزار روابط قوی‌تری با اندازه‌گیری‌های رفتاری (مثلاً وسواس - بی‌اختیاری^۷، نیازهای روانشناختی^۸، تمایلات پردازش اطلاعات اطلاعات کلامی-دیداری^۹) نسبت به سنجه‌های هیجانی (مثل عزت نفس^{۱۰} و افکار منفی خودکار^{۱۱}) نشان می‌دهد. لذا به سبب اهمیت سازه خودگویی در مطالعات روانشناختی و وجود ویژگی‌های مناسب روانسنجی در مطالعه انجام شده (برین تاپت و دیگران، ۲۰۰۸)، بررسی ویژگی‌های روانسنجی این ابزار در گروه دانشجویی ایرانی مناسب به نظر می‌رسد.

روش

روش پژوهش حاضر توصیفی-پیمایشی از نوع ابزارسازی است. جامعه‌ی آماری این پژوهش شامل تمام دانشجویان دانشگاه تهران بود که در نیم سال اول سال تحصیلی ۸۹-۱۳۸۸ به تحصیل اشتغال داشتند. حجم نمونه برای این پژوهش ۶۰۸ نفر است که به شیوه تصادفی طبقه‌ای نسبتی از دانشکده‌های مختلف این دانشگاه انتخاب شد.

ابزارهای پژوهش

-
- 1 . social assessment
 - 2 . self-reinforcement
 - 3 . self- management
 - 4 . self- criticism
 - 5 . test- retest
 - 6 . internal consistency
 - 7 . obsessive-compulsive tendency
 - 8 . psychological needs
 - 9 . verbal- visual strategies
 - 10 . self-esteem
 - 11 . negative automatic thought

ابزار اصلی گردآوری داده‌ها در این پژوهش، مقیاس خودگویی STS (برین تاپت و همکاران، ۲۰۰۸) است. این ابزار، یک مقیاس مدادکاغذی و ۲۲ آیتمی است. و این مقیاس شامل ۴ عامل، چهار آیتمی ارزیابی اجتماعی (آیتم های ۴، ۶، ۱۱ و ۱۶)، خودتقویتی (آیتم های ۲، ۵، ۸ و ۱۳)، خودمدیریتی (آیتم های ۳، ۹، ۱۲ و ۱۵) و خودانتقادی (آیتم های ۱، ۷، ۱۰، ۱۴) است، که در آن آزمودنی میزان خودگویی خود را بر اساس مقیاس چهارگزینه‌ای از «۱= به هیچ وجه تا ۴= خیلی زیاد» درجه‌بندی می‌کند. اعتبار^۱ این مقیاس در مطالعه‌ی برین تاپت و همکاران (۲۰۰۸) به روش همسانی درونی (۰/۹۴ = r) گزارش شده است. هم چنین اعتبار آزمون- بازآزمون^۲ این مقیاس برای کل مقیاس ۰/۶۶ = r و برای هر عامل به ترتیب، ۰/۶۹، ۰/۵۴، ۰/۵۰، ۰/۶۲ گزارش شد.

در کنار مقیاس خودگویی از ۶ ابزار موازی جهت بررسی روایی^۳ های ملاکی^۴، همگرا^۵، واگرا^۶، افتراقی^۷ و سازه^۸ استفاده شد. روایی محتوایی نیز با دریافت نظرات استادان روانشناسی و روایی صوری صوری آن نیز توسط پاسخ‌دهندگان مورد تأیید قرار گرفت. ابزارهایی که جهت بررسی انواع روایی مورد استفاده قرار گرفتند به شرح زیر هستند:

۱. مقیاس عزت نفس روزنبرگ: مقیاس عزت نفس روزنبرگ^۹ (۱۹۶۵)، عزت نفس کلی و ارزش شخصی را اندازه می‌گیرد. این مقیاس شامل ۱۰ عبارت کلی است که میزان رضایت از زندگی و داشتن احساس خوب در مورد خود را می‌سنجد (صلصالی و سیلورستون^{۱۰}، ۲۰۰۳). اعتبار بازآزمایی در دامنه ۰/۸۸ - ۰/۸۲ و ضریب همسانی درونی^{۱۱} در دامنه ۰/۷۷ - ۰/۸۸ قرار دارد. روایی این آزمون هم مناسب گزارش شده است (نیوتن^{۱۲} و همکاران، ۱۹۹۹، به نقل از عزیزاده، ۱۳۸۲).

۲. مقیاس خودتنظیم‌گری: مقیاس خودتنظیم‌گری^{۱۳} (ایبانز، رایپرز، مویا، مارکوس و اورت^{۱۴}، ۲۰۰۵) یک آزمون ۲۵ آیتمی است که خودتنظیم‌گری را در پنج زمینه عملکرد مثبت^۱، مهارپذیری^۲، آشکار-

1 . reliability

2 . test- retest

3 . validity

4 . criterion

5 . convergent

6 . divergent

7 . discrimination

8 . construct

9 . Rosenberger's Self Esteem Scale (SES)

10 . Salsali, & Silverstone

11 . internal consistency

12 . Newton

13 . Self- Regulation Inventory (SRI)

14 . Ibanez, Ruiperez, Moya, Marques, & Ortet

سازی احساسات و نیازها^۲، قاطعیت^۳ و بهزیستی طلبی^۴ در مقیاس ۵ درجه‌ای لیکرت از نمره ۱ تا ۵ می‌سنجد. ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس خود تنظیم‌گری در پژوهش‌های خارجی (ایبانز و همکاران، ۲۰۰۵؛ گروسارت-ماتیک و آیسنک^۶، ۱۹۹۵؛ مارکوس^۷ و همکاران، ۲۰۰۵) و داخلی (بشارت، بزازیان و پوربهلول، ۱۳۸۹؛ بشارت، بزازیان، عزیزی، عبدالمنافی و لاریجانی، ۱۳۸۹) تأیید شده است. بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی فرم فارسی مقیاس خود تنظیم‌گری در یک نمونه ۶۷۶ نفری دانشجویی، آلفای کرونباخ زیر مقیاس‌ها را از ۰/۹۰ تا ۰/۹۷ نشان داد. ضرایب بازآزمایی با فاصله ۴ تا ۷ هفته بین ۰/۸۵ تا ۰/۷۱ گزارش شده است. نتایج مقدماتی تحلیل عاملی مقیاس خود تنظیم‌گری نیز پنج عامل را تأیید می‌کنند (بشارت و همکاران، ۱۳۸۹).

۳. مقیاس وسواس: این پرسشنامه‌ی خودسنجی ۱۸ آیتمی علائم وسواس را می‌سنجد که توسط فو^۸ و همکاران (۲۰۰۲) ساخته شده است. نسخه‌ی بازنگری‌شده، شامل ۶ زیر مقیاس است که هر یک به طور مساوی دارای ۳ آیتم می‌باشد: شستشو^۹، وسواس فکری^{۱۰}، انباشت^{۱۱}، نظم^{۱۲}، واریسی^{۱۳} و خنثی‌سازی ذهنی^{۱۴}. پاسخ گویی به صورت لیکرت در مقیاس ۵ درجه‌ای (=۰ هیچ وقت تا ۴ = بیش از حد) می‌باشد. ضرایب آلفای کرونباخ زیر مقیاس‌ها در دامنه‌ی ۰/۵۰ تا ۰/۷۲ گزارش شده است. علاوه بر این، ساختار شش عاملی آن در پژوهش محمدی، فتی و زمانی (۱۳۸۶) تأیید شده است.

۴. آزمون باورهای غیرمنطقی: آزمون باورهای غیرمنطقی^{۱۵} توسط جونز (۱۸۶۹) به نقل از دروگر، (۱۳۸۴) ساخته شده و شامل ۱۰۰ آیتم است که هر ده آیتم یک خرده‌مقیاس باورهای غیرمنطقی را می‌سنجد. روش نمره‌گذاری این پرسشنامه به روش لیکرت و پنج‌درجه‌ای (کاملاً موافق تا کاملاً مخالف)

1 . positive actions

2 . controllability

3 . expression of feelings and needs

4 . assertiveness

5 . well-being seeking

6 . Grossarth-Maticek, & Eysenck

7 . Marques

8 . Foa

9 . washing

10 . obsessing

11 . hoarding

12 . ordering

13 . checking

14 . mental neutralizing

15 . Irrational Belief Test (IBT)

است. شارکوی و وایتمن^۱ (۱۹۸۹ به نقل از دوناپوش، ۱۳۷۷) اظهار نمود روایی این آزمون را مناسب گزارش کرده است. جونز (۱۹۶۹ به نقل از صادقی، ۱۳۸۰) با استفاده از روش بازآزمایی اعتبار کل مقیاس را ۰/۹۲ و برای خرده‌مقیاس‌های ده‌گانه بین ۰/۶۶ تا ۰/۸۰ گزارش کرده است. ضریب همسانی درونی کل مقیاس هم در پژوهش شیرزادی (۱۳۸۴) ۰/۸۶ بدست آمده است.

۵. **مقیاس افسردگی اضطراب استرس:** مقیاس افسردگی اضطراب استرس^۲ را لویباند و لویباند^۳ (۱۹۹۵) تهیه کردند. آیتم‌های این مقیاس به صورت لیکرت ۴ درجه‌ای تنظیم شده است. ضریب آلفای گزارش شده برای این مقیاس در یک نمونه ۴۰۰ نفری از جمعیت عمومی شهر مشهد برای افسردگی ۰/۷۰، اضطراب ۰/۶۶ و استرس ۰/۷۶ است. ضریب روایی ملاکی به دست آمده پرسشنامه افسردگی بک^۴، مقیاس استرس ادراک شده^۵ و مقیاس اضطراب زونک^۶ با زیرمقیاس‌های آزمون افسردگی اضطراب استرس بین ۰/۴۹ تا ۰/۶۶ گزارش شده است (صاحبی و همکاران، ۱۳۸۰).

۶. **مقیاس خودشناسی انسجامی^۷:** این مقیاس محصول بازنگری در دو وجه خودشناسی تجربه‌ای^۸ و تاملی^۹ است (قربانی و دیگران، ۱۳۸۵) که هر دو وجه خودشناسی را به صورت منسجم در ۱۲ آیتم مورد سنجش قرار می‌دهد. بررسی‌های بین فرهنگی در ایران و آمریکا (قربانی، ۱۳۸۵) حکایت از اعتبار و روایی ملاکی، سازه و پیش‌بین این مقیاس دارد. آزمودنی به هر آیتم در مقیاس پنج‌درجه‌ای از عمدتاً "مخالف (۰) تا عمدتاً" موافق (۴) پاسخ می‌دهد.

شیوه اجرا

در آغاز فرایند پژوهش، مقیاس خودگویی پس از کسب اجازه از سازنده‌ی آن و براساس روش توصیه‌شده توسط تنزر و سیم^{۱۰} (۱۹۹۹) برای ترجمه و استفاده از آن در ایران از انگلیسی به فارسی برگردانده شد. سپس متن ترجمه شده در اختیار ۶ نفر از استادان روانشناسی دانشکده روانشناسی دانشگاه تهران قرار گرفت تا مورد ارزیابی قرار گیرد. در مرحله بعد آزمون توسط سه متخصص زبان انگلیسی، از

1. Shorkey, & Whiteman

2. Depression Anxiety Stress Scale (DASS)

3. Loviband, & Loviband

4. Beck Depression Inventory (BDI)

5. Perceived Stress Scale (PSS)

6. Zung Anxiety Scale (ZAS)

7. Integrated Self- knowledge Scale (ISK)

8. experiential Self- knowledge

9. reflective Self- knowledge

10. Tanzer, & Sim

فارسی به انگلیسی برگردان مجدد^۱ شد. پس از رفع مشکلات در این مرحله، فرم نهایی به سازندگان ابزار ارسال و نظر آنان در این خصوص خواسته شد. پیشنهادهای اصلاحی سازنده‌ی ابزار و نکات قوت و برجسته برگردان مجدد طی چندین نامه الکترونیکی برای مجری پژوهش حاضر و همکاران ایشان اعلام شد. کلیه این پیشنهادهای بررسی و تا حد ممکن در برگردان فارسی اعمال شد. طی مطالعه‌ی مقدماتی نیز فرم فارسی اولیه مقیاس در اختیار ۶۰ دانشجوی کارشناسی و کارشناسی ارشد دانشگاه تهران قرار داده شده و نظر آنان در خصوص میزان شیوایی و صراحت آیتم‌ها خواسته شد. در این مرحله مشکل چندانی به چشم نخورد. در پایان این مرحله مقیاس نهایی تدوین و برای بخش مطالعه اصلی آماده شد.

پس از تهیه مقیاس نهایی، نمونه اصلی پژوهش براساس روش نمونه‌گیری طبقه‌ای انجام یافت. نمونه‌گیری بدین شکل صورت گرفت که ابتدا کلیه دانشکده‌های دانشگاه تهران به گروه‌های آموزشی علوم انسانی، فنی و مهندسی، علوم پایه و هنر تقسیم شدند. به عبارتی، هر دانشکده به منزله یک طبقه در نظر گرفته شده و افراد نمونه به صورت تصادفی با توجه به رشته تحصیلی ایشان انتخاب شدند. سپس از آنها خواسته شد به پرسشنامه‌ها پاسخ دهند. البته شایان توضیح است افرادی که حاضر به تکمیل آزمون نبودند، مورد آزمون قرار نگرفتند.

در جریان جمع‌آوری داده‌ها، هر یک از افراد گروه نمونه به دو آزمون پاسخ دادند که یکی از آنها مقیاس خودگویی و دیگری یک ابزار همراه بود. قرار گرفتن آزمون‌های همراه در کنار آزمون اصلی به گونه‌ای صورت گرفت که در هر دانشکده، هر یک از آزمون‌های همراه با نسبت افراد همان دانشکده با کل گروه نمونه (تقریباً) برابر باشد.

پس از جمع‌آوری اطلاعات، داده‌ها در نسخه هجدهم نرم‌افزار بسته آماری علوم اجتماعی^۲ (شرکت اس پی اس اس، ۲۰۰۹) وارد شد. البته لازم به ذکر است در مراحل اولیه از تحلیل داده‌ها از نسخه هشت و نیم نرم‌افزار روابط ساختاری خطی^۳ (جورسکاک و سوربوم^۴، ۱۹۹۶) نیز استفاده شد. پس از ورود داده‌ها مرحله تحلیل اکتشافی داده‌ها^۵ (هوئل^۶، ۲۰۰۷؛ توکی^۷، ۱۹۷۷) انجام یافت که طی آن اقدامات زیر روی داده‌ها صورت گرفت:

^۱ . back translation

^۲ . Statistical Package for the Social Sciences (SPSS)

^۳ . Liner Structural Relations (LISREL)

^۴ . Joreskog, & Sorbom

^۵ . exploratory data analysis

^۶ . Howell

^۷ . Tukey

- (۱) **مطابقت داده‌های ورودی با پرسشنامه‌های تکمیل‌شده:** برای این منظور حدود ۵ درصد از پرسشنامه‌ها به طور تصادفی از بین پرسشنامه‌های تکمیل‌شده انتخاب و با داده‌های موجود در فایل ورودی داده‌ها مورد مقایسه قرار گرفت.
- (۲) **مطابقت داده‌ها با شیوه‌های کدگذاری پرسشنامه‌ها:** برای بررسی جامع داده‌ها و اطمینان از صحت ورود کلی داده‌ها، با گرفتن فراوانی از پاسخ‌های ارائه‌شده برای هر یک از سوال‌های پرسشنامه‌ها و مطابقت آن با شیوه نمره‌گذاری مقیاس‌ها، به شناسایی کدهای اشتباه که به طور سهوی وارد فایل داده‌ها شده بودند، مبادرت شد. در این مرحله چند مورد کد اشتباه شناسایی شد.
- (۳) **اصلاح کدهای اشتباه:** برای جایگزینی کدهای اشتباه در مواردی از دستورالعمل کدگذاری مجدد^۱ برنامه SPSS استفاده شد و در مواردی که اشتباه‌های نظام دار وجود داشت- مثلاً " شیوه کدگذاری که بایستی از صفر شروع می‌شد، از یک شروع شده بود- برای تسریع جایگزینی کدها اقدام به نگارش فایل نحوی^۲ صورت گرفت. در پایان این مرحله، برای اطمینان از اقدامات انجام گرفته در این مرحله، نسبت به واریسی مجدد کدها اقدام به عمل آمد و در موارد لازم این فرایند تا اطمینان از نبود کدهای اشتباه تکرار شد.
- (۴) **تحلیل گمشده‌ها:** جهت بررسی میزان داده‌های گمشده^۳ و بررسی وجود رابطه نظامند بین داده-های گمشده با ویژگی‌های جمعیت‌شناختی اعضای گروه نمونه و مشخصات آیتم‌ها این اقدام انجام شد. از آنجایی که نسبت داده‌های گمشده‌ها به طور متوسط زیر یک درصد در هر یک از سوال‌ها بود و رابطه منظمی هم مشاهده نشد؛ این داده‌ها با استفاده از شیوه درون‌یابی^۴ جایگزین شد. زیرا به توصیه مارش و پری^۵ (۲۰۰۵) زمانی که داده‌های گمشده به طور تصادفی در بین داده‌ها حضور داشته باشند و میزان آنها از ۵ درصد کل داده‌ها کمتر باشند، در نتایج حاصل از تحلیل اثر تعیین‌کننده‌ای نخواهند داشت.
- (۵) **بررسی صحت و دقت پاسخ‌های ارائه‌شده توسط افراد:** به منظور بررسی این‌که آیا مقیاس توانسته است انگیزه پاسخ‌دهی لازم را در اعضای گروه نمونه ایجاد نماید و آیا افراد برای پاسخ-دهی به آیتم‌ها، به کلیه‌ی نقاط پاسخ‌دهی توجه داشته‌اند یا نه و یا از الگوهای پاسخ‌دهی تصادفی

^۱ . recode

^۲ . syntax file

^۳ . missing data

^۴ . interpolation

^۵ . Marsh, & Perry

استفاده کرده‌اند، از روش ترنسپوز^۱ استفاده شد. بدین منظور نمودار ستونی درصدی تمام ۶۰۸ نفر تک به تک مشاهده شد و موارد مشکوک حذف شدند. برای حذف افراد از دو قاعده اصلی پیروی شد: ۱) گرایش شدید ارائه پاسخ در کرانه‌ها و درصد پاسخ کم در حدفاصل کرانه‌ها (به عنوان مثال افرادی که دو گزینه اول و آخر آنها ۸۰ درصد موارد را شامل می‌شد)؛ ۲) کجی شدید در پاسخ‌ها. بر این اساس اطلاعات ۷۸ نفر از گروه نمونه حذف شدند.

تحلیل فراوانی‌ها پاسخ‌های ارائه شده به سوال‌ها: این تحلیل برای بررسی این امر صورت گرفت که آیا کلیه نقاط طیف پاسخ‌دهی سوال‌ها توانسته‌اند فراوانی مناسبی را به خود اختصاص دهند که منجر به چولگی شدید و یا اختصاص یافتن بخش اعظمی از پاسخ‌ها روی تعداد محدودی از آیت‌ها شده باشد. بررسی نمودار ۱۶ آیت‌م مربوط به مقیاس خودگویی نشان داد هیچ یک از سوال‌ها چنین الگویی را نشان نمی‌دهند. البته محاسبه فاصله ماهالانوبی^۲ (تاباچنیک و فیدل^۳، ۲۰۰۷) برای تشخیص داده‌های دورافتاده چند متغیری^۴ با استفاده از نرم‌افزار SPSS نیز این امر را مورد تأیید قرار دارد.

پس از حصول اطمینان از صحت و دقت داده‌ها برای انجام تحلیل‌های بعدی نمونه کلی با استفاده از برنامه SPSS به دو بخش مساوی تقسیم شد. پس از تشکیل این دو گروه، به تصادف یکی از این گروه‌ها به عنوان گروه نمونه مدرج‌سازی^۵ و دیگری رواسازی^۶ در نظر گرفته شد. در ادامه از داده‌های گروه مدرج‌سازی برای استخراج ساختار عاملی و تحلیل آیت‌ها^۷ با استفاده از روش‌های اکتشافی^۸ و از داده‌های گروه رواسازی برای واری روایی^۹ ساختار عاملی با استفاده از روش‌های تأییدی^{۱۰} و بررسی روابط خودگویی با سازه‌های مرتبط استفاده شد.

یافته‌ها

گروه نمونه مورد مطالعه ۶۰۸ دانشجوی دختر و پسر دانشگاه تهران (با میانگین سنی ۲۱/۹۲ و انحراف استاندارد ۲/۸۹) بودند. نیمی از گروه نمونه را دانشجویان دختر (۴۹/۶ درصد) و نیمی دیگر را

1 . transpose

2 . Mahalanobi's distance

3 . Tabachnick, & Fidell

4 . multivariate outliers

5 . calibration sample

6 . validation sample

7 . item analysis

8 . exploratory

9 . cross validation

10 . confirmatory

دانشجویان پسر (۵۰/۴۰ درصد) تشکیل می‌دهند که بیشتر آنها مجرد (۹۴/۲ درصد) و محل تولد بیشتر آنها شهر (۹۵/۷ درصد) بوده است. در این گروه، دانشجویان علوم انسانی (۲۷/۷ درصد) بیشترین فراوانی و گروه هنر (۸/۷ درصد) کمترین فراوانی را داشتند. مقاطع تحصیلی این دانشجویان اغلب کارشناسی (۷۶/۶ درصد) و سهمیه پذیرش در دانشگاه برای بیشتر آنها سهمیه مناطق (۸۹/۱ درصد) بوده است. تحصیلات پدر و مادر دانشجویان گروه نمونه به ترتیب کارشناسی (۲۴/۷ درصد) و دیپلم (۳۴/۲ درصد) است و تعداد بسیار معدودی از پدران (۴/۲ درصد) و مادران (۶/۵ درصد) آنها بی‌سواد بودند. شغل پدر بیشتر این دانشجویان آزاد (۳۰/۳ درصد) و شغل مادران‌شان خانه‌داری (۴۶/۴۲ درصد) بوده است.

تحلیل عاملی اکتشافی روی داده‌های گروه مدرج‌سازی: انجام تحلیل عاملی اکتشافی روی ماتریس همبستگی پلی‌کوریک^۱ حاصل از داده‌های گروه نمونه مدرج‌سازی با استفاده از روش عامل‌یابی ممکن، ممکن، چرخش‌های گوناگون و محدودیت‌های متنوع روی تعداد عوامل و میزان بارگذاری متغیرها روی عوامل نشان داد که روش عامل‌یابی محورهای اصلی^۲ و چرخش ابلیمین مستقیم^۳ و محدود کردن تعداد عوامل به تعداد ۴ و حداقل مقدار بارگذاری هر آیتم روی عوامل ۰/۳۵، منجر به استخراج عواملی می‌شود که دارای بیشترین همخوانی با ساختار نظری مقیاس خودگویی هستند. نتایج حاصل از این تحلیل به شرح زیر است: مقدار شاخص کفایت نمونه‌برداری^۴ کیسر-مایر-الکین^۵ (کیسر، ۱۹۷۴) برابر با ۰/۸۴ با درجات آزادی ۱۲۰ است. از آنجایی که مقدار حداقل این شاخص برای کسب اطمینان از کفایت ماتریس داده‌ها برای فاکتورپذیری^۶ ۰/۶۰ است (تاباچنیک و فیدل، ۲۰۰۷)، می‌توان گفت که ماتریس داده‌ها دارای مفروضه لازم انجام تحلیل عاملی است. نتایج تحلیل عاملی نشان از وجود چهار عامل با ارزش ویژه بالای ۱ بود که در مجموع ۵۸/۵۶ درصد از واریانس کل مقیاس را تبیین می‌کنند (جدول ۱). لازم به توضیح است که برای نهایی کردن تعداد عوامل از نمودار صخره‌ای^۷ و میزان ارزش ویژه عامل‌های استخراج شده بعدی موجود در این تحلیل استفاده شد.

1 . polychoric

2 . Principal Axial Factoring (PAF)

3 . direct oblimin

4 . sampling adequacy significance test

5 . Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy (KMO)

6 . factorability

7 . scree plot

جدول ۱. عامل‌ها و مقادیر ارزش ویژه حاصل از تحلیل عوامل سیاهه خودگویی

| عامل | ارزش ویژه | درصد تبیین واریانس | درصد تبیین واریانس تراکمی |
|-------|-----------|--------------------|---------------------------|
| یکم | ۵/۶۹ | ۳۵/۵۴ | ۳۵/۵۴ |
| دوم | ۱/۵۲ | ۹/۵۰ | ۴۵/۰۴ |
| سوم | ۱/۱۵ | ۷/۱۹ | ۵۲/۲۳ |
| چهارم | ۱/۰۱ | ۶/۳۳ | ۵۸/۵۶ |

از ۱۶ آیتم وارد شده برای تحلیل عاملی، ۴ آیتم (۵، ۸، ۱۳ و ۲) در عامل‌های یکم، ۵ آیتم (۳، ۱۵)، ۹، ۱۲ و ۶) روی عامل دوم، ۳ آیتم (۷، ۱۰ و ۱۴) روی عامل سوم و ۳ آیتم (۱۱، ۱۶ و ۴) روی عامل چهارم بارگذاری شدند. بنابراین از ۱۶ آیتم موجود در مقیاس خودگویی، ۱۴ آیتم بارگذاری مناسب روی عامل‌های مورد را داشتند و فقط ۲ آیتم در محل مناسب بارگذاری حداکثر را نداشته است (آیتم‌های ۱ و ۶). به عبارت ساده‌تر آیتم ۶ در عامل یکم بارگذاری داشت ولی آیتم ۱ در هیچ یک از عامل‌ها بارگذاری مناسب نداشت. لذا آیتم ۱ از بین آیتم‌ها حذف گردید.

بررسی اعتبار آیتم‌ها، زیرمقیاس‌ها و کل مقیاس در گروه مدرج‌سازی نشان داد که کلیه زیرمقیاس از ضرایب مناسب همگونی درونی برخوردار بوده و در دامنه بین ۰/۶۷ (ارزیابی اجتماعی) و ۰/۷۵ (خودتقویتی) قرار دارند. در ضمن ضرایب بازآزمایی زیرمقیاس‌ها بین ۰/۶۹ (ارزیابی اجتماعی) و ۰/۸۹ (خودتقویتی) به دست آمده است. این ضرایب اعتبار از نظر میتچل و جولی^۱ (۲۰۰۴) در حد خوب و بالاتر از آن قرار دارند (جدول ۲).

^۱. Mitchell, & Jolley

جدول ۲. یافته‌های توصیفی آیت‌ها و ضرایب همبستگی آیت‌ها با نمره کل زیرمقیاس‌ها و ضرایب همگونی درونی زیرمقیاس‌های مقیاس خودگویی در گروه نمونه مدرج‌سازی

| عامل | آیت | میانگین | انحراف استاندارد | ضریب آلفا با حذف | ضریب آلفا | ضریب بازآزمایی | همبستگی آیت با نمره زیرمقیاس |
|-----------------|-----|---------|------------------|------------------|-----------|----------------|------------------------------|
| خود تقویتی | ۵ | ۳/۶۷ | ۱/۳۸ | ۰/۶۵ | | | ۰/۶۲ |
| | ۸ | ۳/۷۸ | ۱/۳۸ | ۰/۶۶ | | | ۰/۶۰ |
| | ۱۳ | ۳/۷۳ | ۱/۴۲ | ۰/۷۱ | ۰/۷۵ | ۰/۸۹ | ۰/۵۱ |
| | ۲ | ۴/۰۸ | ۱/۳۶ | ۰/۷۴ | | | ۰/۴۵ |
| خود مدیریتی | ۱۵ | ۴/۱۰ | ۱/۳۶ | ۰/۶۴ | | | ۰/۵۸ |
| | ۳ | ۴/۴۵ | ۱/۳۷ | ۰/۶۹ | | | ۰/۴۵ |
| | ۹ | ۴/۴۶ | ۱/۳۵ | ۰/۶۹ | ۰/۷۳ | ۰/۷۹ | ۰/۴۴ |
| | ۱۲ | ۴/۱۸ | ۱/۳۱ | ۰/۶۸ | | | ۰/۴۹ |
| | ۶ | ۳/۹۷ | ۱/۴۹ | ۰/۶۹ | | | ۰/۲۳ |
| خودانتقادی | ۷ | ۴/۰۲ | ۱/۴۲ | ۰/۶۲ | | | ۰/۵۶ |
| | ۱۰ | ۴/۲۵ | ۱/۴۲ | ۰/۶۴ | ۰/۷۲ | ۰/۸۳ | ۰/۵۴ |
| | ۱۴ | ۳/۹۲ | ۱/۵۰ | ۰/۶۵ | | | ۰/۵۶ |
| ارزیابی اجتماعی | ۱۱ | ۴/۲۳ | ۱/۳۶ | ۰/۵۴ | | | ۰/۵۱ |
| | ۱۶ | ۴/۱۱ | ۱/۴۸ | ۰/۶۵ | ۰/۶۷ | ۰/۶۹ | ۰/۴۳ |
| | ۴ | ۳/۸۴ | ۱/۴۴ | ۰/۵۴ | | | ۰/۵۰ |

در ادامه با بررسی روایی آیت‌ها و پاسخ با پرسش که آیا می‌توان آیت‌های بارگذاری شده روی عامل‌های چهار گانه را به عنوان شاخص‌های مناسب از سازه‌های مورد نظر در هر یک از زیرمقیاس‌ها در نظر گرفت یا نه، آیت‌ها به لحاظ محتوایی بررسی شدند. شواهد موجود مبین آن بود که می‌توان هر یک از آیت‌ها را نشانه‌ای بر روایی زیرمقیاس‌ها و در کل مقیاس خودگویی تلقی کرد. در مورد آیت‌های ۱ و ۶ نیز بررسی دقیق‌تر نشان داد که ترجمه آیت‌ها دقیق نبوده است که به جابه جایی در مکان بارگذاری مناسب آنها منجر شده بود.

تحلیل عاملی تائیدی روی داده‌های گروه روایی یابی: برای واریس روایی ساختار عاملی تحلیل عاملی تائیدی روی داده‌های گروه روایی یابی انجام شد. برای دستیابی به بهترین مدل برازش یافته با داده‌ها از

تحلیل تائیدی روی ساختار کوواریانس^۱ و با استفاده از روش برآورد مقاوم^۲ بیشینه درست‌نمایی^۳ انجام شد. در این فرایند سه ساختار عاملی به عنوان الگوهای رقیب^۴ مورد ارزیابی قرار گرفت. این سه ساختار عاملی عبارت بودند: از مدل یکم، ساختار عاملی اصلی مقیاس (که در آن هر یک از عوامل به-طور یکسان از چهار آیتم تشکیل شده است)، مدل دوم، ساختار عاملی حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی و مدل سوم، ساختار عاملی اصلی مقیاس منهای آیتم شماره ۱ (به دلیل عدم بارگذاری مناسب بر روی هیچ‌یک از عامل‌ها). انجام تحلیل‌های مربوط با این سه الگو نتایج جدول ۳ را در پی داشت. برای ارزیابی برازش مدل‌ها از شاخص‌های چندگانه آماره X^۲، شاخص برازش مقایسه‌ای^۵ (CFI)، بنتلر^۶، (۱۹۹۰)، شاخص برازش غیرنرمال^۷ (NNFI)، بنتلر و بونت^۸ (۱۹۸۰)، ریشه دوم مجذور خطای تقریب^۹ تقریب^{۱۰} (RMSEA)، استیگر^{۱۱} (۱۹۹۰)، فاصله اطمینان^{۱۲} ریشه دوم مجذور خطای تقریب (هو^{۱۳} و بنتلر، ۱۹۹۹) و ریشه میانگین مجذور باقی‌مانده استاندارد^{۱۴} (SRMR، هو و بنتلر، ۱۹۹۸) استفاده شد. جدول ۳. آماره‌های نیکویی برازش مدل‌های سه‌گانه مقیاس خودگویی براساس داده‌های گروه نمونه روایی‌یابی

| مدل | X ² | Df | CFI | NNFI | RMSEA | RMSEA (90% CI) | SRMR |
|-----|----------------|----|------|------|-------|----------------|------|
| یکم | ۳۱۸/۵۹ | ۹۸ | ۰/۹۱ | ۰/۹۰ | ۰/۰۹۳ | (۰/۰۸ و ۰/۱۰) | ۰/۰۷ |
| دوم | ۲۳۴/۴۳ | ۸۴ | ۰/۹۳ | ۰/۹۲ | ۰/۰۸۳ | (۰/۰۷ و ۰/۱۰) | ۰/۰۶ |
| سوم | ۲۳۳/۰۴ | ۸۴ | ۰/۹۴ | ۰/۹۳ | ۰/۰۸ | (۰/۰۷ و ۰/۱۰) | ۰/۰۴ |

آنچنان که از جدول ۳ پیداست مدل یکم از شاخص‌های برازش چندان مناسبی برخوردار نیست. ولی مدل دوم از این حیث مدل مناسب‌تری به‌شمار می‌رود. زیرا که از شاخص‌های برازش مناسب‌تری برخوردار است. بنابراین، می‌توان گفت واریسی روایی منتج به پذیرش ساختار عاملی اکتشافی به عنوان

^۱ . covariance structure
^۲ . robust
^۳ . Maximum Likelihood (ML)
^۴ . alternative
^۵ . chi- square statistic
^۶ . comparative fit index
^۷ . Bentler
^۸ . non-normed fit index
^۹ . Bonett
^{۱۰} . root-mean square error of approximation
^{۱۱} . Stieger
^{۱۲} . confidence interval
^{۱۳} . Hu
^{۱۴} . standard root-mean square residual

مدل مناسب‌تر و نامتغیر ساختار عاملی داده‌ها است. با این حال ساختار عاملی اصلی مقیاس منهای آیتم ۱ بهترین الگوی مطابق با داده‌های حاصل از گروه نمونه روایی‌یابی است. لذا این الگو به عنوان بهترین ساختار عاملی داده‌ها در نظر گرفته شد.

بررسی اعتبار آیتم‌ها، زیرمقیاس‌ها و کل مقیاس در گروه روایی‌یابی نشان داد که کلیه زیرمقیاس‌ها از ضرایب همگونی متوسط تا خوبی برخوردار بوده و دامنه آنها بین ۰/۵۸ (ارزیابی اجتماعی) و ۰/۷۷ (خودتقویتی) است (جدول ۴).

جدول ۴. یافته‌های توصیفی آیتم‌ها و ضرایب همبستگی آیتم‌ها با نمره کل زیرمقیاس‌ها و ضرایب همگویی درونی زیرمقیاس‌های مقیاس خودگویی در گروه نمونه روایی‌یابی

| عامل | آیتم | میانگین | انحراف استاندارد | ضریب آلفا با حذف | ضریب آلفا | همبستگی آیتم با نمره زیرمقیاس |
|-----------------|------|---------|------------------|------------------|-----------|-------------------------------|
| خود تقویتی | ۲ | ۳/۹۶ | ۱/۴۲ | ۰/۷۶ | | ۰/۵۰ |
| | ۵ | ۳/۷۵ | ۱/۴۱ | ۰/۷۲ | ۰/۷۷ | ۰/۵۷ |
| | ۸ | ۳/۷۱ | ۱/۴۶ | ۰/۶۹ | | ۰/۶۲ |
| | ۱۳ | ۳/۶۳ | ۱/۴۶ | ۰/۷۰ | ۰/۶۱ | |
| خود مدیریتی | ۳ | ۴/۲۶ | ۱/۳۶ | ۰/۶۰ | ۰/۶۵ | ۰/۴۱ |
| | ۹ | ۴/۴۰ | ۱/۳۴ | ۰/۶۷ | | ۰/۳۰ |
| | ۱۲ | ۴/۱۷ | ۱/۴۰ | ۰/۵۲ | | ۰/۵۲ |
| | ۱۵ | ۴/۱۵ | ۱/۲۹ | ۰/۵۴ | | ۰/۵۰ |
| خودانتقادی | ۷ | ۳/۹۹ | ۱/۴۱ | ۰/۶۵ | ۰/۶۹ | ۰/۴۵ |
| | ۱۰ | ۴/۱۸ | ۱/۵۱ | ۰/۵۲ | | ۰/۵۶ |
| | ۱۴ | ۳/۸۲ | ۱/۵۱ | ۰/۵۹ | | ۰/۵۰ |
| ارزیابی اجتماعی | ۴ | ۳/۸۴ | ۱/۵۲ | ۰/۳۸ | ۰/۵۸ | ۰/۳۸ |
| | ۶ | ۴/۰۲ | ۱/۳۷ | ۰/۳۹ | | ۰/۳۹ |
| | ۱۱ | ۴/۳۲ | ۲/۹۹ | ۰/۵۷ | | ۰/۲۸ |
| | ۱۶ | ۴/۱۷ | ۱/۵۰ | ۰/۴۴ | | ۰/۳۰ |

روایی همگرای آیتم‌ها: بررسی ضرایب با استفاده از روش ضرایب استاندارد شده مسیر^۱ (لاندا^۱ استاندارد^۲، راینس- یودی^۱، ۲۰۰۰) نشان می‌دهد که دامنه تغییرات آن بین ۰/۶۱ تا ۱/۰۲ است که

^۱. standard path coefficient

^۲. standard lambda

نشانگر آن است که آیت‌ها به میزان بالایی روی متغیر مکنون (عامل) مربوط بارگذاری دارند. البته لازم به ذکر است که در حالت شاخص‌های اصلاحی^۲ نیز اصلاح قابل توجهی را پیشنهاد نمی‌کردند. در ضمن بررسی آماره t مربوط به این ضرایب نیز نشان می‌دهد که ارزش کلیه آنها بیشتر از ۱/۹۶ است. لذا می‌توان نتیجه‌گیری کرد کلیه این ضرایب معنادار و تفاوت معناداری از صفر دارند (جدول ۵). نتایج نشان داد که مجموع آیت‌های هر یک از زیرمقیاس‌ها یک سازه را مورد اندازه‌گیری قرار می‌دهند و لذا دارای روایی همگرا^۳ هستند.

جدول ۵. ضرایب استاندارد مسیر، خطای معیار برآورد ضرایب و آماره t مربوط با آیت‌ها

| عامل | آیت‌م | ضریب استاندارد مسیر | خطای معیار اندازه‌گیری | آماره t |
|-----------------|-------|---------------------|------------------------|---------|
| خود تقویتی | ۲ | ۰/۷۷ | ۰/۰۹ | ۸/۳۵ |
| | ۵ | ۰/۸۶ | ۰/۰۹ | ۹/۱۵ |
| | ۸ | ۱ | - | - |
| | ۱۳ | ۰/۹۷ | ۰/۰۹ | ۱۰/۳۲ |
| خود مدیریتی | ۳ | ۰/۷۹ | ۰/۱۱ | ۷/۴۲ |
| | ۹ | ۰/۶۳ | ۰/۱۱ | ۵/۹۵ |
| | ۱۲ | ۱ | - | - |
| | ۱۵ | ۰/۹۶ | ۰/۱۱ | ۸/۹۵ |
| خودانتقادی | ۷ | ۰/۸۳ | ۰/۱۱ | ۷/۵۳ |
| | ۱۰ | ۱ | - | - |
| | ۱۴ | ۱/۰۲ | ۰/۱۲ | ۸/۶۳ |
| ارزیابی اجتماعی | ۴ | ۰/۹۲ | ۰/۱۰ | ۹/۱۵ |
| | ۶ | ۰/۶۱ | ۰/۱۰ | ۷/۱۸ |
| | ۱۱ | ۱ | - | - |
| | ۱۶ | ۰/۷۴ | ۰/۱۰ | ۴/۴۸ |

روایی تشخیصی عامل‌ها: به منظور بررسی روایی تشخیصی از روش اختلاف برازش در راه حل-های ثابت‌شده^۴ و آزاد^۵ استفاده شد (بگازی و یی^۶، ۱۹۸۸). هدف از این روش پی‌بردن به این امر است

^۱. Raines-Eudy

^۲. modification indices

^۳. convergent validity

^۴. fixed

^۵. free

^۶. Bagazzi & Yi

که آیا مدل تکوجهی می‌تواند برای تبیین همبستگی‌های درونی متغیرهای مشاهده شده در هر زوج از عامل‌ها استفاده شود یا این عامل‌ها هر یک بعدی جدا را مورد سنجش قرار می‌دهند (ترک‌زاده، کوفتروس و فلیهافت^۱، ۲۰۰۳). در صورت عدم برازش مدل یک‌بعدی می‌توان نتیجه گرفت که لازم است مدل‌های چند عاملی (متغیر مکنون) دیگری مورد توافق قرار گیرد. بنابراین، می‌توان نتیجه گرفت که بین متغیرهای مکنون در نظر گرفته شده همپوشی وجود ندارد و این متغیرها از هم جدا بوده و در کل ابزار دارای روایی تشخیصی^۲ است. در پژوهش حاضر برای بررسی روایی تشخیصی، میزان برازش دو مدل پذیرفته شده نهائی از تحلیل تائیدی با مدلی بود که در آن همبستگی دو به دو سازه‌های دارای ضریب همبستگی بالا روی مقدار ۱ تثبت شده بود، مورد مقایسه قرار گرفت.

جدول ۶. آماره‌های نیکویی برازش مدل‌های برآورد آزاد و ثابت شده پارامتر خرده‌مقیاس‌های مقیاس

خودگویی براساس داده‌های گروه نمونه روایی‌یابی

| SRMR | RMSEA (90% CI) | RMSEA | NNFI | CFI | NC | Df | X2 | مدل |
|------|----------------|-------|------|------|--------|----|--------|--------------|
| ۰/۰۴ | (۰/۰۷ و ۰/۱۰) | ۰/۰۸ | ۰/۹۳ | ۰/۹۴ | ۲۱۶/۷۸ | ۸۴ | ۲۳۳/۰۴ | مدل آزاد |
| ۰/۱۶ | (۰/۱۰ و ۰/۱۲) | ۰/۱۱ | ۰/۸۲ | ۰/۸۵ | ۳۵۹/۵۹ | ۹۵ | ۴۴۴/۳۴ | مدل ثابت شده |

جدول ۶ نشان می‌دهد که مدل آزاد دارای آماره‌های برازش بسیار مناسب‌تری با داده‌های تجربی دارد. پس می‌توان گفت که این مقیاس دارای ساختار چندبعدی است و می‌توان آن را دلیلی بر وجود روایی تشخیصی دانست.

روابط میان عامل‌های مقیاس خودگویی: ماتریس واریانس-کوواریانس عامل‌های موجود در مقیاس خودگویی به شرح جدول ۷ است.

جدول ۷. ماتریس واریانس-کوواریانس عامل‌های مقیاس خودگویی

| عامل | خودتقویتی | خود مدیریتی | خودانتقادی | ارزیابی اجتماعی |
|-----------------|-----------|-------------|------------|-----------------|
| خودتقویتی | ۱ | | | |
| خود مدیریتی | ۰/۴۷* | ۱ | | |
| خودانتقادی | ۰/۵۶* | ۰/۷۰* | ۱ | |
| ارزیابی اجتماعی | ۰/۵۸* | ۰/۸۵* | ۰/۵۸* | ۱ |

** p کوچکتر از ۰/۰۱

^۱. Torkzade, Koufteros, & Pflughoeft

^۲. discriminant

جدول ۷ نشان می‌دهد میزان ضریب همبستگی بین عامل‌ها بین ۰/۴۷ تا ۰/۸۵ است که بالاترین آن متعلق به رابطه خودمدیریتی و ارزیابی اجتماعی و پائین‌ترین آن متعلق به رابطه خودتقویتی و خودمدیریتی است.

روابط بین عامل‌های مقیاس خودگویی با سازه‌های مرتبط با خود: ضرایب همبستگی سه مقیاس خودشناسی انسجامی، عزت نفس و خودمدیریتی و مقیاس خودگوئی در جدول ۸ ارائه شده است. جدول ۸ ماتریس ضرایب همبستگی عامل‌های مقیاس خودگویی با خودشناسی انسجامی، عزت نفس

و خودمدیریتی

| مقیاس | حجم نمونه | خودانتقادی | خودتقویتی | خودمدیریتی | ارزیابی اجتماعی | خودگویی کل |
|------------------|-----------|------------|-----------|------------|-----------------|------------|
| خودشناسی انسجامی | ۸۵ | ۰/۳۲* | ۰/۱۲ | ۰/۲۱* | ۰/۴۴** | ۰/۵۱** |
| عزت نفس | ۷۸ | -۰/۲۰* | ۰/۲۰* | ۰/۲۳* | ۰/۰۹ | -۰/۰۹ |
| خودمدیریتی | ۸۳ | -۰/۱۷ | ۰/۳۲* | ۰/۱۴ | ۰/۰۹ | ۰/۷۹** |

** p کوچکتر از ۰/۰۱، * p کوچکتر از ۰/۰۵

جدول ۸ نشان می‌دهد خودشناسی انسجامی با زیرمقیاس‌های خودانتقادی، خودمدیریتی، ارزیابی اجتماعی و نمره کل خودگویی رابطه مستقیم و معنادار دارد. همچنین زیرمقیاس‌های خودتقویتی و خودمدیریتی، رابطه مستقیم با عزت نفس ولی خودانتقادی رابطه معکوس و معنادار با آن دارند. این در حالی است که خودمدیریتی با زیرمقیاس خودتقویتی و نمره کل خودگویی رابطه مستقیم و معنادار دارد.

روابط بین عامل‌های مقیاس خودگویی با سازه‌های شناختی: برای بررسی رابطه خودگویی با سازه‌های شناختی از سه ابزار وسواس، تفکرات غیرمنطقی، و مقیاس افسردگی اضطراب استرس استفاده شد. نتایج حاصل از محاسبه ضرایب همبستگی این متغیرها در جدول ۹ ارائه شده است.

جدول ۹. ماتریس ضرایب همبستگی عامل‌های مقیاس خودگوئی با وسواس، تفکرات غیرمنطقی، و

افسردگی - اضطراب - استرس

| مقیاس | حجم نمونه | خودانتقادی | خودتقویتی | خودمدیریتی | ارزیابی اجتماعی | خودگوئی کل |
|-----------------|-----------|------------|-----------|------------|-----------------|------------|
| وسواس | ۸۸ | ۰/۳۴* | ۰/۳۲* | ۰/۰۳ | ۰/۳۳* | ۰/۳۳* |
| تفکرات غیرمنطقی | ۸۲ | ۰/۱۷ | ۰/۳۶* | ۰/۱۰ | ۰/۱۷ | ۰/۲۴* |
| افسردگی | ۹۰ | ۰/۰۹ | -۰/۲۲* | ۰/۱۴ | ۰/۲۴* | ۰/۰۱ |
| DASS اضطراب | ۹۰ | ۰/۳۱* | ۰/۲۱* | -۰/۱۴ | ۰/۲۳* | ۰/۲۴* |
| استرس | ۹۰ | -۰/۱۴ | -۰/۱۷ | -۰/۲۴* | -۰/۱۳ | -۰/۱۹ |

بنابر نتایج ارائه شده در جدول ۹ بجز زیرمقیاس خودمدیریتی، دیگر زیرمقیاس و نمره کل مقیاس خودگویی رابطه مستقیم معنادار با وسواس دارد. در ضمن زیرمقیاس خودتقویتی این مقیاس و نمره کل آن با تفکرات غیرمنطقی رابطه مستقیم معنادار نشان داد. این در حالی است که خودانتقادی با اضطراب رابطه مستقیم، خودتقویتی با افسردگی رابطه معکوس و با اضطراب رابطه مستقیم معنادار، خودمدیریتی فقط با استرس رابطه معکوس معنادار، ارزیابی اجتماعی با اضطراب و افسردگی رابطه مستقیم معنادار و نمره کلی مقیاس با اضطراب رابطه مستقیم معنادار نشان داد.

بحث و نتیجه گیری

هدف اصلی پژوهش حاضر بررسی ویژگی های روانسنجی مقیاس خودگویی (برین تاپت، هین و کرامر، ۲۰۰۹) است. از آنجایی که کیفیت و شیوه انجام بسیاری از مطالعات بررسی ویژگی های روانسنجی آزمون های روانشناختی در ایران با اغلب شیوه های مرسوم در دنیا فاصله محسوسی دارد؛ هدف دوم مقاله حاضر تا حدودی پرکردن خلاء حاضر و بیان برخی از شیوه های بررسی و گزارش داده ها است. بنابراین نویسندگان بر خود لازم می دانند تا ابتدا بحثی در مورد هدف دوم داشته و سپس به هدف اصلی بپردازند.

یکی از بخش هایی که به صورت مفصل ارائه شد، بخش روش اجرای پژوهش است. این تفصیل به دو دلیل انجام گرفت. اول ارائه شیوه انجام صحیح بررسی ویژگی های روانسنجی (به عبارتی انطباق-سازی^۱) آزمون موجود در یک زبان و فرهنگ به زبان و فرهنگی دیگر است؛ و در درجه دوم ضمن ذکر این که یک پژوهش زمانی علمی اطلاق می شود که قابلیت تکرار داشته باشد، شیوه دقیق انجام پژوهش حاضر ذکر شد تا در صورت نیاز اقدام به بررسی روند انجام پژوهش و قضاوت روی نتایج صورت گیرد و در مواردی هم که نیاز به تکرار آن در یک جمعیت دیگر، این امکان برای پژوهشگران دیگر فراهم شده باشد.

در بخش شیوه اجرا نسبت مراحل طی شده برای ترجمه ابزار از زبان اصلی (انگلیسی) به زبان فارسی و مراحل طی شده برای فرم نهایی بیان شد. امروزه در ادبیات پژوهش های انطباق سازی ابزارها، حتی برای ایجاد اتحاد رویه و یکسان سازی شیوه های عمل ترجمه ابزارها، دستورالعمل های استاندارد وجود دارد تا از بروز خطاها و اشتباهات احتمالی تا حد ممکن جلوگیری شود. از معتبرترین این

¹. adaptation

دستورالعمل‌ها می‌توان به تنزر و سیم (۱۹۹۹)، ون دیوگیور و همبلتون^۱ (۱۹۹۶) دودا و هایاشی^۲ (۱۹۹۸) اشاره کرد که می‌توان به‌وفور ارجاع به آنها را در ادبیات پژوهش ملاحظه کرد (به عنوان مثال کاواباتا، مالت و جکسون^۳، ۲۰۰۸؛ کاواباتا و ماریموتو^۴، ۲۰۰۱). همانطور که در بخش روش ذکر شد در پژوهش حاضر از دستورالعمل ارائه شده توسط تنزر و سیم (۱۹۹۹) استفاده شد.

از دیگر بخش‌های مقاله حاضر که تا حدودی در روش اجرا در مقایسه با مقاله ای منتشر شده غیرمعمول به‌نظر می‌رسد، توضیح مفصل روش اکتشاف داده‌ها است. این بخش از بررسی داده‌ها شامل پاکسازی^۵ و غربال‌گری^۶ می‌باشد. در این بخش بررسی‌های متعددی روی داده‌ها انجام می‌گیرد و هدف از آن حذف داده‌های پرت^۷، نادقیق و بررسی مفروضه‌های لازم برای تحلیل‌ها است. آشکار است که حتی انجام پیشرفته‌ترین تحلیل‌ها روی داده‌های نادقیق و فاقد مفروضه‌های لازم، جز اتلاف وقت و انحراف تفکرات علمی چیزی عاید پژوهشگر و جامعه علمی نخواهد کرد (تاباخنیک و فیدل، ۲۰۰۷). لذا به پژوهشگران بررسی اکتشافی داده‌ها توصیه می‌شود. در پژوهش حاضر نیز سعی شد از یکی از شیوه‌های معتبر بررسی اکتشافی داده‌ها (توکی، ۱۹۷۴) استفاده شود.

نتایج پژوهش حاضر نشان داد تحلیل عاملی اکتشافی روی داده‌های مقیاس خودگویی نمونه‌ی دانشجویان ایرانی حاکی از وجود چهار زیرمقیاس موجود در نسخه اصلی آن است. ولی در آرایش آیتم‌ها در این زیرمقیاس‌ها از ۱۶ آیتم وارد شده برای تحلیل عاملی، ۱۴ آیتم بارگذاری مناسب روی عامل‌های مورد نظر داشته و فقط ۲ آیتم در محل مناسب بارگذاری حداکثر را نداشته است. نکته دیگر موجود در خصوص تحلیل عاملی استفاده از روش عامل‌یابی محورهای اصلی و چرخش متمایل آلبمین مستقیم عامل‌های استخراج شده بود. هدف استفاده از روش عامل‌یابی مذکور حذف اثرات واریانس خطا و یگانه^۸ مربوط به هر آیتم و بررسی وجود یا نبود یک ساختار نظری در مقیاس است نه صرفاً "خلاصه‌سازی تجربی"^۹ داده‌ها. دلیل استفاده از روش متمایل چرخش هم اعتقاد پژوهشگران به وجود همبستگی در بین فرایندهای موجود و متبلور شده در زیرمقیاس‌ها است (تاباخنیک و فیدل، ۲۰۰۷). این یافته بدین معنا است که عامل‌های استخراج شده از این مقیاس از هم مستقل نبوده و روابط

^۱. Van de Vijver, & Hambleton

^۲. Duda, & Hayashi

^۳. Kawabata, Mallett, & Jackson

^۴. Harimoto

^۵. data cleaning

^۶. data screening

^۷. outlier

^۸. unqiue

^۹. emprical

همبستگی غیرصفر در بین نمره‌های عاملی آنها وجود دارد. در ضمن عوامل استخراج شده به لحاظ نظری نیز دارای مفهوم است.

همچنین بررسی اعتبار آیت‌ها، زیرمقیاس‌ها و کل مقیاس در گروه مدرج‌سازی نشان داد که کلیه زیرمقیاس‌ها (یعنی ارزیابی اجتماعی، خودتقویتی، خودمدیریتی و خودانتقادی) از ضرایب مناسب همگونی درونی برخوردار بوده‌اند. در مطالعه روی نمونه‌ی امریکایی این مقیاس نیز همگونی مناسب این چهار عامل مناسب گزارش شده است (برین تاپت، هین و کرامر، ۲۰۰۹).

در مرحله بررسی‌های تائیدی داده‌ها، سه مدل به عنوان مدل رقیب در نظر گرفته شد. مدل یکم ساختار عاملی اصلی ابزار بود که برین تاپت، هین و کرامر (۲۰۰۹) تدوین کرده بودند. انتخاب این مدل برای آزمون پاسخ‌دهی به این سوال بود که آیا بهترین ساختار عاملی در این ابزار همان ساختار اصلی است که می‌توان مدل دیگر جانشین و بهتری برای آن یافت. مدل دوم ساختار عاملی اکتشافی حاصل از تحلیل عاملی انجام یافته روی گروه نمونه مدرج‌سازی بود که برای پاسخ‌گویی به این سوال بود انجام شد که آیا این مدل می‌تواند شرایط تائید را در نمونه رواسازی کسب کند و یا مدل مناسب‌تری را از آن می‌توان در نظر گرفت. مدل سوم طی بررسی داده‌های گروه نمونه مدرج‌سازی به دست آمد. از نشانه‌هایی که پژوهشگران را به این مدل رقیب رهنمون شد، عدم نشان ندادن ویژگی‌های روانسنجی مناسب آیت‌ها در بسیاری از تحلیل‌ها از جمله تحلیل عاملی اکتشافی (بارگذاری‌های متقاطع^۱ متعدد) و محاسبه آلفای کرونباخ (بهبود مناسب ضریب الفا در شرایط حذف آن) بود. دلایل مذکور پژوهشگران را بر آن داشت که تا به حذف این آیت‌ها بیانداشند. انجام تحلیل عاملی تائیدی و بررسی ویژگی‌های مختلف مدل‌های رقیب در نهایت به تائید مدل سوم (ساختار عاملی اصلی مقیاس منهای آیت‌ها) انجامید.

بررسی‌های دیگر انجام یافته روی داده‌های گروه رواسازی اعم از محاسبه ضرایب همگونی درونی، اعتبار آیت‌ها و روایی عامل‌ها از شواهد مناسب مدل انتخاب شده داشت. این بررسی‌ها نشان دادند آیت‌های قرارگرفته در هر یک از آیت‌ها از شواهد روایی همگرا و تشخیصی برخوردارند و لذا می‌توان آنها را به منزله مجموعه‌ای از آیت‌هایی با هدف معین و تک‌بعدی^۲ (البته با کمی احتیاط)^۳ در نظر گرفت که برای سنجش مفهومی واحد در کنار هم قرار گرفته‌اند.

^۱. cross loading

^۲. unidimensional

^۳. شرط دیگر لازم برای تک‌بعدی بودن یک مقیاس، علاوه بر شرط همگونی همگونی درونی برقراری شرط همگونی بیرونی (external consistency) نیز

در ادامه به منظور بررسی روابط بین عامل‌های مقیاس خودگویی با سازه‌های مرتبط با خود از مقیاس‌های خودشناسی انسجامی، عزت نفس و خودمدیریتی به عنوان مقیاس‌های مرتبط با خود برای بررسی روائی ملاکی استفاده شد. نتایج مطالعه نشان داد زیرمقیاس‌های خودانتقادی، خودمدیریتی، ارزیابی اجتماعی و نمره کل خودگویی با خودشناسی انسجامی رابطه مستقیم و معنادار دارند. این یافته بدین معنا است که با افزایش نمره افراد در زیرمقیاس‌های خودانتقادی، خودمدیریتی، ارزیابی اجتماعی و نمره کل خودگویی به طور متوسط نمره افراد در خودشناسی انسجامی نیز افزایش می‌یابد. نتایج پژوهش با داده‌های حاصل از پژوهش دانکن و چیان (۱۹۹۹) و برین تاپت، هین و کرامر (۲۰۰۹) همسو است. همچنین زیرمقیاس‌های خودتقویتی و خودمدیریتی رابطه‌ی مستقیم با عزت نفس نشان دادند. این در حالی است که خودانتقادی رابطه معکوس با آن نشان داد. ای یافته بدین معنا است که با افزایش نمره افراد در زیرمقیاس‌های خودتقویتی و خودمدیریتی، به طور متوسط نمره عزت نفس آنها نیز افزایش و نمره خودانتقادی آنها کاهش پیدا می‌کند. این یافته با نتایج پژوهش‌های فاین^۱ (۱۹۸۵) و وینبرگ^۲ (۱۹۸۸) همسو است. این پژوهش نیز نشان دادند که بین عزت نفس و خودگویی مثبت رابطه مستقیم وجود دارد.

در خصوص ارتباط بین عزت نفس و خودگویی، برخی پژوهشگران در زمینه‌ی ورزش معتقدند که ورزشکاران به طور مداوم از خودگویی‌های استفاده می‌کنند تا انگیزش آنها را افزایش داده و در نهایت موجب بهبود عزت نفس شان شود (ماهونی، میسر، شسلر و ارنر، ۱۹۹۷). زینسر^۳ (۱۹۸۸) معتقد است کارکرد انگیزشی خودگویی، عملکرد را با افزایش اعتمادبه‌نفس تسهیل می‌سازد. به باور هلمستتر^۴ (۱۹۸۲) تغییر دادن خودگویی‌ها موجب افزایش عزت نفس، کاهش استرس و غلبه بر افسردگی می‌شود.

خودمدیریتی با زیرمقیاس خودتقویتی و نمره کل خودگویی رابطه‌ی مستقیم نشان داد. به عبارت دیگر افزایش نمره زیرمقیاس خودمدیریتی معمولاً با افزایش نمره زیرمقیاس خودتقویتی و نمره کل مقیاس همراه است. نتایج این مطالعه نیز با پژوهش مک دوگال^۵ (۲۰۰۷) و برین تاپت، هین و کرامر

نیاز است (Hunter & Gerbing, 1982) که در این پژوهش مورد بررسی قرار نگرفت.

1. Finn

2. Weinberg

3. Zinsser

4. Helmstetter

5. Macdougall

(۲۰۰۸) همسوئی دارد. در زمینه‌ی رابطه‌ی بین خودگویی و خودمدیریتی، آندرسون^۱ (۱۹۹۷) معتقد است خودگویی روشی است که به افراد کمک می‌کند تا با خودشان صحبت کرده، در مورد عملکرد مناسب تفکر کنند و در نهایت رفتارهایشان را در جهت رسیدن به نتیجه‌ی مطلوب سازمان دهند. دیگر نتایج پژوهش حاضر حاکی از آن است که خودشناسی انسجامی با کلیه زیرمقیاس‌ها و نمره کلی خودگویی به‌جز خودتقویتی رابطه مستقیم دارد. در زمینه‌ی رابطه بین خودگویی و خودشناسی انسجامی، دانکن و چیان (۱۹۹۹) معتقدند که خودگویی دارای مولفه‌ی درک هوشیارانه و خودآگاهی می‌باشد، بدین صورت که مورین (۲۰۰۵) معتقد است خودگویی باعث آگاهی فرد از تغییرات فیزیکی و روانی خود می‌شود و با آگاهی فرد از انجام عمل و کار در حین پاسخ به محرک‌ها و نشانه‌های مختلف همسو است.

در گام بعدی روابط بین عامل‌های مقیاس خودگویی با سازه‌های شناختی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج حاکی از این بود که بجز زیرمقیاس خودمدیریتی، دیگر زیرمقیاس و نمره کلی مقیاس خودگویی رابطه مستقیم معنادار با وسواس دارد. در ضمن زیرمقیاس خودتقویتی این مقیاس و نمره کلی آن با تفکرات غیرمنطقی رابطه مستقیم معنادار نشان داد. نتایج این پژوهش با مطالعه‌ی زوربانوس^۲ (۲۰۰۴) همسو است. این در حالی است که خودانتقادی با اضطراب رابطه مستقیم، خودتقویتی با افسردگی رابطه معکوس و با اضطراب رابطه مستقیم معنادار، خودمدیریتی فقط با استرس رابطه معکوس معنادار، ارزیابی اجتماعی با اضطراب و افسردگی رابطه مستقیم معنادار و نمره کلی مقیاس با اضطراب رابطه مستقیم معنادار نشان داد. نتایج این مطالعه با پژوهش‌های (فاین، ۱۹۸۵؛ وینبرگ، ۱۹۸۸؛ تامرز، ۲۰۰۲؛ برین تاپت، هین و کرامر، ۲۰۰۹) همسوئی دارد.

در زمینه‌ی رابطه‌ی بین سلامت روان و خودگویی پژوهش‌های مختلف نتایجی را ارائه کرده‌اند. تامرز و همکاران (۲۰۰۲) معتقدند بین استرس و خودگویی رابطه‌ی معنادار برقرار است. به‌گونه‌ای که استفاده از خودگویی مثبت در راهبرد حل مسئله در مقابله با شرایط استرس‌زا کمک کننده می‌باشد. پژوهشگران معتقدند خودگویی‌های منفی حاوی مفاهیم افسرده کننده و اضطرابی می‌باشد، به‌گونه‌ای که خودگویی‌های اضطراب‌زا حاوی مفاهیم آسیب فیزیکی و روانی ممکن، و تفکر در مورد رخ داده‌های آینده می‌باشد (انگرام و همکاران^۳، ۱۹۸۷) و خودگویی‌های افسردگی حاوی مفاهیمی مانند از دست

1. Anderson

2. Zourbanos

3. Ingram

دادن، شکست، طرد و ناامیدی می‌باشد (کلارک و بک^۱، ۱۹۸۹). دیدگاه‌های مختلف در زمینه‌ی اختلالات روانی بر نقش عمده و آشکار خودگویی در بروز اختلالات روانی تاکید دارند (بک و امری^۲، ۱۹۸۵؛ کندل و چانسکی^۳، ۱۹۹۱). بنابراین، در درمان‌های شناختی با تاکید بر خودگویی‌های ناسازگار و بازسازی این نوع خودگویی‌ها به فرایند درمان کمک می‌کنند (هیمبرگ^۴، ۱۹۹۰؛ کافمن و همکاران، ۲۰۰۵).

لازم به ذکر است برخی دیدگاه‌ها خودگویی را به دو طبقه‌ی مثبت و منفی تقسیم کرده و خودگویی منفی را عمدتاً حاوی تکلمات اضطراب‌زا و افسرده‌کننده در نظر گرفته‌اند (سود و کندل، ۲۰۰۷). در زمینه‌ی رابطه‌ی بین خودگویی‌های منفی و افکار غیرمنطقی، ساراسون (۱۹۸۴) معتقد می‌باشد که افکار غیرمنطقی توجه فرد را از رسیدن به هدف بازداشته و به سمت افکار منفی سوق می‌دهد و در نتیجه بر کارایی فرد تاثیر منفی می‌گذارد. هت‌زیگورگیادیس^۵ و همکاران (۲۰۰۸) معتقد است که خودگویی تاثیر مهمی بر افکار غیرمنطقی ناخواسته و مداخله‌گر - صرفنظر از محتوی خودگویی - دارد و این نقش خودگویی، موجب افزایش توجه در انجام کار می‌شود. در کل نتایج مطالعه‌ی حاضر حاکی از این بود که مقیاس خودگویی اعتبار و روایی مناسبی داشته و می‌توان از آن در محیط‌های پژوهشی استفاده کرد.

تشکر و قدردانی

نگارندگان مقاله بر خود لازم می‌دانند از آقایان آقایان دکتر سعید پورنقاش تهرانی، علی عظیمی و ولی‌الله رضانی که در ترجمه معکوس و مطابقت ترجمه با اصل مقیاس خودگویی کمک‌های شایانی نموده‌اند، کمال تشکر و قدردانی را به‌عمل بیاورند.

منابع

بشارت، م.ع؛ بزازیان، س. و پوربهلول، س. (۱۳۸۹). بررسی ویژگی‌های روانسنجی فرم کوتاه مقیاس خود تنظیم‌گری در نمونه‌ای از جامعه ایرانی. *مجله علوم روانشناختی*، زیر چاپ.

بشارت، م.ع؛ بزازیان، س.؛ عزیزی، ل.؛ عبدالمنافی، ع. و لاریجانی، ر. (۱۳۸۹). بررسی پایایی، روایی و تحلیل عاملی مقیاس خود تنظیم‌گری. *پژوهش در نظام‌های آموزشی*، زیر چاپ.

1. Clark, & Beck

2. Beck, & Emery

3. Kendall, & Chansky

4. Heimberg

5. Hatzigeorgiadis

دروگر، خ. (۱۳۸۴). بررسی رابطه ادراک از شیوه های فرزند پروری والدین با میزان تفکرات غیر منطقی نوجوانان ۱۶-۱۴ ساله. پایان نامه کارشناسی ارشد. دانشگاه شهید بهشتی.

دوناپوش، ع. (۱۳۷۷). هنجاریابی مقدماتی آزمون باورهای غیر منطقی جونز برای دانش آموزان پسر و دختر ۱۵-۱۸ ساله دبیرستانهای دولتی شهرستان یاسوج در سال تحصیلی ۷۵-۷۶. پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه تربیت معلم تهران.

شیرزادی، ص. (۱۳۸۴). بررسی نقش خودکارآمدپنداری در رابطه بین افسردگی و تفکر غیر منطقی در گروهی از دانش آموزان دوره متوسطه. پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه شهیدبهشتی.

صاحبی، ع؛ اصغری، م. ج؛ سالاری، ر. س. (۱۳۸۴). اعتباریابی مقیاس افسردگی اضطراب تنیدگی برای جمعیت ایرانی. روانشناسان ایرانی، سال یکم، شماره ۴.

صادقی، ن. (۱۳۸۰). بررسی و مقایسه تحریفات شناختی و تفکرات ناکارآمد در مردان معتاد به مواد مخدر و افراد عادی. پایان نامه کارشناسی ارشد روانشناسی عمومی دانشگاه تربیت معلم تهران.

علیزاده، ت. (۱۳۸۲). بررسی رابطه بین عزت نفس و منبع کنترل (درونی - بیرونی) با استرس ناباروری زنان و مردان در شهر تهران. پایان نامه کارشناسی ارشد دانشگاه تربیت معلم.

قربانی، ن. (۱۳۸۵). ساخت و بررسی مقدماتی مقیاس خودشناسی انسجامی، طرح پژوهشی معاونت پژوهشی دانشگاه تهران. موسسه روانشناسی و علوم تربیتی دانشگاه تهران.

محمدی، ا؛ زمانی، ر؛ فتی، ل. (۱۳۸۶). اعتباریابی نسخه‌ی فارسی پرسشنامه‌ی وسواسی اجباری-بازنگری شده در جمعیت دانشجویی. پژوهش‌های روانشناختی. دوره ۱۰. شماره ۳، ۴.

ویگوتسکی، ل (۱۹۳۴) **تفکر و زبان**، ترجمه بهروز عزب دفتری (۱۳۷۶)، تبریز: انتشارات نیما.

- Anderson, A. (1997). Learning strategies in physical education: Self-talk, imagery, and goal-setting. *Journal of Physical Education Recreation & Dance*, 68, 30-35.
- Athens, L. H. (1994). The Role of Self-Talk in the Awareness of Physiological State and Physical Performance. *Journal of Sport medicine*. 35: 521-32.
- Bagozzi, R. P. & Y. Yi. (1988). On the Evaluation of Structural Equation Models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 16, 74-94.
- Beck, A. T., & Emery, G. (1985). *Anxiety disorders and phobias*. New York: Basic.
- Bentler, P. M., & Bonett, D. G. (1980). Significance tests and goodness-of-fit in the analysis of covariance structures. *Psychological Bulletin*, 88, 588-606.
- Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107, 238-246.
- Brinthaup, T, M., Hein, M, B., & Kramer, T, E. (2009). The self talk scale: Development, Factor analysis and Validation. *Journal of Personality Assessment*, 91, 82- 92.

- Clark, D. A., & Beck, A. T. (1989). Cognitive theory and therapy of anxiety and depression. In P. C. Kendall & D. Watson (Eds.), *Anxiety and depression: Distinct and overlapping features* (pp. 379–411). New York: Academic Press.
- Conroy, D., & Metzler, D. E. (2004). Patterns of self-talk associated with different forms of competitive anxiety. *Journal of Sport and Exercise Psychology*, 26, 69–89. .
- Diaz, R M, & Berk, L. E., (EDS.). (1992) *private speech: from social interaction to self regulation*. Hillsdale, NJ: Lawrence Erlbaum Association.
- Duda, J. L., & Hayashi, C. T. (1998). Measurement issues in cross-cultural research within sport and exercise psychology. In J. L. Duda (Ed.), *Advances in sport and exercise psychology measurement* (pp. 471–483). Morgantown, WV: Fitness Information Technology..
- Duncan, R. M., Cheyne, J. A. (1999). Incidence and functions of self-report private speech in young adults: a self-verbalized questionnaire. *Can Journal of Behavior Science*. 31: 133-136.
- Ellis, A. (1994). The sport of avoiding sports and exercise: A rational emotive behavior therapy perspective. *The Sport Psychologist*, 8, 248–261.
- Fields, C. (2002). Why do we talk to ourselves? *Journal of experimental and theoretical Artificial Intelligence*, 14, 255-272..
- Finn, J. A. (1985). Competitive excellence: It's a matter of mind and body. *Journal of Physician and Sport medicine*, 13, 61–75.
- Foa, E. B., Huppert, J. D., Leiberg, S., Langner, R., Kichic, R., Hajcak, G., & Salkovskis, P. M. (2002). The Obsessive-Compulsive Inventory: Development and validation of a short version. *Psychological Assessment*, 14, 485–496.
- Gorsuch, R. L.(1997) Exploratory factor analysis: its role in item analysis. *Journal of personality assessment*, 68, 532-560.
- Grossarth-Maticek, R., & Eysenck, H. I. (1995). Self-regulation and mortality from cancer, coronary heart disease, and other causes: A prospective study. *Personality and Individual Differences*, 19, 781-795.
- Hackfort, D. & Schwenkmezger, P. (1993). Anxiety. In *Handbook of Research on Sport Psychology* (edited by R. N. Singer, M. Murphey and L.K. Tennant), pp. 328± 364. New York: Macmillan..
- Hardy, J.(2006). Speaking clearly: A critical review of the self-talk literature. *Journal of Psychology of Sport and Exercise*, 7, 81-79.
- Hardy, J., Hall, C. R., & Alexander, M. R. (2001). Exploring self-talk and affective states in sport. *Journal of Sports Sciences*, 19,469-475.
- Hatzigeorgiadis, A., Zourbanos, N., Goltsios, C. H., & Theodorakis, Y. (2008) Investigating the Functions of Self-Talk: The Effects of Motivational Self-Talk on Self-Efficacy and Performance in Young Tennis Players. *Journal of The Sport Psychologist*, 22, 458-471.
- Heimberg, R. G., Dodge, C. S., Hope, D. A., Kennedy, C. R., Zollo, L. J., & Becker, R. E. (1990). Cognitive behavioral group treatment for social phobia: Comparison with a credible placebo control. *Journal of Cognitive Therapy and Research*, 14, 1–23
- Helmstetter, S. R. (1982) *What to say when you talk to your self*. Grindle press..
- Howell, D. C. (2007). *Statistical Methods for Psychology (6th ed)*. Belmont, California: Duxbury Press.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: Sensitivity to underparameterized model misspecification. *Psychological Methods*, 3, 424–453.

- Hu, L., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6, 1–55.
- Hunter, J. E., Gerbing, D. W. (1982). Unidimensional measurement, second order factor, and causal models, in *Research in Organizational Behavior*, Barry M. Staw and L. L. Cummings, eds. JAI Press. Vol. 4, pp. 267-320.
- Ibanez, M. I., Ruiperez, M. A., Moya, J., Marques, M. J., & Ortet, G. (2005). A short version of the Self-Regulation Inventory (SRI-S). *Personality and Individual Differences*, 39, 1055-1059.
- Ingram, R. E., Kendall, P. C., Smith, T. W., Donnell, C., & Ronan, K. (1987). Cognitive specificity in emotional distress. *Journal of Personality and Social Psychology*, 53, 734–742.
- Jaynes, J. (1976) *The origin of consciousness in the breakdown of the bicameral mind*. Boston: Houghton Mifflin..
- Joreskog, K. G., & Sorbom, D. (1996). *LISREL 8: user,s reference guide*. Chicago: Scientific Software International.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39. 3 1-36.
- Kaufman, N. K., Rohde, P., Seeley, J. R., Clarke, G. N., Stice, E. (2005). Potential mediators of cognitive- behavioral therapy for adolescents with comorbid major depression and conduct disorder. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 73, 38–46.
- Kawabata, M., & Harimoto, F. (2000). Evaluation of the Japanese version of the Flow State Scale: Analyzing with confirmatory factor analyses. In *Proceedings of the 27th annual meeting of the Japanese Society of Sport Psychology*, (pp. 8–9). Sapporo, Japan: Japanese Society of Sport Psychology.
- Kawabata, M, Mallett, C, J. Jackson, S. A. (2008). The Flow State Scale-2 and Dispositional Flow Scale-2: Examination of factorial validity and reliability for Japanese adults. *Psychology of Sport and Exercise* 9: 465–485.
- Kendall, P. C., & Chansky, T. E. (1991). Considering cognition in anxiety-disordered children. *Journal of Anxiety Disorders*, 5, 167–185.
- Kendall, P. C., & Hollon, S. D.(1989) Anxious self-talk: Development of the Anxious Self-statement Questionnaire (ASSQ). *Journal of Cognitive Therapy and Research*, 13, 81-93.
- Lyons, W. (1986) the assessment of obsessionality using the pauda Inventory its validity in a Briyish non-clinical sample. *Journal of Personality and Individual Differences*, 27, 1027-1046..
- Macdougall M, P., Hamilton R, A., & Scott D. (2007) Assessing the Effectiveness of Self-Talk Interventions on Endurance Performance. *Journal of applied sport psychology*. 19: 226–239,.
- MacKay, D. G.(1992) *Constraints on theories of inner speech*. In D. Reisberg (Ed.), *Auditory imagery* (pp.121-149). Hillsdale, NJ: Erlbuam.
- Marques, M. J., Ibanez, M. I., Ruiperez, M. A., Moya, J., & Ortet, G. (2005). The Self-Regulation Inventory (SRI): Psychometric properties of a health related coping measure. *Personality and Individual Differences*, 39, 1043-1054.
- Marsh, H. W., & Perry, C. (2005). Does a positive self-concept contribute to winning gold medals in elite swimming? The causal ordering of elite athlete self-concept and championship performances. *Journal of Sport & Exercise Psychology*, 27, 71–91.

- Mead, G. H. (1934/ 1962) *Mind, self, and society: from the stand point of a social behaviorist*. Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Meichenbaum, D. H. (1977). *Cognitive behavior modification: An integrative approach*. New York: Plenum.
- Mitchell, M. L., & Jolley, J. M. (2004). *Research design explained (5th ed.)*. Belmont, CA: Wadsworth-Thomson Learning.
- Morin A. (2005) Possible links between self-awareness and inner speech: theoretical background, underlying mechanisms, and empirical evidence. *Journal of Consciousness Study.*; 12: 115-34.
- Morin, A. (1993) self-talk and self-awareness: On the nature of the relation. *Journal of Mind and Behavior*, 14. 223-234.
- Morin, A. (2003) inner speech and consiuse experience.
<http://psych.pomona.edu/scr/editoria/>.
- Raines-Eudy, R. (2000). Using structural equation modeling to test for differential reliability and validity: An empirical demonstration. *Structural Equation Modeling*, 7(1), 124-141.
- Salsali, M & Silverstone, P. H. (2003). Low self-esteem and demographic factors and psychosocial stressors in psychiatric patients. *Annals of General Hospital Psychiatry*. Full text retrieved February 11, 2003, from PubMed central database.
- Sarason, I. G. (1984). Stress, anxiety, and cognitive interference: Reactions to tests. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46, 929-938.
- Schwartz, R. M., & Garamoni, G. L. (1989) Cognitive balance and psychopathology: Evaluation of an information processing model of positive and negative states of mind. *Journal of Clinical Psychology Review*, 9, 271-294.
- Siegrist, M. (1995) Inner speech as a cognitive process mediating self-consciousness and inhibiting self-deception. *Journal of Psychological Report*. 76, 259-265.
- Snyder, C. R., Crowson, JR., J. J., Houston, B. K., Kurylo, M & Poirier, J. (1997) Assessing hostile automatic thoughts: Development and validation of the HAT scale. *Journal of cognitive therapy and reaserch*. 21, 477- 492.
- Sood, E. D., Kendall, P. H. C. (2007) Assessing Anxious Self-Talk in Youth: The Negative Affectivity Self-Statement Questionnaire–Anxiety Scale . *Journal of Springer Science*. 31:603–618.
- SPSS Inc. (2009). *SPSS Statistical Algoritms*. Chicago: SPSS Inc.
- Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25, 173–180.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics (4th ed.)*. Boston, MA: Allyn and Bacon.
- Tanzer, N. K., & Sim, C. Q. E. (1999). Adapting instruments for use in multiple languages and cultures: A review of the ITC guidelines for test adaptations. *European Journal of Psychological Assessment*, 15, 258–269.
- Torkzadeh, G., Koufteros, X., & Pflughoeft, K. (2003). Confirmatory Analysis of Computer Self-Efficacy. *Structural Equation Modeling*, 10(2), 263.
- Tukey, J. W. (1977). *Expioratory data analysis*. Reading, MA: Addison- Wesley.
- Van de Vijver, F. J. R. & Hambleton, R. K. (1996). Translating tests: Some practical guidelines. *European Psychologist*, 1, 89–99.
- Weinberg, R. S. (1988). *The mental advantage: Developing your psychological skills in tennis*. Champaign, IL: Human Kinetics.

Zinsner, N., Bunker, L. & Williams, J.M. (1998). Cognitive techniques for building confidence and enhancing 474 Hardy et al. performance. In *Applied Sport Psychology: Personal Growth and Peak Performance*, 3rd edn (edited by J.M. Williams), pp. 270-295.

Zourbanos N, Hatzigeorgiadis A, Theodorakis Y. (2004). Self-talk in the swimming pool: the effects of self-talk on thought content and performance in water-polo tasks. *Journal of Applied Sport Psychology*.16: 138-50.