مقاله پژوهشی | مجلهٔ علوم روانشناختی/ دورهٔ بیستم/ شمارهٔ ۱۰۲/ ص ۸۴۸-۸۳۷ تابستان(شهریور) ۱۴۰۰
JPS | Journal of Psychological Science, Vol. 20, Issue 102, p 837-848, Summer(September) 2021

بررسی ساختار عاملی، درستی و قابلیت اعتماد مقیاس مهارگری تلاشگر ((ECS)) در نوجوانان ایرانی*

عصمت مطهرنژاد[۱]، پروین کدیور[۲]، هادی کرامتی[۳]، مهدی عرب‌زاده[۴]

Investigating of factor structure, validity and reliability of the Effortful Control Scale (ECS) in Iranian adolescents

Esmat Motaharnejad[1], Parvin Kadivar[2], Hadi Keramati[3], Mehdi Arabzade[4]

چکیده

زمینه: مهارگری تلاشگر، سازه خلقی خودنظم‌جویی است. این سازه به عنوان نظام مهارگری شناختی به فرد کمک می‌کند تا به شکل ارادی وآگاهانه افکار و اعمال خود را مهارکند. یکی از ابزارهایی که این سازه را در نوجوانان ارزیابی می‌کند، مقیاس ساخته شده توسط الیس و رتبارت (۲۰۰۱) است. **هدف:** پژوهش حاضر با هدف بررسی ساختار عاملی، درستی و قابلیت اعتماد نسخه فارسی مقیاس مهارگری تلاشگردر نمونه ای از نوجوانان ۱۵ تا ۱۸ ساله انجام شد. **روش:** طرح این پژوهش توصیفی - همبستگی (تحلیل عاملی) بود. جامعه آماری پژوهش شامل کلیه دانش‌آموزان مقطع متوسطه دوم در سال تحصیلی ۹۹-۹۸ شهر اهواز بود. ۴۴۸ نفر از دانش آموزان با روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چند مرحله‌ای انتخاب شدند. به منظور جمع‌آوری داده‌ها از مقیاس مهارگری تلاشگر الیس و رتبارت (۲۰۰۱)، پرسشنامه هویت اخلاقی آکوئینو و رید (۲۰۰۲) و پرسشنامه دلبستگی به مدرسه موتون، دی ویت و گلازیر (۱۹۹۳) استفاده شد. **یافته‌ها:** نتایج تحلیل مؤلفه‌های اصلی با چرخش واریماکس نشان داد مقیاس مهارگری تلاشگر از سه عامل، مهارگری توجهی، بازداری و فعال‌سازی تشکیل شده است. نتایج تحلیل عامل تأییدی با هدف آزمون ساختار سه عاملی نشان داد که ساختار این مقیاس برازش قابل قبولی با داده‌ها دارد وکلیه شاخص‌های برازندگی نیز برازش مدل را تأیید کردند. ضریب آلفای کرونباخ (۰/۷۹) نشان دهنده همسانی درونی مطلوب مقیاس بود. همبستگی بین این مقیاس با خرده مقیاس‌های پرسشنامه هویت اخلاقی (۰/۲۲) و دلبستگی به مدرسه (۰/۲۵) محاسبه شد که همه ضرائب مثبت و معنادار بودند. **نتیجه‌گیری:** نتایج نشان داد، مقیاس مهارگری تلاشگر ابزاری درست و قابل اعتماد است که می‌تواند با سنجش این سازه در نوجوانان، خطرات تحولی برای این بعد مهم را مشخص نماید. علاوه بر این، به تشخیص نوجوانان دارای مشکل در زمینه خودمهارگری در محیط‌های بالینی و تحصیلی کمک کرده و به پژوهشگران برای برنامه‌ریزی و اجرای مداخلات لازم یاری رساند. **واژه کلیدها:** ساختارعاملی، درستی، قابلیت اعتماد، مهارگری تلاشگر.

Background: Effortful control is a temperamental structure of self-regulation.This structure as a cognitive control system helps individuals to control their thoughts and actions voluntarily and consciously. The Effortful Control Scale, developed by Ellis and Rothbart (2001), is a tool for assessing this structure in adolescents. **Aims:** The purpose of this study was to investigate the factor structure, validity and reliability of the Persian version of the Effortful Control Scale in a sample of adolescents aged 15 to 18. **Method:** The design of this study was descriptive-correlation (factor analysis). The statistical population of the study was all the high school students living in Ahvaz in 98-99 academic year. 448 students were selected by multi-stage cluster sampling. In order to collect the required data, Ellis and Rothbart's Effortful Control Scale (2001), Aquino and Reed's Moral Identity Questionnaire (2002) and Mouton, Dewitt, and Glazier's School Attachment Questionnaire (1993) were used. **Results:** The results of principal component analysis with varimax rotation indicated that the scale consists of three factors: attention, inhibition, and activation control. The results of confirmatory factor analysis, aimed to test three-factor structure, showed that the structure of this scale has acceptable fitness with data and all of the fitness Indicators confirmed fitness of the model. Cronbach's alpha coefficient (0.79) indicated the optimal internal consistency of the scale. The correlation between this scale and subscales of the moral identity (0/22) and school attachment (0/25) questionnaires was measured, all of which were positive and significant. **Conclusions:** The results indicated that the Effortful Control Scale is a valid and reliable tool which can determine developmental risks for this important dimension in adolescents by assessing this structure. Moreover it helps identifying adolescents with self-control problems in clinical and educational settings. It also helps researchers to plan and implement necessary interventions. **Key Words:** Factor structure, validity, reliability, effortful control.

Corresponding Author: Kadivar220@yahoo.com

* این مقاله برگرفته از رساله دکتری نویسنده اول است.

۱. دانشجوی دکتری روانشناسی تربیتی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران

1. Ph.D Student in Educational Psychology, Kharazmi University, Tehran, Iran

۲. استاد، گروه روانشناسی تربیتی، دانشکده روانشناسی و علوم‌تربیتی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران(نویسنده مسئول)

2. Professor, Department of Educational Psychology, Faculty of Psychology and Educational Sciences, Kharazmi University, Tehran, Iran(Corresponding Author)

۳. استادیار، گروه روانشناسی تربیتی، دانشکده روانشناسی و علوم‌تربیتی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران

3. Assistant Professor, Department of Educational Psychology, Faculty of Psychology and Educational Sciences, Kharazmi University, Tehran, Iran

۴. استادیار، گروه روانشناسی تربیتی، دانشکده روانشناسی و علوم‌تربیتی، دانشگاه خوارزمی، تهران، ایران

4. Assistant Professor, Department of Educational Psychology, Faculty of Psychology and Educational Sciences, Kharazmi University, Tehran, Iran

دریافت: ۰۰/۰۱/۰۳ پذیرش نهایی: ۰۰/۰۲/۰۱

مقدمه

نوجوانی دوره‌ای از تحولات چشمگیر در زمینه تحول است و در این دوره تفاوت‌های افراد در خلق[1]، احتمالا پیش‌بینی‌کننده مهمی از موفقیت، سازگاری (یا ناسازگاری) و آسیب‌های روان شناختی است. پژوهشگران سال‌هاست که مطالعه درباره خلق کودکان و نوجوانان را بر روی جنبه‌های خودنظم جویی[2] این سازه آغاز کرده‌اند. خلق به تفاوت‌های افراد در واکنش‌پذیری[3] و خودنظم جویی[4] اشاره دارد. مهارگری تلاشگر[5] ویژگی خلقی منحصر به فردی است که اولین بار توسط رتبارت (۱۹۸۹، به نقل از الیس و رتبارت، ۲۰۰۱)، معرفی شد و به ظرفیت خودنظم‌جویی اشاره دارد که در طول تحول کودکان ظهور یافته و به آنها اجازه می‌دهد فعالانه رفتار و پاسخ‌های هیجانی خود را مهارگری کنند. مهارگری تلاشگر، سازه اصلی و زیر بنایی خودنظم‌جویی است و به عنوان توانایی فرد برای مهارگری تکانه‌های غالب (مهارگری بازداری[6])، تمرکز و تغییر توجه در صورت لزوم (مهارگری توجهی[7]) و فعال کردن خود در جهت پیگیری اهداف با وجود تمایلات رقیب (مهارگری فعال سازی[8])، تعریف می‌شود. کارکرد مهارگری تلاشگر به عنوان یکی از ابعاد خلق، گرچه به مقدار زیادی در طول زمان ثابت می‌ماند ولی این بعد خلقی با افزایش سن چند وجهی می‌شود و تحول آن تحت تأثیر تجربه نیز قرار دارد. این ویژگی خلقی به عنوان یک سیستم مهارگری شناختی تعریف می شود و در کنار سیستم کارکرد اجرایی[9] – به توانایی عصب روانشناختی افراد برای مهار و هماهنگی افکار و رفتار از قبیل برنامه ریزی، سازمان دهی و حافظه کاری[10] اشاره دارد – فعالیت می کند و از طریق سیستم مهارگری شناختی به افراد اجازه می‌دهد که مهارگری آگاهانه‌ای بر افکار و اعمال خود، در جهت رفتار هدفمند یا آینده‌نگر داشته باشند. پیامدهای مهارگری تلاشگر و صفات مربوط به خودنظم‌جویی شامل پیشرفت و ثروت، سلامتی و طول عمر، مسائل بهداشت‌روان و مهارت‌های ارتباطی است. پژوهش‌ها نشان می‌دهند این سازه در بروز رفتارهای انطباقی و غیرانطباقی و ناسازگارانه در کودکان، نوجوانان و بزرگسالان دخالت دارد. به عنوان مثال مطالعات همبستگی بین مهارگری تلاشگر، وجدان، همدلی و پرخاشگری نشان داده است کودکان با مهارگری تلاشگر پایین بعد از طرد شدن به احتمال بیشتری نسبت به دیگران پرخاشگری می کنند. همچنین شواهد فراوانی وجود دارد که نشان می‌دهند سطوح بالای مهارگری تلاشگر به کاهش مشکلات رفتاری و افزایش رفتارهای مطلوب اجتماعی در کودکان و نوجوانان، سازگاری مثبت اجتماعی و پیشرفت تحصیلی منتهی می‌گردد. همچنین مؤلفه‌های مهارگری تلاشگر شامل مهارگری توجهی (تمرکز بر دروس) و مهارگری بازداری (مثل توجه نکردن به سر و صدا و بی‌توجهی به عوامل حواس‌پرتی) در جهت سازگاری مطلوب با مدرسه به کودکان کمک می‌کند. همچنین مهارگری تلاشگر به عنوان شاخصی از موفقیت تحصیلی و اجتماعی در آینده مورد استفاده قرار می‌گیرد. به عنوان مثال مهارگری تلاشگر بالاتر به بازده‌های تحصیلی شامل شایستگی‌های ریاضی و زبانی، معدل درسی و شایستگی‌های کلی مدرسه‌ای مربوط است. همچنین پژوهشگران دریافتند که مهارگری تلاشگر، در رابطه بین دلبستگی و ناسازگاری کودکان ۸ تا ۱۳ سال نقش میانجی را ایفا می‌کند. همچنین سبک دلبستگی والدین - کودک بر تحول مهارگری تلاشگر اثر گذاشته و تحول مهارگری تلاشگر بر موفقیت تحصیلی اثرگذار است. در حال حاضر بسیاری از برنامه‌های مداخله‌ای در مدرسه به دنبال تقویت سازه مهارگری تلاشگر در دانش‌آموزان هستند. در زمینه رابطه بین مهارگری تلاشگرو رفتار دانش‌آموزان در مدرسه نیز پژوهش‌هایی انجام شده است. نتایج این پژوهش‌ها نشان داده است که از کودکی تا نوجوانی، مهارگری تلاشگر پایین با سطوح بالاتر مشکلات رفتاری در مدرسه مرتبط است. مطالعه بر روی کودکان پیش‌دبستانی نشان داد که مهارگری بازداری با توانایی ریاضی و توانایی خواندن رابطه دارد. همچنین پژوهش‌ها رابطه مثبت بین مهارگری تلاشگرو همدلی با پیشرفت تحصیلی و سازگاری اجتماعی را نشان داده‌اند و این متغیرها به شکل مثبت ادراک یک جو خوب اجتماعی (مثلا جو مدرسه) را پیش‌بینی کرده‌اند. برای شناخت و تقویت بعد مهارگری شناختی لازم است ابزارهایی برای اندازه‌گیری مؤلفه‌های مختلف آن شناسایی و مورد

1. temperament
2. self-regulatory
3. reactivity
4. self-regulation
5. effortful control
6. inhibitory control
7. attentional control
8. activation control
9. executive function
10. working memory

استفاده قرارگیرد. در رابطه با ارزیابی مهارگری تلاشگر، از روش های متعددی در کودکان و نوجوانان استفاده می‌شود که مهمترین آنها پرسشنامه‌ها (خودگزارش‌دهی، گزارش والدین و گزارش معلم)، آزمونه‌های آزمایشگاهی و سنجه‌های عصب شناختی است که در اینجا به اختصار بعضی از آنها شرح داده می‌شود. بیشتر ابزارهای ساخته شده برای ارزیابی مؤلفه‌های خلقی (شامل مهارگری تلاشگر) ویژه کودکان طراحی شده است. ازجمله ابزارهای ساخته شده برای ارزیابی خلق نوجوانان (شامل مقیاس مهارگری تلاشگر)، پرسشنامه ساخته شده توسط الیس و رتبارت (۲۰۰۱) است که در مقاله حاضر ساختار عاملی، درستی و قابلیت اعتماد مقیاس مهارگری تلاشگر از این پرسشنامه مورد بررسی قرار گرفته است. پرسشنامه رفتار کودکان، برای اندازه‌گیری خلق کودکان طراحی شد. این پرسشنامه یک نسخه گزارش‌دهی توسط مراقبین کودک است که ارزیابی دقیقی از خلق کودکان ۳ تا ۷ ساله ارائه می‌دهد. تحلیل عاملی مقیاس‌های پرسشنامه رفتار کودکان به صورت با ثباتی راه‌حل سه عاملی را بازیابی کرد و سه بعد گسترده خلقی شامل برونگردی / شادخویی[1]، عاطفه منفی[2] و مهارگری تلاشگر را نشان داد. در این مطالعه با تأیید فرضیه رابطه بین خلق و صفات مربوط به جامعه‌پذیری، شواهد مربوط به درستی همگرا به دست آمد. همچنین در این مطالعه همسانی درونی در نمونه کودکان ۴ تا ۵ ساله از دامنه‌ای شامل ۰/۶۴ تا ۰/۹۲ با میانگین ۰/۷۳ و برای کودکان ۶ تا ۷ ساله از ۰/۶۷ تا ۰/۹۲ با میانگین ۰/۷۵ حاصل شد. در مطالعه دیگری ضرایب همسانی درونی را با دامنه‌ای از ۰/۶۷ تا ۰/۹۴ و میانگین ۰/۷۷ برای پرسشنامه رفتار کودکان گزارش کردند.

برای اندازه‌گیری خلق بزرگسالان، پرسشنامه‌ای توسط ایوانز و رتبارت (۲۰۰۷) طراحی و اجرا گردید. در این مطالعه ۲۵۸ دانشجوی کارشناسی شامل ۱۵۰ زن و ۱۰۸ مرد، ۲۵۳ گویه مربوط به ۱۸ مقیاس پرسشنامه خلق بزرگسال را تکمیل کردند. ضرایب آلفای محاسبه شده برای ۱۳ مقیاس از ۱۸ مقیاس ۰/۸۰ و بالاتر بود و برای فقط یک مقیاس کمتر از ۰/۷۰ به دست آمد (مهارگری بازداری، ۰/۶۶ =α). در این مطالعه یک مدل پنج عاملی شامل ابعاد عاطفه منفی، حساسیت جهت‌یابی[3]، برونگردی، وابستگی[4] و مهارگری تلاشگر استخراج شد که همگرایی قابل ملاحظه‌ای با مقیاس نشانگرهای کوچک ساسیر[5] داشت. پرسشنامه دیگری برای ارزیابی خلق نوجوانان توسط کاپالدی و رتبارت (۱۹۹۲) در قالب یک سنجه خودگزارشی طراحی و اجرا شد. این سنجه بر پایه کار دری بری و رتبارت (۱۹۸۸، به نقل از کاپالدی و رتبارت، ۱۹۹۲) و متمرکز بر هیجان‌پذیری، برانگیختگی[6] و خودنظم‌جویی طراحی شد. در این مطالعه ۹۷ دانش‌آموز دبیرستانی سنین ۱۱ تا ۱۴ سال پرسشنامه خلق اولیه نوجوان را تکمیل کردند. تحلیل‌های انجام شده قابلیت اعتماد، تحلیل عاملی اکتشافی و درستی واگرای مقیاس را ارزیابی کردند. نسخه اولیه این پرسشنامه شامل ۱۶۸ گویه بود که ۱۴ مقیاس را در بر می‌گرفت. این پرسشنامه برای ارزیابی بهتر جنبه های خلقی مرتبط با خودنظم‌جویی توسط الیس و رتبارت (۲۰۰۱) بازنگری شد. ۱۷۷ نوجوان ۱۰ تا ۱۶ سال و ۶۲ نفر از والدین آنها پرسشنامه‌ها را تکمیل کردند. تحلیل عامل اکتشافی از نمرات خلق با چرخش اوبلیمن، چهار عامل مهارگری تلاشگر، شادخویی[7]، وابستگی و عاطفه منفی را مشخص کرد. ضرایب آلفا برای مقیاس ها از ۰/۶۴ تا ۰/۸۱ متغیر بود. نتیجه حاصل از مرور پژوهش‌های انجام شده درباره ابزار به کار گرفته شده نشان می‌دهد که این ابزارها برای اندازه‌گیری ابعاد گوناگون خلقی طراحی شده‌اند. ولی در پژوهش حاضر مقیاس مهارگری تلاشگر به دلیل تمرکز بر جنبه های مهارگری شناختی سازه خودنظم‌جویی، کوتاه بودن، سهولت در اجرا و نمره‌گذاری انتخاب شد. با توجه به نکات مطرح شده و با درک اهمیت دوره نوجوانی که توسط تغییرات شاخص در مهارت های اجرایی و مهارگری، استقلال و روابط با همسالان مشخص می شود و بروز تغییرات عصب زیستی، جسمی و هورمونی مربوط به دوران بلوغ که دوره خطرات بالقوه تحولی برای خلق و بروز مشکلات هیجانی و رفتاری محسوب می‌شود. لازم است سازه‌هایی مثل مهارگری تلاشگر به عنوان یکی از ابعاد خلق که تنظیم و مهارگری ارادی و آگاهانه افکار، رفتارها و هیجانات را مدیریت می کند، مورد توجه و ارزیابی قرار گیرد. و از آنجایی که تاکنون در

[1]. extraversion/ surgency
[2]. negative affectivity

[3]. orienting sensivity
[4]. affiliativeness
[5]. Saucier's Mini-Markers Scale
[6]. impulsivity
[7]. surgency

ایران ویژگی‌های روانسنجی مقیاس مهارگری تلاشگر به عنوان بعد شناختی خلقی نوجوانان مورد بررسی قرار نگرفته است، ارزیابی این ویژگی‌ها می‌تواند به تحول و گسترش مطالعات در این زمینه کمک نماید. با توجه به توضیحات فوق، پژوهش حاضر با هدف بررسی ساختار عاملی، درستی و قابلیت اعتماد مقیاس مهارگری تلاشگر در نوجوانان ایرانی انجام شد. و بر این اساس سؤالات زیر در پژوهش حاضر مورد بررسی قرار گرفت:

۱. آیا مقیاس مهارگری تلاشگر (ECS) از درستی (سازه، ملاکی و واگرا) قابل قبولی برخودار است؟

۲. آیا مجموعه ماده‌هایی که مقیاس مهارگری تلاشگر (ECS) را تشکیل می‌دهند از قابلیت اعتماد مطلوبی برخوردار هستند؟

روش

پژوهش حاضر از لحاظ هدف کاربردی و از لحاظ ماهیت داده‌ها، توصیفی از نوع همبستگی (تحلیل عاملی) است. جامعه آماری پژوهش حاضر شامل کلیه دانش‌آموزان (دختر و پسر) مقطع متوسطه دوم شهر اهواز در سال تحصیلی ۹۹-۹۸ بود. در مورد حجم نمونه لازم برای تحلیل عاملی و مدل‌های ساختاری توافق کلی وجود ندارد، اما به زعم بسیاری از پژوهشگران، حداقل حجم نمونه لازم برای این منظور ۲۰۰ نمونه است. کلاین (۲۰۱۰) نیز معتقد است در تحلیل عاملی اکتشافی برای هر متغیر ۱۰ تا ۲۰ نمونه لازم است و دست کم حجم نمونه ۲۰۰ قابل دفاع است؛ اما، حداقل حجم نمونه در تحلیل عاملی تأییدی ۲۰۰ نفر پیشنهاد شده است. با استنباط از این توضیحات و با توجه به روش نمونه‌گیری تصادفی خوشه‌ای چند مرحله‌ای، حجم نمونه ۴۴۸ نفری برآورد شد. به این ترتیب که ابتدا از بین ۴ ناحیه آموزش و پرورش شهراهواز، ۳ ناحیه به صورت تصادفی انتخاب و سپس از هر ناحیه ۲ مدرسه به صورت تصادفی انتخاب شد در پایان در هر مدرسه ۳ کلاس (هر پایه تحصیلی ۱ کلاس) با توجه به حجم نمونه به صورت تصادفی انتخاب شد. در پژوهش حاضر برای جمع‌آوری اطلاعات از مقیاس‌های زیر استفاده شد:

ابزار

پرسشنامه هویت اخلاقی[1]: این پرسشنامه توسط آکوئینو و رید (۲۰۰۲) برای اندازه‌گیری شکلی از هویت اجتماعی به نام هویت اخلاقی ساخته شد. آکوئینو و رید (۲۰۰۲)، برای ساختن این آزمون که مقیاسی خودگزارشی است از آزمودنی‌ها خواستند تا خصوصیات یک فرد اخلاقی را توصیف کنند. در مجموع ۳۷۶ صفت ناهمپوش استخراج شد. پس از تحلیل محتوا و پیدا کردن صفات هم‌معنا، ۱۹ صفت متمایز پیدا شد. از این صفات فقط صفاتی که حداقل ۳۰ درصد شرکت‌کنندگان به آنها پاسخ داده بودند، یعنی ۹ صفت باقی ماند. نتایج نشان داد که هر ۹ صفت (شامل مراقب، دلسوز، عادل، دارای رفتار دوستانه، بخشنده، مددکار، زحمتکش، درستکار و مهربان)، برای توصیف یک شخصیت اخلاقی ضروری بوده و این صفات، هویت اخلاقی را ایجاد می کنند. پرسشنامه شامل ۱۳ گویه بود که آکوئینو و رید (۲۰۰۲)، با حذف بعضی گویه‌ها توانستند برازندگی مقیاس را بهبود ببخشند و تعداد گویه‌های این پرسشنامه به ۱۰ گویه تقلیل یافت. در پژوهش حاضر از آزمودنی‌ها خواسته شد که شخصی را تصور کنند که دارای این صفات است و سپس بگویند که این شخص چگونه فکر می‌کند، احساس می‌کند و عمل می‌کند. سپس آزمودنی‌ها ۱۰ گویه را بر اساس اهمیت در مقیاسی ۷ درجه‌ای از کاملا مخالفم (۱) تا کاملا موافقم (۷) درجه‌بندی کردند. این ابزار دارای دو خرده مقیاس درونی‌سازی[2] و نمادسازی[3] است. درونی‌سازی میزانی است که ارزش‌های شخصی به صورت ویژگی‌های اخلاقی منسجم برای خودپنداشت شخص اهمیت می‌یابد. این عامل نشان دهنده جنبه اختصاصی هویت اخلاقی است. نمادسازی، جنبه عمومی هویت اخلاقی است و شامل عباراتی می‌شود که نشان می‌دهند که به چه میزان صفات اخلاقی در فعالیت‌های آزمودنی‌ها در جهان و در روابط با دیگران منعکس می‌شود. برای هر آزمودنی پایین‌ترین نمره ۱۰ و بالاترین نمره ۷۰ می‌باشد. سؤالات ۳ و ۹ به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شود. در پژوهش آکوئینو و رید (۲۰۰۲) درستی سازه این ابزار با استفاده از روش تحلیل عاملی اکتشافی (یا استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی) برای دو عامل درونی‌سازی و نماد سازی بدست آمد. قابلیت اعتماد این ابزار با استفاده از روش آلفای کرونباخ در پژوهش آکوئینو و رید (۲۰۰۲) ۰/۷۱ و در پژوهش عظیم‌پور و دیگران (۱۳۹۳)، برای خرده مقیاس درونی‌سازی ۰/۷۶ و برای نمادسازی ۰/۷۷ و با استفاده از روش بازآزمایی برای خرده

[1]. Moral Identity Questionnaire

[2]. internalization

[3]. symbolization

مقیاس درونی‌سازی ۰/۵۰ و نمادسازی ۰/۳۶ بدست آمد. در پژوهش حاضر قابلیت اعتماد این پرسشنامه با استفاده از آلفای کرونباخ ۰/۷۸ بدست آمد.

پرسشنامه دلبستگی به مدرسه[1]: این پرسشنامه توسط موتون، دیویت و گلازیر (۱۹۹۳)، جهت جستجوی احساسات دانش‌آموزان درباره روابط درون مدرسه طراحی شده است. این پرسشنامه میزانی که دانش‌آموزان حس تعلق به مدرسه را تجربه می‌کنند، اندازه گیری می‌کند. دارای ۲۰ گویه است که در طیف لیکرت ۷ درجه ای از کاملا مخالفم (۱) تا کاملا موافقم (۷) نمره‌گذاری می‌شود. آزمودنی‌ها به هر گویه، متناسب با میزانی که نشان دهنده دلبستگی آنها به مدرسه است پاسخ می‌دهند. نمره کل هر فرد از جمع پاسخ‌ها محاسبه می‌گردد و نمره بالاتر نشان دهنده دلبستگی بیشتر به مدرسه است. نمرات کل از ۲۰ تا ۱۰۰ متغیر خواهد بود. همچنین گویه‌های ۱، ۲، ۳، ۱۰، ۱۲، ۱۳، ۱۴، ۱۵ و ۲۰ به شکل معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. این مقیاس شامل سه مؤلفه روابط کلی، تعلق و دلبستگی های خاص است. عامل اول، روابط عام[2] شامل مواردی است که بر روابط درون مدرسه، بدون تعیین فردی خاص (مثل همسالان، معلم و مدیر)، متمرکز می‌شود. این عامل نشان دهنده حس پیوند دانش آموز به افراد درون مدرسه است، صرفنظر از اینکه آن شخص چه کسی است. این عامل ۷ گویه دارد. دومین عامل، تعلق[3]، نشانه حس دارا بودن جایگاهی در مدرسه یا مناسب بودن این جایگاه است. به عبارت دیگر، تعلق نشانه این است که دانش‌آموز در مدرسه حس ارزشمندی دارد. این عامل دارای ۶ گویه است. عامل سوم، دلبستگی‌های خاص[4] تمایل دارد جنبه‌هایی خاص از مدرسه مثل معلمان، مدیران یا فعالیت‌هایی که دانش‌آموزان در آنها احساس دلبستگی می‌کنند را مشخص نماید (موتون، دیویت و گلازیر، ۱۹۹۳). این عامل نیز ۷ گویه دارد. این مقیاس در ایران توسط پژوهنده، فرزاد و کدیور (۱۳۹۰)، ترجمه و شاخص‌های روانسنجی آن مورد بررسی قرار گرفته، نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که این مقیاس از سه عامل فوق تشکیل شده است و نتایج تحلیل عاملی تأییدی مؤید آن است که ساختار سه عاملی پرسشنامه برازش قابل قبولی با داده‌ها دارد و قابلیت اعتماد آن با استفاده از روش آلفای کرونباخ در خرده مقیاس‌های آن بین ۰/۸۰ تا ۰/۸۳ بدست آمد. در پژوهش حاضر قابلیت اعتماد این پرسشنامه با استفاده از آلفای کرونباخ، ۰/۸۹ بدست آمد.

منطق استفاده از این دو پرسشنامه این است که با توجه به شباهت و رابطه مفاهیم و سازه‌های مقیاس مهارگری تلاشگر با پرسشنامه هویت اخلاقی و دلبستگی به مدرسه، از این دو پرسشنامه جهت اندازه‌گیری درستی ملاکی و همگرا استفاده شد. به عنوان مثال هویت اخلاقی نه تنها مستقیما رفتارها را پیش‌بینی می‌کند بلکه می‌تواند روابط با دیگر شناخت‌های اجتماعی (مثل گسستگی اخلاقی و خودنظم‌جویی) را تعدیل نماید. خودنظم‌جویی و مهارگری تلاشگر به عنوان هسته اصلی آن، به عنوان یک ظرفیت روانشناختی می‌تواند انگیزه‌های خودخواهانه را بازداری کرده و از رفتارهای برانگیخته ممانعت کند و رفتارهایی را که با اهداف دراز مدت فردی هماهنگ هستند را به نمایش بگذارد. همچنین، احساس وابستگی و تعلق خاطر نوجوانان به مدرسه و افراد درون مدرسه که عموما تحت عنوان دلبستگی به مدرسه شناخته می‌شود، عاملی است که با موفقیت در مدرسه مرتبط است. این سازه و کارکردهای آن با کارکردهایی که برای مؤلفه‌های مهارگری تلاشگر توضیح داده شد دارای وجوه مشترکی است که دلیلی برای انتخاب این پرسشنامه می‌باشد.

مقیاس مهارگری تلاشگر[5]: این مقیاس یکی از خرده مقیاس های پرسشنامه خلق نوجوان است که توسط الیس و رتبارت (۲۰۰۱)، برای اندازه‌گیری بعد مهارگری خلقی نوجوانان طراحی شده است. دارای ۲۰ گویه است که در یک مقیاس لیکرت پنج درجه‌ای از تقریبا هرگز (۱) تا تقریبا همیشه (۵) نمره‌گذاری می شود. برای هر فرد بالاترین نمره (۱۰۰) نشان دهنده مهارگری تلاشگر بالا و پایین‌ترین نمره (۲۰) نشان دهنده مهارگری تلاشگر پایین است. همچنین در این مقیاس گویه‌های ۱،۲،۴، ۵، ۱۱، ۱۲، ۱۴، ۱۵، ۱۷ و ۲۰ به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند و این مقیاس، دارای سه خرده مقیاس مهارگری توجهی (گویه‌های ۲، ۵، ۸، ۱۱، ۱۴، ۲۰)، مهارگری فعال‌سازی (گویه‌های ۱، ۴، ۷، ۱۰،۱۳، ۱۶ و ۱۸) و مهارگری بازداری (گویه‌های ۳، ۶، ۹، ۱۲، ۱۵، ۱۷ و

1. School Attachment Questionnaire
2. general relationship
3. belongingness
4. specific attachments
5. Effortful Control Scale

۱۹) است. در پژوهش ایوانز و رتبارت (۲۰۰۷)، قابلیت اعتماد این مقیاس با استفاده از روش آلفای کرونباخ برای خرده مقیاس‌های مهارگری فعال‌سازی، مهارگری توجهی و مهارگری بازداری و کل مقیاس به ترتیب ۰/۷۴، ۰/۸۳، ۰/۸۴ و ۰/۹۰ بدست آمد. همچنین قابلیت اعتماد آن از طریق روش بازآزمایی با فاصله دو هفته‌ای به ترتیب برای خرده مقیاس‌ها و کل مقیاس ۰/۷۹، ۰/۸۹، ۰/۸۱ و ۰/۹۰ بدست آمد. در تدوین این پرسشنامه، ابتدا متن اصلی توسط یک متخصص زبان انگلیسی و دو نفراز دانشجویان دارای مدرک کارشناسی ارشد روانشناسی به فارسی ترجمه گردید. سپس دو نفر از متخصصان روانشناسی و زبان انگلیسی پس از بررسی این سه فرم ترجمه، روی ترجمه نهایی توافق کردند. در نهایت توسط یک متخصص زبان انگلیسی دو زبانه و دو تن از اساتید روانشناسی و علوم‌تربیتی، درستی صوری و محتوایی آن مورد تأیید قرار گرفت. ضمناً قبل از اجرای اصلی، پرسشنامه به گروه‌های مختلف دانش آموزان مقطع متوسطه دوم جهت تکمیل ارائه شد تا درستی صوری اندازه‌گیری‌ها قوت گرفته و وضوح و شفافیت زبان و قابلیت فهم دستورالعمل‌ها مهار شود. با توجه به اهداف پژوهش، که بررسی ساختار عاملی، قابلیت اعتماد و درستی مقیاس مهارگری تلاشگر است، تحلیل داده‌ها با استفاده از نرم‌افزار ایموس و Spss۲۴ انجام شد.

یافته‌ها

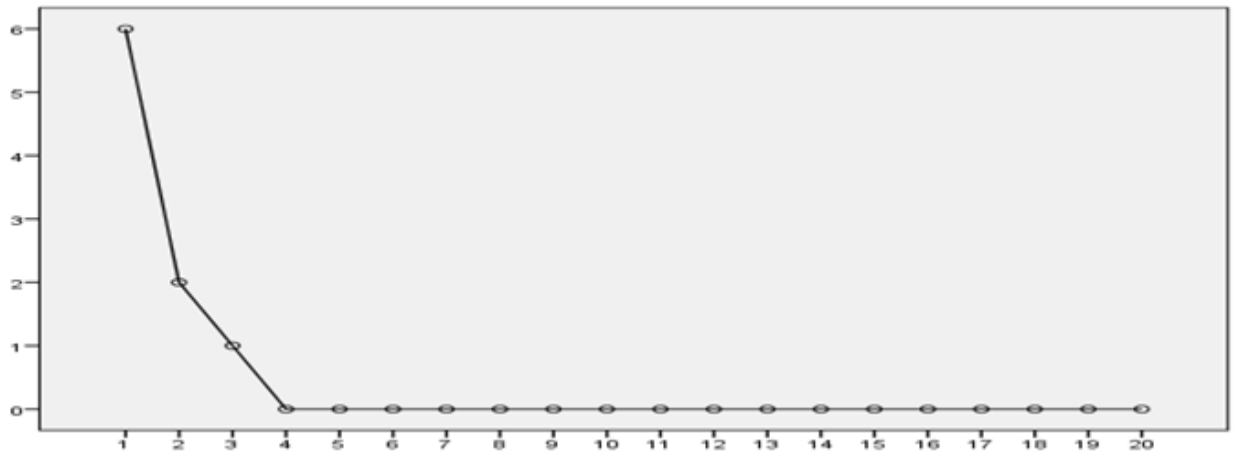
درستی سازه این ابزار در پژوهش حاضر ابتدا با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی و سپس با تحلیل عاملی تأییدی انجام شد.

قبل از انجام تحلیل عاملی اکتشافی، اندازه شاخص کفایت نمونه برداری کیسر، میر و الکین (KMO) محاسبه و برابر با ۰/۸۹ و آزمون کرویت بارتلت (X^2= ۱۵۹۲/۷۳۳) و در سطح ۰/۰۰۰۱ معنادار بود. این شاخص‌ها نشان می‌دهد نمونه و ماتریس همبستگی برای تحلیل عاملی مناسب بودند. برای تعیین مناسب‌ترین عامل‌ها با در نظر گرفتن ارزش‌های ویژه و درصد واریانس تبیین شده توسط هر عامل، عامل‌ها با روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی و چرخش واریماکس استخراج شدند. روش واریماکس، رایج‌ترین روش چرخش متعامد در تحلیل عاملی است. هدف این چرخش، رسیدن به ساختار ساده با متعامد نگه داشتن محورهای عاملی می‌باشد.

همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌کنیم نتایج تحلیل عاملی اکتشافی منجر به استخراج سه مؤلفه مهارگری توجهی (۳۲/۱۶ درصد)، مهارگری بازداری (۱۲/۵۹ درصد)، مهارگری فعال‌سازی (۵/۹۰ درصد) شده است که در مجموع این مؤلفه‌ها ۵۰/۶۶ درصد از واریانس مقیاس مهارگری تلاشگررا تبیین کردند. همچنین در جدول ۱، مقادیر با ارزش ویژه بیشتر از یک مشخص می‌باشد.

جدول۱. ارزش ویژه و درصد واریانس مؤلفه‌ها در تحلیل مؤلفه‌های اصلی

مؤلفه‌ها	ارزش ویژه	درصد واریانس تبیین شده	درصد تراکمی
۱	۶/۴۳	۳۲/۱۶	۳۲/۱۶
۲	۲/۵۲	۱۲/۵۹	۴۴/۷۵
۳	۱/۱۸	۵/۹۰	۵۰/۶۶



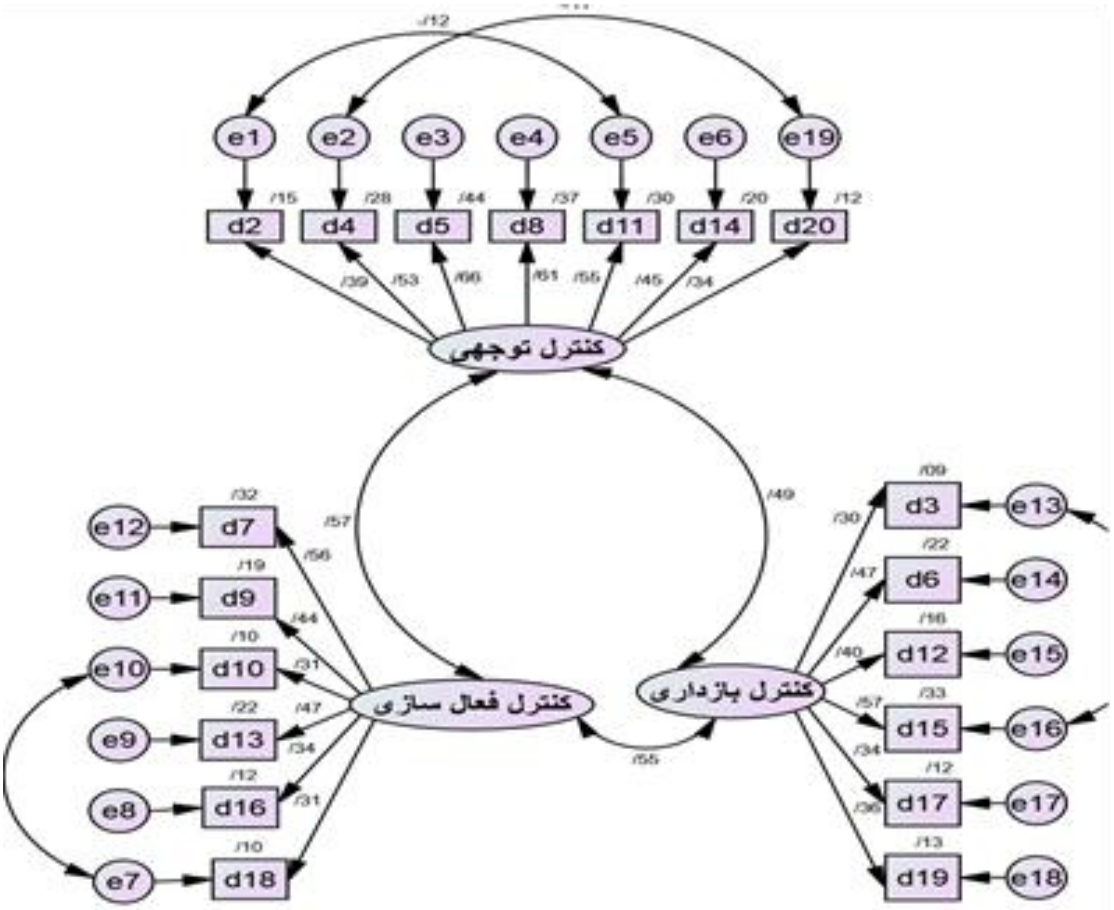
نمودار۱. نمودار سنگریزه مقیاس مهارگری تلاشگر

جدول۲. بارهای عاملی مقیاس مهارگری تلاشگر

گویه	عبارت	عامل اول	عامل دوم	عامل سوم	میزان اشتراک
۱	اغلب سر قرار ملاقات دیر می‌رسم				
۲	انجام دو آزمونه مختلف به شکل همزمان برایم مشکل است	۰/۴۸	۰/۰۱	۰/۱۲	۰/۵۵
۴	اغلب نمی‌توانم برنامه‌هایم را اجرا کنم	۰/۶۸	۰/۰۴	۰/۳۴	۰/۴۸
۵	وقتی سعی می‌کنم تمرکز کنم، به راحتی حواسم پرت می‌شود	۰/۶۹	۰/۰۶	۰/۱۱	۰/۴۲
۸	وقتی حواسم پرت می‌شود، معمولا می‌توانم به راحتی توجه خود را روی کارم متمرکز کنم	۰/۵۳	۰/۰۸	۰/۴۲	۰/۵۴
۱۱	برایم سخت است که هنگام حواس‌پرتی، تمرکز کنم	۰/۶۶	۰/۰۲	۰/۰۳	۰/۳۷
۱۴	وقتی از اتفاقات آینده خوشحال و هیجان زده‌ام، نمی‌توانم توجهم را روی آزمونه متمرکز کنم	۰/۴۷	۰/۳۶	۰/۰۱	۰/۵۴
۲۰	هنگام تلاش برای مطالعه، نادیده گرفتن صداهای محیط و تمرکز کردن برایم سخت است	۰/۵۵	۰/۰۱	۰/۱۴	۰/۴۹
۳	وقتی پرانرژی هستم به راحتی می‌توانم در جایی آرام بنشینم	۰/۰۷	۰/۶۸	۰/۰۵	۰/۵۲
۶	می‌توانم خنده‌ام را در شرایطی که خنده مناسب نیست، مهارگری کنم	۰/۰۶	۰/۵۹	۰/۱۱	۰/۳۱
۱۲	معمولا مقاومت در برابر هوس نوشیدن، غذا خوردن و... برایم سخت است	۰/۲۴	۰/۵۰	۰/۱۰	۰/۴۸
۱۵	وقتی هیجان زده‌ام، راجع به عاقبت و نتیجه کارها فکر نمی‌کنم	۰/۳۲	۰/۵۱	۰/۱۷	۰/۵۷
۱۷	مقاومت در برابر خرید یک کالای جذاب برایم سخت است	۰/۱۳	۰/۶۴	۰/۳۴	۰/۶۷
۱۹	برای من اجتناب و دوری از یک تفریح نا مناسب، آسان است	۰/۰۳	۰/۵۰	۰/۱۴	۰/۶۹
۷	می‌توانم آزمونهم را انجام دهم حتی وقتی که ترجیحم این است که آن را انجام ندهم	۰/۱۹	۰/۱۰	۰/۶۴	۰/۶۰
۹	حتی وقتی برای بیان افکار و ایده‌هایم هیجان زده‌ام، می‌توانم نوبت برای صحبت کردن را رعایت کنم	۰/۰۲	۰/۳۷	۰/۴۳	۰/۵۱
۱۰	می‌توانم کار سختی را انجام دهم، حتی اگر تمایلی به انجامش نداشته باشم	۰/۰۵	۰/۰۰۲	۰/۵۴	۰/۶۲
۱۳	وقتی به کارهایی فکر می‌کنم که لازم است انجام شوند، همان موقع شروع به کار می‌کنم	۰/۱۶	۰/۰۲	۰/۵۳	۰/۲۹
۱۶	معمولا کارهایم را قبل از موعد مقرر انجام می‌دهم (انجام آزمونه، پرداخت قبض و...)	۰/۰۸	۰/۰۷	۰/۴۹	۰/۴۴
۱۸	وقتی نسبت به عاقبت و نتیجه کاری می‌ترسم، معمولا به آن وارد نمی‌شوم	۰/۱۱	۰/۱۴	۰/۳۴	۰/۵۱

در جدول ۲ بارهای عاملی حاصل از تحلیل مؤلفه‌های اصلی پس از چرخش واریماکس و مقادیر اشتراک برای گویه‌های مقیاس مهارگری تلاشگر گزارش شده است. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی و چرخش واریماکس با مشخص نمودن حداقل بار عاملی ۰/۳۰ بر روی یک مؤلفه نشان داد که گویه ۱ بر روی هیچ یک از مؤلفه‌ها بارعاملی بالاتر از ۰/۳۰ ندارد. اما گویه‌های دیگر بر روی مؤلفه‌های خود بار عاملی بالاتر از ۰/۳۰ دارند. به این صورت که گویه‌های ۲، ۴، ۵، ۸، ۱۱، ۱۴ و ۲۰ مربوط به عامل مهارگری توجهی، با بارهای عاملی بین ۰/۴۸ تا ۰/۶۹ و میزان اشتراک بین ۰/۳۷ تا ۰/۵۵، گویه‌های ۳، ۶، ۱۲، ۱۵، ۱۷، و ۱۹ مربوط به عامل مهارگری بازداری، با بارهای عاملی بین ۰/۳۴ تا ۰/۶۴ و میزان اشتراک بین ۰/۳۱ تا ۰/۶۹، گویه‌های ۷، ۹، ۱۰، ۱۳، ۱۶ و ۱۸ مربوط به عامل مهارگری فعال‌سازی با بارهای عاملی ۰/۳۴ تا ۰/۶۴ و میزان اشتراک ۰/۲۹ تا ۰/۶۲ می‌باشند. در ادامه با هدف آزمون برازندگی الگوی ساختاری مدل سه عاملی برای مقیاس مهارگری تلاشگراز روش تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. مندرجات شکل ۱ (مدل سه عاملی) نشان می‌دهد که از آنجایی که در مدل سه عاملی اولیه بعضی از گویه‌ها دارای ضرایب استاندارد قابل قبولی نبودند به همین دلیل، با توجه به توجیهات نظری با همبسته کردن خطاها (e1-e5، e2 – e19، e7 – e10، e13 – e16) در مدل اصلاحی سه عاملی همه گویه‌های مقیاس مهارگری تلاشگر (به غیر از گویه شماره ۱ که در تحلیل عاملی اکتشافی به دلیل بار عاملی پایین حذف شد) دارای ضرایب استاندارد نسبتا قابل قبولی می‌باشند. با ملاحظه این شکل می‌توان دریافت که در ارتباط با خرده مقیاس مهارگری توجهی گویه‌های شماره ۲، ۴، ۵، ۸، ۱۱، ۱۴ و ۲۰ به ترتیب با ضرایب استاندارد ۰/۳۹، ۰/۵۳، ۰/۶۶، ۰/۶۱، ۰/۵۵، ۰/۴۵ و ۰/۳۴، در خرده مقیاس مهارگری بازداری گویه‌های شماره ۳، ۶، ۱۲، ۱۵، ۱۷، و ۱۹ به ترتیب با ضرایب استاندارد ۰/۳۰، ۰/۴۷، ۰/۴۰، ۰/۵۷، ۰/۳۴ و ۰/۳۶ و در خرده مقیاس مهارگری فعال سازی گویه‌های شماره ۷، ۹، ۱۰، ۱۳، ۱۶ و ۱۸ به ترتیب با بارهای عاملی ۰/۵۸، ۰/۴۴، ۰/۳۱، ۰/۴۷، ۰/۳۴ و ۰/۳۱ می‌باشد. علاوه بر آن، ضریب همبستگی بین دو خرده مقیاس مهارگری توجهی با مهارگری بازداری و مهارگری فعال‌سازی ۰/۴۹ و ۰/۵۷ و مهارگری

بازداری با مهارگری فعال‌سازی ۰/۵۵ بدست آمد که شاهدی بر درستی سازه این ابزار است.



شکل۱. مدل اصلاحی سه عاملی تحلیل عاملی تأییدی مقیاس مهارگری تلاشگربا ضرایب استاندارد

همچنین روابط گویه ها و ساختار عاملی بین آنها در قالب مدل سه عاملی آزمون شد. همانگونه که در جدول ۳ مشاهده می‌شود این مدل از برازندگی مناسبی برخوردار است. یکی از شاخص‌های برازش مطلق مجذور کای است که مقدار آن برابر با ۳۶۲/۲ =x2) با درجه‌آزادی ۱۴۵ =df و سطح معنی‌داری ۰/۰۰۱ بدست آمده است. مجذور خی شاخص برازندگی مطلق است و یک مقدار کوچک غیر معنی‌دار آن حاکی از برازش خوب مدل با داده‌ها است با این حال مجذور خی نسبت به اندازه نمونه بسیار حساس است و هنگامی که اندازه نمونه افزایش یابد مجذور خی تمایل به معنی‌دار شدن می‌یابد. همچنین شاخص دیگر مجذور خی نسبی است که مقدار آن (۲/۴۹) بدست آمد هر چند این شاخص فاقد یک معیار ثابت برای یک مدل قابل قبول است، اما مقدار کوچکتر آن نشان دهندهٔ برازندگی بیشتر است (هومن، ۱۳۹۳). یکی دیگر از شاخص‌های معتبر برازش مطلق RMSEA (ریشه خطای میانگین مجذورات تقریب) است این شاخص متوسط باقی مانده‌های بین کواریانس/ همبستگی مشاهده شده از نمونه و مدل مورد انتظار برآورد شده از جامعه است که مقدار آن ۰/۰۵ بدست آمده است. به عقیده بایرن (۱۹۹۸، به نقل از پاشاشریفی و همکاران،۱۳۹۴) مقادیر کمتر از ۰/۰۷ مناسب تلقی می‌شوند. دومین دسته از شاخص‌های برازش، شاخص‌های برازش نسبی می‌باشد، که عبارتند از شاخص برازش تطبیقی (CFI) با مقادیر ۰/۸۷، شاخص برازش هنجار شده یا نرم شده (NFI) با مقادیر ۰/۸۲ و شاخص برازش فزآینده (IFI) با مقادیر ۰/۸۹ است. نایت، ویردین، اوکامپو و روزا (۱۹۹۴، به نقل از پاشا شریفی و همکاران، ۱۳۹۴) پیشنهاد کرده‌اند که برازش بالاتر از ۰/۸۰ برازش قابل قبولی تلقی می‌شود. سومین دسته، شاخص‌های برازش ایجازی مانند شاخص نیکویی برازش (GFI) با مقادیر ۰/۹۲ و همچنین شاخص برازش انطباقی (AGFI) با مقادیر ۰/۸۹ که مقادیر بزرگتر از ۰/۹۰ مناسب تلقی می‌شوند. به طور کلی، با توجه به شاخص‌های به دست آمده می‌توان گفت که مدل سه عاملی برازش قابل قبولی با داده‌ها دارد و مورد تأیید قرار می‌گیرد. درستی

ملاکی مقیاس مهارگری تلاشگر، از طریق محاسبه ضریب همبستگی آن با پرسشنامه هویت اخلاقی آکوئینو و رید (۲۰۰۲) محاسبه شد که نتایج آن در جدول ۴ گزارش شده است. مقیاس‌های مذکور در بین ۴۴۸ نفر از دانش‌آموزان اجرا و اطلاعات بدست آمده با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون تحلیل شد. نتایج نشان داد که ضرایب همبستگی بین خرده مقیاس درونی‌سازی و نماد سازی با خرده مقیاس مهارگری توجهی، ۰/۳۰، ۰/۲۱؛ مهارگری بازداری ۰/۳۴، ۰/۳۱ و مهارگری فعال‌سازی ۰/۳۳، ۰/۲۴ که همگی دارای ضرایب همبستگی نسبتا بالا، مثبت و معنادار می‌باشد (P< ۰/۰۰۱) که این ضرایب نشان‌دهنده این است که مقیاس مهارگری تلاشگراز درستی ملاکی مطلوبی برخوردار است. همچنین همبستگی بین پرسشنامه هویت اخلاقی با مقیاس مهارگری تلاشگر ۰/۲۲ بدست آمد و همچنین در این مقیاس ضرایب همبستگی بین خرده مقیاس‌های مهارگری تلاشگر با یکدیگر مقادیر بین ۰/۲۹ تا ۰/۳۱ بدست آمد (جدول ۴). برای محاسبه درستی همگرای مقیاس مهارگری تلاشگراز اجرای هم‌زمان آن با پرسشنامه دلبستگی به مدرسه موتون، دی ویت و گلازیر (۱۹۹۳)، استفاده شد که نتایج آن در جدول ۵ ارائه شد. همانطور که مشاهده می‌شود همبستگی خرده مقیاس‌های مهارگری توجهی، مهارگری بازداری و مهارگری فعال‌سازی با دلبستگی به مدرسه به ترتیب (۰/۳۲)، (۰/۳۸) و (۰/۳۴) است و همبستگی بین مقیاس مهارگری تلاشگر با مقیاس دلبستگی به مدرسه ۰/۲۵ بدست آمد که همگی ضرایب مثبت و معناداری هستند و این ضرایب نشان دهنده این است که مقیاس مهارگری تلاشگر از درستی همگرای مطلوبی برخوردار است. همچنین قابلیت اعتماد این ابزار از طریق بررسی همسانی درونی با ضریب آلفای کرونباخ محاسبه شد. این ضرایب برای خرده مقیاس‌های مهارگری توجهی (۰/۶۱)، مهارگری بازداری (۰/۶۴) و مهارگری فعال‌سازی (۰/۶۸) بدست آمد. همچنین برای کل مقیاس مهارگری تلاشگر ۰/۷۹ بدست آمد. این نتایج نشان می دهد که مقیاس مهارگری تلاشگراز همسانی درونی قابل قبولی برخوردار است (جدول ۶).

جدول۳. شاخص‌های برازش مدل برای مقیاس کنترل تلاشگر

مدل سه عاملی	X^2	df	X^2/df	IFI	NFI	CFI	GFI	RMSEA	AGFI
	۳۶۲/۲	۱۴۵	۲/۴۹	۰/۸۹	۰/۸۲	۰/۸۷	۰/۹۲	۰/۰۵	۰/۸۹

جدول۴. ضریب همبستگی بین مؤلفه‌های مقیاس مهارگری تلاشگر با مؤلفه‌های هویت اخلاقی

خرده مقیاس‌ها	۱	۲	۳	۴	۵	۶	۷
۱. مهارگری توجهی	۱						
۲. مهارگری بازداری	۰/۲۹**	۱					
۳. مهارگری فعالسازی	۰/۳۱**	۰/۲۹**	۱				
۴. مهارگری تلاشگر	۰/۷۷**	۰/۷۲**	۰/۶۹**	۱			
۵. درونی‌سازی	۰/۳۰**	۰/۳۴**	۰/۳۳**	۰/۸۵**	۱		
۶. نمادسازی	۰/۲۱*	۰/۳۱**	۰/۲۴**	۰/۸۳**	۰/۴۱**	۱	
۷. هویت اخلاقی	۰/۳۳**	۰/۳۵**	۰/۲۳	۰/۲۲**	۰/۸۵**	۰/۸۳**	۱
میانگین	۲۱/۸۴	۱۸/۷۰	۱۹/۲۹	۵۹/۸۴	۲۸/۹۳	۲۰/۵۲	۴۹/۴۵
انحراف استاندارد	۵/۴۹	۴/۹۰	۴/۳۵	۱۰/۸۱	۵/۷۲	۵/۴۵	۹/۴۱

جدول۵. ماتریس همبستگی مقیاس مهارگری تلاشگر با مقیاس دلبستگی به مدرسه

خرده مقیاس‌ها	۱	۲	۳	۴
۱. دلبستگی به مدرسه	۱			
۲. مهارگری توجهی	۰/۳۲**	۱		
۳. مهارگری بازداری	۰/۳۸**	۰/۲۹**	۱	
۴. مهارگری فعال‌سازی	۰/۳۴**	۰/۳۲**	۰/۳۰**	۱

جدول۶. ضرایب آلفای کرونباخ خرده مقیاس‌های مهارگری تلاشگر

ردیف	متغیر	ضریب آلفای کرونباخ
۱	مهارگری توجهی	۰/۶۱
۲	مهارگری بازداری	۰/۶۴
۳	مهارگری فعال‌سازی	۰/۶۸
۴	کل مقیاس	۰/۷۹

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی ساختار عاملی، درستی و قابلیت اعتماد مقیاس مهارگری تلاشگردر نمونه‌ای متشکل از نوجوانان ایرانی انجام شد. یافته‌ها نشان داد که خرده مقیاس مهارگری توجهی ۲۱/۸۴ دارای بیشترین میانگین و خرده مقیاس مهارگری بازداری ۱۸/۷۰ دارای کمترین میانگین است. در راستای سؤال اول پژوهش آیا مقیاس مهارگری تلاشگر (ECS) از درستی (ملاکی، سازه و همگرا) قابل قبولی برخودار است؟ از تحلیل عامل اکتشافی، تأییدی و همبستگی پیرسون استفاده شد. در تحلیل عامل اکتشافی با استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی و چرخش واریماکس، ۱۹ گویه در سه عامل انتخاب شدند به این ترتیب که در عامل اول، ۷ گویه مربوط به خرده مقیاس مهارگری توجهی، ۶ گویه مربوط به خرده مقیاس مهارگری بازداری و ۶ گویه مربوط به مهارگری فعال‌سازی قرار گرفتند. سپس به منظور تأیید ساختار عامل‌های به دست آمده از تحلیل عامل تأییدی استفاده شد. در تحلیل عامل تأییدی، شاخص‌های برازندگی مدل برازش قابل قبولی با داده‌ها نشان دادند. همچنین درستی ملاکی مقیاس مهارگری تلاشگر، از طریق محاسبه ضریب همبستگی آن با پرسشنامه هویت اخلاقی آکوئینو و رید (۲۰۰۲) اندازه‌گیری شد. نتایج نشان داد که ضرایب همبستگی بین خرده مقیاس درونی‌سازی و نمادسازی با خرده مقیاس مهارگری توجهی (۰/۳۰)، (۰/۲۱)، مهارگری بازداری (۰/۳۴)، (۰/۳۱) و مهارگری فعال‌سازی (۰/۳۳)، (۰/۲۴) که همگی دارای ضرایب همبستگی بالا، مثبت و معنادار می‌باشد که این ضرایب نشان‌دهنده این است که مقیاس مهارگری تلاشگراز درستی ملاکی مطلوبی برخوردار است. همچنین برای محاسبه درستی همگرای مقیاس مهارگری تلاشگراز اجرای هم‌زمان آن با پرسشنامه دلبستگی به مدرسه موتون، دی ویت و گلازیر (۱۹۹۳)، استفاده شد. نتایج نشان داد که همبستگی خرده مقیاس‌های مهارگری توجهی، مهارگری بازداری و مهارگری فعال‌سازی با دلبستگی به مدرسه به ترتیب (۰/۳۲)، (۰/۳۸) و (۰/۳۴) است که همگی ضرایب مثبت و معناداری هستند و این ضرایب نشان دهنده این است که مقیاس مهارگری تلاشگر از درستی همگرای مطلوبی برخوردار است. همچنین برای بررسی سؤال دوم پژوهش حاضر که آیا مجموعه ماده هایی که مقیاس مهارگری تلاشگر (ECS) را تشکیل می‌دهند از قابلیت اعتماد مطلوبی برخوردار هستند؟ از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شد. ضرایب آلفای کرونباخ بدست آمده برای خرده مقیاس‌های مهارگری توجهی (۰/۶۱)، مهارگری بازداری (۰/۶۴) و مهارگری فعال‌سازی (۰/۶۸) بدست آمد. همچنین برای کل مقیاس مهارگری تلاشگر (۰/۷۹) بدست آمد. این نتایج نشان می‌دهد که مقیاس مهارگری تلاشگراز همسانی درونی قابل قبولی برخوردار است. در مجموع، یافته‌های این پژوهش همسو با نتایج پژوهش‌های الیس و رتبارت (۲۰۰۱)، الیس و فریسر (۲۰۱۹) است و می‌توان از این نتایج جهت ارزیابی سازه مهارگری تلاشگر به عنوان بعد شناختی خلق نوجوانان استفاده کرد و استفاده از ابزاری معتبر در این زمینه می‌تواند به ارزیابی بهتر این سازه در نوجوانان کمک نماید. باید بر این موضوع مهم تأکید کرد که دوره نوجوانی، دوره تحول مهارت‌های مربوط به مهارگری تلاشگربه عنوان یکی از ابعاد مهم خلقی سازه خودنظم‌جویی است. این مهارت‌ها می‌توانند بین خصوصیات ژنتیکی، تجارب اولیه و کارکرد بزرگسالی ارتباط برقرار ساخته و نوجوان را برای سازگاری فردی و اجتماعی آماده نمایند. همچنین این مهارت‌ها می‌توانند از بروز آسیب‌های روانشناختی در این دوره و در بزرگسالی پیشگیری نموده، تعیین کننده روان‌درستی روانشناختی، موفقیت تحصیلی و کسب صلاحیت‌های اجتماعی نوجوان باشند. بنابراین یافته‌های این پژوهش ضمن همسویی با نتایج پژوهش‌های مرتبط از جمله، الیس و فریسر (۲۰۱۹)، نیگ (۲۰۱۷) فرر و رابینز (۲۰۱۸) می‌تواند در جهت ارزیابی زود هنگام سازه مهارگری تلاشگرو مداخلات اولیه برای بهبود آن و کاهش خطر ابتلا به آسیب‌های روانی در دوره نوجوانی مورد استفاده قرار گیرد. همچنین این سیستم مهارگری شناختی به نوجوان اجازه می‌دهد مهارگری آگاهانه‌ای بر افکار، اعمال و هیجانات خود داشته و در جهت رفتار هدفمند و آینده نگر حرکت کند. با این حال بافتارهای مختلفی که فرد در آنها به فعالیت می‌پردازد، اعم از خانواده، مدرسه و اجتماع می‌توانند نقش بسیار مهمی در رابطه مهارت‌های مهارگری تلاشگرو پیامدهای تحولی داشته باشند. بنابراین می‌توان در جهت پرورش این مهارت‌ها در خانواده و مدرسه برنامه‌هایی را تدارک و اجرا نمود. در مجموع می‌توان نتیجه گرفت که این ابزار به علت داشتن ضرایب قابلیت اعتماد و درستی مناسب، سهولت اجرا و تحلیل و تفسیر، شرایط استفاده وسیع پژوهشگران را از این ابزار فراهم می‌آورد. با این وجود پژوهش حاضر دارای محدودیت‌هایی نیز می‌باشد. به عنوان

مثال، نمونه پژوهشی حاضر فقط شامل دانش‌آموزان بود، بنابراین ظرفیت تعمیم‌پذیری یافته‌های این پژوهش به گروه‌های دیگر نیازمند مطالعات بیشتری است. همچنین شواهد قوی تجربی رابطه سازه مهارگری تلاشگر با سایر متغیرها از جمله درونی و بیرونی سازی مشکلات روانشناختی از جمله پرخاشگری، استفاده از الکل یا مشکلات رفتاری و از سوی دیگر سازگاری اجتماعی، موفقیت تحصیلی و همدلی را نشان می‌دهند. با این حال گستردگی و گاهی ناهمسانی تعریف این سازه و اشتراکات مفهومی آن با سایر متغیرهای خلق موجب گستردگی روش های اندازه‌گیری آن شده است. از سوی دیگر ناهمسانی در تعریف این سازه می‌تواند شواهد مربوط به درستی و قابلیت اعتماد ابزار را تحت تأثیر قرار دهد. همچنین در پژوهش حاضر نیز تنها از پرسشنامه برای ارزیابی این سازه استفاده شد. با توجه به این محدودیت‌ها پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آتی از سایر ابزارهای اندازه‌گیری شامل آزمونه‌های آزمایشگاهی، فرم‌های گزارش والدین و معلمان نیز استفاده گردد. همچنین می‌توان با استفاده از نمونه‌هایی با دامنه متنوع سنی قابلیت تعمیم‌پذیری آن را افزایش داد. با وجود محدودیت‌های فوق، یافته های مطالعه حاضر نشان داد که نسخه فارسی مقیاس مهارگری تلاشگر به مثابه یک ابزار جدید می‌تواند پاسخگوی نیاز پژوهشگران در جهت سنجش ابعاد مهم خلقی سازه خودنظم‌جویی دانش‌آموزان و تفکیک سه گروه افراد با مهارگری توجهی، بازداری و فعال‌سازی باشد.

منابع

پژوهنده، علی؛ فرزاد، ولی‌اله و کدیور، پروین (۱۳۹۰). بررسی شاخص های روان‌سنجی پرسشنامه دلبستگی. *پژوهشنامه تربیتی*، ۶(۲۷)، ۹-۳۴.

عظیم‌پور، علی‌رضا؛ نیسی، عبدالکاظم؛ شهنی ییلاق، منیجه؛ ارشدی، نسرین؛ بشلیده، کیومرث (۱۳۹۳). اعتباریابی مقیاس "اهمیت برای خویشتن هویت اخلاقی" برای دانشجویان. *فصلنامه شخصیت و تفاوت‌های فردی*، ۴(۳)، ۳۸-۱۹.

میرز، لاورنس اس؛ گامست، گلن؛ و گارینو، ا. جی (۱۳۹۴). *پژوهش چند متغیری کاربردی*. ترجمه حسن‌پاشا شریفی و همکاران. تهران: دوران.

هومن، حیدرعلی (۱۳۹۳). *مدل یابی معادلات ساختاری با کاربرد نرم‌افزار لیزرل*. تهران: سمت.

Aquino, K., & Reed II, A. (2002). The self-importance of moral identity. *Journal of Personality and Social Psychology*, *83*(6), 1423-1440.

Atherton, O. E., Ferrer, E., & Robins, R. W. (2018). The development of externalizing symptoms from late childhood through adolescence: A longitudinal study of Mexican-origin youth. *Developmental psychology*, *54*(6), 1135-1147.

Atherton, O. E., Lawson, K. M., & Robins, R. W. (2020). The development of effortful control from late childhood to young adulthood. *Journal of Personality and Social Psychology*.

Atherton, O. E., Zheng, L. R., Bleidorn, W., & Robins, R. W. (2019). The co-development of effortful control and school Behavioral problems. *Journal of Personality and Social Psychology*, *117*(3), 659-673

Backer-Grøndahl, A., Nærde, A., Ulleberg, P., & Janson, H. (2016). Measuring effortful control using the children's behavior questionnaire–very short form: Modelling matters. *Journal of personality assessment*, *98*(1), 100-109.

Blair, C., & Razza, R. P. (2007). Relating effortful control, executive function, and false belief understanding to emerging math and literacy ability in kindergarten. *Child development*, *78*(2), 647-663.

Capaldi, D. M., & Rothbart, M. K. (1992). Development and Validation of an Early Adolescent Temperament Measure. *The Journal of Early Adolescence*, *12*(2), 153-173. doi: 10.1177/0272431692012002002

Eisenberg, N. (2017). Commentary: What's in a word (or words)–on the relations among self-regulation, self-control, executive functioning, effortful control, cognitive control, impulsivity, risk-taking, and inhibition for developmental psychopathology–reflections on Nigg (2017). *Journal of child psychology and psychiatry*, *58*(4), 384-386.

Eisenberg, N., Smith, C. L., & Spinrad, T. L. (2011). Effortful control: Relations with emotion regulation, adjustment, and socialization in childhood.

Eisenberg, N., Spinrad, T. L., Eggum, N. D., Silva, K. M., Reiser, M., Hofer, C., Popp, T. (2010). Relations among maternal socialization, effortful control, and maladjustment in early childhood. *Development and psychopathology*, *22*(3), 507.

Eisenberg, N., Valiente, C., & Eggum, N. D. (2010). Self-regulation and school readiness. *Early education and development*, *21*(5), 681-698.

Ellis, A. R., & Fraser, M. W. (2019). Effortful Control in Childhood: Dimensionality and Validation through Associations with Sex, Aggression, and Social Information Processing Skills. *Journal of the Society for Social Work and Research*, *10*(3), 423-439.

Ellis, L. K., & Rothbart, M. K. (2001). *Revision of the early adolescent temperament questionnaire.* Paper presented at the Poster presented at the 2001

Rothbart, M. K., Ahadi, S. A., Hershey, K. L., & Fisher, P. (2001). Investigations of temperament at three to seven years: The Children's Behaviour Questionnaire. *Child development, 72*(5), 1394-1408.

Rothbart, M. K., & Bates, J. E. (2007). Temperament. *Handbook of child psychology, 3*.

Rothbart, M. K., Ellis, L. K., & Posner, M. I. (2011). Temperament and self-regulation.

Rueda, M. R., Checa, P., & Rothbart, M. K. (2010). Contributions of attentional control to socio emotional and academic development. *Early education and development, 21*(5), 744-764.

Schreiber, J. B.; Nora, A.; Stage, F. K.; Barlow, E. A. & King, J. (2006). Reporting structural equation modeling and confirmatory factor analysis results: A review. *The Journal of Educational Research*, 99 (6), 323-338.

Spinrad, T. L., Eisenberg, N., Silva, K. M., Eggum, N. D., Reiser, M., Edwards, A., Smith, C. L. (2012). Longitudinal relations among maternal behaviors, effortful control and young children's committed compliance. *Developmental psychology, 48*(2), 552.

Saucier, G. (1994). Mini-Markers: A brief version of Goldberg's unipolar Big-Five markers. *Journal of personality assessment, 63*(3), 506-516.

Strauman, T. J. (2017). Self-regulation and psychopathology: Toward an integrative translational research paradigm. *Annual Review of Clinical Psychology, 13*, 497-523.

Zhou, Q., Chen, S. H., & Main, A. (2012). Commonalities and differences in the research on children's effortful control and executive function: A call for an integrated model of self-regulation. *Child development perspectives, 6*(2), 112-121.

Zorza, J. P., Marino, J., & Mesas, A. A. (2015). The influence of effortful control and empathy on perception of school climate. *European Journal of Psychology of Education, 30*(4), 457-472.

biennial meeting of the society for research in child development, Minneapolis, Minnesota.

Evans, D. E., & Rothbart, M. K. (2007). Developing a model for adult temperament. *Journal of research in personality, 41*(4), 868-888.

Hardy, S. A., & Carlo, G. (2011). Moral identity: What is it, how does it develop, and is it linked to moral action? Child development perspectives, 5(3), 212-218.

Heylen, J., Vasey, M. W., Dujardin, A., Vandevivere, E., Braet, C., De Raedt, R., & Bosmans, G. (2017). Attachment and effortful control: Relationships with maladjustment in early adolescence. *The Journal of Early Adolescence, 37*(3), 289-315.

Holder, P. & Hendrickson, N. B. (1987). Field method for measuring respiratory loss and bulk export of organic matter from cattle dung pats. Soil Biology & Biochemistry, 19 (5), 649-650.

Jimenez-Camargo, L. A., Lochman, J. E., & Sellbom, M. (2017). Externalizing behavior in at-risk preadolescents: Relationships among effortful control, affective experiences, and autonomic psychophysiology. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment, 39*(3), 383-395.

Kim-Spoon, J., Deater-Deckard, K., Calkins, S. D., King-Casas, B., & Bell, M. A. (2019). Commonality between executive functioning and effortful control related to adjustment. *Journal of applied developmental psychology, 60*, 47-55.

Kline, R. B. (2010). Principles and Practice of Structural Equation Modeling, 3rd ed. uilford Press. New York. USA.

Kochanska, G., Murray, K. T., & Harlan, E. T. (2000). Effortful control in early childhood: continuity and change, antecedents, and implications for social development. *Developmental psychology, 36*(2), 220.

Latham, M. D., Dudgeon, P., Yap, M. B., Simmons, J. G., Byrne, M. L., Schwartz, O. S., Allen, N. B. (2020). Factor Structure of the Early Adolescent Temperament Questionnaire–Revised. *Assessment, 27*(7), 1547-1561.

Liu, Y.-L., & Chang, H.-T. (2016). the role of effortful control in the relationships among parental control, intentional self-regulation, and adolescent obedience. *Journal of Child and Family Studies, 25*(8), 2435-2446.

McCullum, R. C.; Widaman, K. F.; Zhang, S. & Hong, S. (1999). Sample size in factor Analysis. Psychological Methods, 4, 84-99.

Mouton, S., Dewitt, J., & Glazier, B. (1993). Assessing attachment to school in middle school students: The school attachment questionnaire. *Unpublished manuscript*.

Nigg, J. T. (2017). Annual Research Review: On the relations among self-regulation, self-control, executive functioning, effortful control, cognitive control, impulsivity, risk-taking, and inhibition for developmental psychopathology. *Journal of child psychology and psychiatry, 58*(4), 361-383.