

Original Article

Psychometric Properties of Academic Dishonesty Scale and its Relationship with Time Perspective in High School Students

Kamyar Azemi¹, Manijeh Shehni Yailagh^{2*}, Morteza Omidian³

1. Ph.D. Student of Educational Psychology, Faculty of Educational Sciences and Psychology, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran.

2. Professor, Department of Psychology, Faculty of Educational Sciences and Psychology, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran. (Corresponding Author) Email: shehniyailaghm@yahoo.com

3. Associate Professor, Department of Psychology, Faculty of Educational Sciences and Psychology, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran.

Received: 5 Feb 2019 Accepted: 16 Apr 2019

Abstract

Background and Aim: Academic dishonesty has become a worrying problem as students' deliberate attempts to distort, falsify or fabricate their academic assignments. This study aimed to evaluate the Psychometric of academic dishonesty scales for high school students.

Materials and Methods: In this descriptive-correlational study, 606 boy and girl students of high schools of Ahvaz city were selected using multistage cluster sampling in 2018-19 academic year. Witherspoon et al. (2010) and Zimbardo and Boyd Time Perspective Scale (1999) were used to collect data. Confirmatory factor analysis, correlation coefficient and convergent validity were used to assess the validity of the scale and internal consistency using Cronbach's alpha coefficient and split method used to assess the reliability of the scale. Data analysis was performed using AMOS 21 and SPSS 22 software.

Findings: Two-dimensional structure of the academic dishonesty scale, including traditional and advanced cheating behaviors fitted well with the data. The validity and reliability of the scale were confirmed. There was a significant positive correlation between traditional cheating behavior with past negative, past positive, present hedonistic and present fatalistic ($p<0.05$) and also, contemporary cheating behavior with past negative, present hedonistic and present fatalistic ($p<0.01$). Moreover, there was a significant difference between mean scores of the girls and boys ($p=0.001$).

Conclusion: The findings indicate that the academic dishonesty scale is a valid and reliable tool for measuring academic dishonesty behaviors in high school students. Use of this scale in psychological, educational and counseling study on high school students is recommended.

Keywords: Academic Dishonesty; Time Perspective; Psychometry; High School

Please cite this article as: Azemi K, Shehni Yailagh M, Omidian M. Psychometric Properties of Academic Dishonesty Scale and its Relationship with Time Perspective in High School Students. *Bioethics Journal* 2019; 9(32): 19-32.

ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس بی‌صداقتی تحصیلی و ارتباط آن با چشم‌انداز زمان در دانش‌آموزان دبیرستانی

کامیار عظیمی^۱، منیجه شهینی بیلاق^{۲*}، مرتضی امیدیان^۳

۱. دانشجوی دکتری روان‌شناسی تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

۲. استاد، گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران (نویسنده مسؤول)

Email: shehniyailaghm@yahoo.com

۳. دانشیار، گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

دریافت: ۱۳۹۷/۱۱/۱۶ پذیرش: ۱۳۹۸/۱/۲۷

چکیده

زمینه و هدف: بی‌صداقتی تحصیلی به عنوان تلاش عمدی دانش‌آموزان برای تحریف، جعل یا ساختن تکالیف تحصیلی به یک مشکل نگران‌کننده تبدیل شده است. پژوهش حاضر با هدف روان‌سنجی مقیاس بی‌صداقتی تحصیلی، دانش‌آموزان دبیرستانی انجام شد.

مواد و روش‌ها: در این مطالعه توصیفی - همبستگی، ۶۰۶ دانش‌آموز پسر و دختر مقطع متوسطه، مدارس دولتی شهر اهواز در سال تحصیلی ۹۸-۱۳۹۷ به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شدند. برای جمع‌آوری داده‌ها از مقیاس بی‌صداقتی تحصیلی Witherspoon و همکاران (۲۰۱۰ م.) و مقیاس چشم‌انداز زمان Boyd و Zimbardo (۱۹۹۹ م.) استفاده شد. برای سنجش روایی مقیاس از تحلیل عامل تأییدی، همبستگی مؤلفه‌ها با نمره کل و روایی همگرا و برای سنجش پایایی آن از ضریب آلفای کرونباخ و روش تنصیف با استفاده از نرم‌افزارهای AMOS 21 و SPSS 22 بهره گرفته شد.

یافته‌ها: در نمونه دانش‌آموزان ایرانی ساختار دوبعدی مقیاس بی‌صداقتی تحصیلی شامل رفتارهای تقلب سنتی و پیشرفته با داده‌ها برازش مطلوبی داشت. روایی و پایایی مقیاس بی‌صداقتی تحصیلی تأیید شد. بین رفتار تقلب سنتی با گذشته منفی، گذشته مثبت، حال لذت‌گرا و حال مقدر ($p < 0/05$) و همچنین، رفتار تقلب پیشرفته با گذشته منفی، حال لذت‌گرا و حال مقدر همبستگی مثبت و معنی‌داری وجود داشت ($p < 0/01$). افزون بر این، بین نمرات مقیاس بی‌صداقتی تحصیلی در دختران و پسران تفاوت معنی‌داری مشاهده شد ($p = 0/001$).

نتیجه‌گیری: یافته‌ها مبین آن است که مقیاس بی‌صداقتی تحصیلی برای سنجش رفتارهای بی‌صداقتی تحصیلی در دانش‌آموزان دبیرستانی ابزاری روا و پایا است. استفاده از این مقیاس در مطالعات روان‌شناختی، تربیتی و مشاوره‌ای دانش‌آموزان دبیرستانی توصیه می‌گردد.

واژگان کلیدی: بی‌صداقتی تحصیلی؛ چشم‌انداز زمان؛ روان‌سنجی؛ دبیرستان

مقدمه

بی‌صداقتی تحصیلی (Academic Dishonesty) به عنوان یک ناسازگاری اخلاقی، پدیده‌ای طولانی‌مدت، وابسته به فرهنگ، جهانی و نیز تهدیدی برای کیفیت در زمینه‌های یادگیری، تدریس و پژوهش شناخته شده است (۱). در محیط‌های تحصیلی، مسائل اخلاقی به دلیل رقابت در به دست آوردن مشاغل پردرآمد، هدف‌های موفق شدن به هر قیمتی و ایجاد رسوایی‌های ناشی از سرقت ادبی، فریب‌دادن و تقلب در حال کم‌رنگ شدن است. این تهدید می‌تواند تعالی آموزش و پرورش و نیز چشم‌انداز زیبای صداقت، مسئولیت پذیری و قابل اعتماد بودن در آینده را تضعیف نماید (۲).

به طور خاص، تحقیقات گسترده‌ای نشان دادند که بی‌صداقتی تحصیلی در میان دانش‌آموزان و دانشجویان به یک مسأله جدی تبدیل شده و از دبیرستان تا دانشگاه رو به افزایش است (۳-۴). به عنوان مثال Peled و همکاران اظهار می‌دارند که بروز بی‌صداقتی تحصیلی در دانش‌آموزان از دبستان تا دبیرستان افزایش می‌یابد (۵)، به طوری که ۷۰٪ از دانش‌آموزان دبیرستانی به نوعی از اشکال بی‌صداقتی تحصیلی اقدام می‌کنند. این آمار و ارقام حاکی از آن است که بی‌صداقتی تحصیلی یکی از نگرانی‌های غرب و به ویژه مسأله مهمی در شرق محسوب می‌شود، به طوری که در آسیا مسائل شدیدی با بی‌صداقتی تحصیلی وجود دارد که نه تنها دانش‌آموزان و دانشجویان، بلکه استادان و پژوهشگران را نیز دربر می‌گیرد (۶-۱۰). بنابراین علی‌رغم تفاوت‌های بزرگ میان غرب و شرق، بی‌صداقتی تحصیلی عامل مشترک در همه آن‌ها است.

در ادبیات موجود، طیف گسترده‌ای از مسائل تحت عنوان بی‌صداقتی تحصیلی شناسایی شده و مورد مطالعه قرار گرفته است (۱۱). در این میان، انگیزه‌های مختلفی محرک بی‌صداقتی تحصیلی در دانش‌آموزان می‌شود. برای مثال Winrow و همکاران تفاوت بین تقلب برنامه‌ریزی شده (Premeditated) و تقلب خود به خودی (Spontaneous) را نشان داده‌اند (۱۲). تمایز دیگر بین بی‌صداقتی تحصیلی غیر عمدی (Unintentional) و عمدی (Intentional) است، به

طوری که Jiang و همکاران (۱۳) متذکر می‌شوند بخش قابل توجهی از ارتکاب بی‌صداقتی تحصیلی غیر عمدی است (مانند درک ناقص دانش‌آموز از چیزی که سرقت ادبی را تشکیل می‌دهد)، در حالی که سایر اشکال بی‌صداقتی تحصیلی به صورت عمدی رخ می‌دهند. Aluede و همکاران در یک تعریف جامع بی‌صداقتی تحصیلی را شامل دروغ‌گفتن، تقلب در امتحانات، کپی کردن و یا استفاده از کارهای دیگران بدون اجازه، تغییردادن یا جعل اسناد، خرید مقاله و گزارش‌های درسی، سرقت ادبی، به عمد رد کردن نتایج تحقیقات، ارائه عذر و بهانه برای انجام ندادن تکالیف و یا انجام آزمایش‌های غلط و ایجاد منابع ساختگی می‌دانند (۱۴).

با توجه به افزایش نقص درستکاری تحصیلی در سال‌های اخیر، محققین سهم فناوری‌های دیجیتال موجود را در ارتکاب بی‌صداقتی تحصیلی مورد بررسی قرار داده و ادعا می‌کنند که این ابزار فناورانه سهولت انجام بی‌صداقتی تحصیلی را مورد تشویق قرار می‌دهد، مرزهای بین رفتارهای اخلاقی و غیر اخلاقی را تیره می‌کند و باعث بروز بی‌صداقتی تحصیلی در دانش‌آموزان و دانشجویان و حتی معلمان می‌شود (۱۵-۱۹). این ادعا با نتایج یک آزمایش میدانی اخیراً که در آن استفاده از یک برنامه تشخیص بی‌صداقتی تحصیلی نشان داد که حدود ۸۰٪ از دانش‌آموزان شرکت‌کننده در سرقت ادبی دیجیتالی درگیر بوده‌اند، تأیید شده است (۲۰).

در مطالعات پیشین در زمینه تحصیلی، ابزارهای متعددی به منظور بررسی بی‌صداقتی تحصیلی تدوین شده‌اند. با این حال، در اکثر موارد آن‌ها تنها ابعاد سنتی بی‌صداقتی تحصیلی را منعکس می‌کنند. به عنوان مثال می‌توان از مقیاس دوازده مؤلفه‌ای بی‌صداقتی تحصیلی Trevino و McCabe (۲۱)، مقیاس چهار مؤلفه‌ای Eastman و Iyer (۲۲)، مقیاس چهار عاملی Ledesma (۲۳)، مقیاس چهار مؤلفه‌ای Eminoglu و Nartgun (۲۴) و مقیاس شانزده گویه‌ای Hensley و همکاران نام برد (۲۵). با توجه به این موضوع، پژوهشگران آموزشی تنها به مقیاس‌های استاندارد بی‌صداقتی تحصیلی سنتی در محیط‌های کلاس درس تکیه می‌کنند تا این ناسازگاری را اندازه‌گیری کنند و هیچ توجهی در فراوانی نرخ

آموزشی گنجانده شود و زمینه‌ساز تلاش‌های سودمند در جهت برنامه‌ریزی، آموزش و اصلاح بی‌صدافتی تحصیلی باشد. بنابراین پژوهش حاضر با هدف روان‌سنجی (از جمله همسانی درونی، روایی سازه و تحلیل عامل تأییدی) مقیاس بی‌صدافتی تحصیلی Witherspoon و همکاران (۳۱) و ارائه گزارشی به روز شده از برخی نتایج این مقیاس در رابطه با سازه چشم‌انداز زمان در یک نمونه از دانش‌آموزان دبیرستانی انجام گرفت. به طور خاص، افزون بر بررسی روایی، پایایی و ارتباط بی‌صدافتی تحصیلی با چشم‌انداز زمان، عملکرد دانش‌آموزان پسر و دختر دبیرستانی نیز در این مقیاس مورد بررسی قرار گرفت.

مواد و روش‌ها

در این پژوهش توصیفی - همبستگی جامعه آماری شامل کلیه دانش‌آموزان پسر و دختر متوسطه، دوره دوم مدارس دولتی شهر اهواز به تعداد ۱۲۱۷۶۵ نفر در سال تحصیلی ۹۸-۱۳۹۷ بودند. از آنجا که مطالعه کنونی با روش الگویابی معادلات ساختاری (Structural Equation Modeling) صورت گرفت، از نظر Kline نمونه ۱۰ تا ۲۰ پاسخگو به ازای هر پارامتر تخمین زده شده در تحلیل عامل تأییدی برای نمونه کافی است (۳۲). همچنین یک قاعده کلی در نمونه‌گیری مدل‌یابی معادلات ساختاری این است که اندازه نمونه کم‌تر از ۱۰۰ کوچک، بین ۱۰۰ تا ۲۰۰ متوسط و بالاتر از ۲۰۰ بزرگ در نظر گرفته می‌شود که به قانون $N \geq 100$ معروف است (۲۹). بنابراین از این جامعه آماری، تعداد ۶۰۶ نفر دانش‌آموز شامل ۳۱۳ پسر (۵۱/۷۰ درصد) و ۲۹۳ دختر (۴۸/۳۰ درصد) با میانگین سنی ۱۷/۴۴ سال و انحراف معیار ۰/۷۹ از طریق روش نمونه‌گیری خوشه‌ای چندمرحله‌ای تصادفی انتخاب شدند. بدین ترتیب که از بین نواحی چهارگانه آموزش و پرورش شهر اهواز، دو ناحیه به طور تصادفی انتخاب و سپس در هر ناحیه سه دبیرستان پسرانه و سه دبیرستان دخترانه و از هر دبیرستان سه کلاس در هر پایه تحصیلی به شیوه تصادفی انتخاب شدند و در نهایت تمامی دانش‌آموزان حاضر در کلاس مقیاس‌ها را تکمیل کردند. به منظور جمع‌آوری داده‌ها از ابزار زیر استفاده شد:

بی‌صدافتی تحصیلی از طریق ابزارهای الکتریکی و هوشمند ندارند. بنابراین درک این‌که چگونه بی‌صدافتی تحصیلی از طریق فناوری‌های امروزی اتفاق می‌افتد، ضروری است (۱۸).

اخیراً مطالعات معدودی به بررسی ارتباط بی‌صدافتی تحصیلی و چشم‌انداز زمان (Time Perspective) پرداخته‌اند (۲۶-۲۷). چشم‌انداز زمان یک سازه روان‌شناختی فردی در رابطه با زمان است که از فرآیندهای شناختی برای تقسیم کردن تجربیات انسانی در چارچوب‌های زمانی گذشته، حال و آینده همراه با ارزیابی‌های مثبت یا منفی از این ابعاد زمانی پدیدار می‌شود.

Boyd و Zimbardo پنج نوع دیدگاه زمانی گذشته منفی (Past Negative)، گذشته مثبت (Past Positive)، حال لذت‌گرا (Present Hedonistic)، حال منفعل (Present Fatalistic) و آینده‌گرا (Future-Oriented) را مشخص کرده‌اند (۲۸). چشم‌انداز زمان به عنوان یک سازه روان‌شناختی، تأثیر کلی و فراگیری بر جنبه‌های مختلف زندگی دارد و در این بین آموزش و پرورش هم استثنا نیست، به طوری که باورها و نگرش‌های دانش‌آموزان به نحوی که با ابعاد چشم‌انداز زمان ارتباط دارند، متفاوت است. در واقع فرض می‌شود که چشم‌انداز زمان بر تصمیم‌گیری افراد در ارتکاب بی‌صدافتی تحصیلی با مشخص کردن مجموعه‌ای اولیه از تأثیرات روان‌شناختی در چارچوب‌های زمانی حال، گذشته و آینده اثرگذار باشد (۲۹-۳۰). در یک مطالعه با دانش‌آموزان دبیرستانی، Orosz و همکاران گزارش کردند که بعد چشم‌انداز زمانی آینده رابطه منفی با بی‌صدافتی تحصیلی داشت، در حالی که بعد چشم‌انداز زمانی حال لذت‌گرایانه دارای ارتباط مثبتی با بی‌صدافتی تحصیلی بود (۲۶).

از آنجایی که در ایران بی‌صدافتی تحصیلی به عنوان یک مسأله اخلاقی توسط دولت و دیگر مؤسسات آموزشی جدی گرفته می‌شود، هیچ مقیاسی به منظور سنجش آن وجود ندارد؛ بررسی علمی یک مقیاس بی‌صدافتی تحصیلی در بافت فرهنگ ایرانی، به منزله آگاهی از میزان درگیری دانش‌آموزان کشور در ارتکاب رفتارهای ناسازگار تحصیلی، می‌تواند در ارزیابی‌های انجام‌شده توسط روان‌شناسان، مشاوران و محققان

۱- مقیاس بی‌صدقاتی تحصیلی

این مقیاس یک نسخه اصلاح‌شده از مقیاس بی‌صدقاتی تحصیلی McCabe و همکاران بود (۲۱) که توسط Witherspoon و همکاران تجدید نظر و طراحی گردیده است (۳۱). نویسندگان با کسب رضایت تعدادی از گویه‌های مقیاس McCabe و همکاران (۲۱) را تا حدی تغییر دادند و بر مبنای مرور ادبیات پژوهشی، مقیاس را به روزرسانی کردند تا سؤالات امروزی بیشتری در مورد استفاده از فناوری اطلاعات و ارتباطات را شامل شود، به طوری که آنان بی‌صدقاتی تحصیلی را به وسیله واکنش‌های دانش‌آموزان نسبت به رفتارهای تقلب مختلف که در طی سال گذشته مرتکب شده بودند، اندازه‌گیری کردند. در نهایت مقیاس بی‌صدقاتی تحصیلی طرح‌شده توسط Witherspoon و همکاران (۳۱)، شامل ۹ گویه از مقیاس بی‌صدقاتی تحصیلی اصلی (۲۱) و ۱۵ گویه جدید و دو مؤلفه رفتارهای تقلب سنتی (Traditional Cheating) (گویه‌های ۱ تا ۱۲) و رفتارهای تقلب امروزی یا پیشرفته (Contemporary Cheating) (گویه‌های ۱۳ تا ۲۴) است. برای هر مؤلفه، ۱۲ گویه روش‌های مختلف تقلب کردن را مشخص می‌کنند و پاسخ‌دهندگان را در مورد فراوانی تقلب در هر یک از این ۱۲ روش تقلب مورد سؤال قرار می‌دهند. در این مقیاس، پاسخ‌ها در یک مقیاس لیکرت چهارگزینه‌ای نمره‌گذاری می‌شوند، به طوری که ۰ (هرگز)، ۱ (یک بار)، ۲ (دو تا پنج بار) و ۳ (بیش از پنج بار) فراوانی رفتار تقلب را نشان می‌دهد. دامنه نمرات برای هر یک از مؤلفه‌ها بین ۰ تا ۳۶ متغیر است. طراحان این مقیاس، روایی آن را مطلوب به دست آورده و اعتبار مقیاس را با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ قابل قبول و در محدوده ۰/۸۰ تا ۰/۸۵ گزارش کرده‌اند.

۲- مقیاس چشم‌انداز زمان

چشم‌انداز زمان با استفاده از مقیاس چشم‌انداز زمان طرح‌شده توسط Boyd و Zimbardo (۲۸) مورد اندازه‌گیری قرار گرفت. این مقیاس شامل ۵۶ گویه است که پنج مؤلفه گذشته منفی (گویه‌های ۴، ۵، ۱۶، ۲۲، ۲۷، ۳۳، ۳۴، ۳۶، ۵۰ و ۵۴)، گذشته مثبت (گویه‌های ۲، ۷، ۱۱، ۱۵، ۲۰، ۲۵، ۲۹

۴۱ و ۴۹)، حال لذت‌گرا (گویه‌های ۱، ۸، ۱۲، ۱۷، ۱۹، ۲۳، ۲۶، ۲۸، ۳۱، ۳۲، ۳۷، ۴۴، ۴۶، ۴۸ و ۵۵)، حال مقدر (گویه‌های ۳، ۱۴، ۳۵، ۳۷، ۳۸، ۳۹، ۴۷، ۵۲ و ۵۳) و آینده (گویه‌های ۶، ۹، ۱۰، ۱۳، ۱۸، ۲۱، ۲۴، ۳۰، ۴۰، ۴۳، ۴۵، ۵۱ و ۵۶) را از منظر زمانی اندازه‌گیری می‌کند. پاسخ‌ها در یک مقیاس پنج‌درجه‌ای از نوع لیکرت از ۱ (کاملاً مخالفم) تا ۵ (کاملاً موافقم) درجه‌بندی می‌شوند. گویه‌های ۹، ۲۴، ۲۵، ۴۱ و ۵۶ به طور معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. Chen و همکاران در مطالعه خود با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس چشم‌انداز زمان در نمونه‌ای از دانش‌آموزان نوجوان، با استفاده از روش تحلیل عامل اکتشافی پنج عامل را استخراج کردند. همچنین در پژوهش آنان، ضرایب آلفای کرونباخ ۰/۸۳، ۰/۸۴، ۰/۸۲، ۰/۷۵ و ۰/۸۸ به ترتیب برای مؤلفه‌های گذشته منفی، گذشته مثبت، حال لذت‌گرا، حال مقدر و آینده به دست آمد (۳۳). در مطالعه کنونی، تحلیل عامل تأییدی با ساختار پنج عاملی به منظور تعیین روایی مقیاس انجام شد. یافته‌ها بیانگر آن بود که به استثنای گویه ۲۵ برای مؤلفه گذشته مثبت و گویه‌های ۱۸ و ۲۴ برای مؤلفه آینده که بار عاملی آن‌ها کم‌تر از ۰/۳۰ بود و در مرحله دوم از اجرای پژوهش حذف شدند، دیگر گویه‌ها از بار عاملی مناسبی برخوردار بوده و روی عامل مربوط به خود بار مثبت و معنی‌داری در سطح ۰/۰۱ گذاشته‌اند (CMIN=۱۹۱۰/۱۱، df=۱۱۲۰، CMIN/df=۱/۷۱، GFI=۰/۹۶۱، CFI=۰/۹۴۵، RMSEA=۰/۰۴۴). افزون بر این، برای تعیین پایایی این مقیاس از روش آلفای کرونباخ استفاده شد. ضرایب پایایی ابعاد گذشته منفی، گذشته مثبت، حال لذت‌گرا، حال مقدر و آینده به ترتیب برابر ۰/۷۶، ۰/۷۵، ۰/۷۹، ۰/۷۷ و ۰/۷۶ به دست آمد.

به منظور بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس بی‌صدقاتی تحصیلی در دانش‌آموزان شهر اهواز، نخست مقیاس مذکور به زبان فارسی ترجمه شده، سپس از دو نفر از اساتید گروه زبان و ادبیات انگلیسی و فارسی خواسته شد که در مورد برگردان این عبارات به فارسی و سپس به انگلیسی اظهار نظر نمایند. در مرحله آخر نسخه اصلی به همراه نسخه ترجمه‌شده و برگردان مجدد در اختیار سه نفر از اساتید گروه

این، برای برازش مدل از X^2/df استفاده شد، چراکه آماره مجذور کای نسبت به اندازه نمونه حساس است. اگر مقدار X^2/df کوچکتر از ۲ باشد، یک تناسب بسیار عالی است، حال این که بین ۳ تا ۵ بیانگر تناسب خوب است (۲۹).

از آنجا که مدل‌یابی معادلات ساختاری به توزیع متغیرهای غیر نرمال می‌تواند حساس باشد، تحلیل‌های چندمتغیری برای بررسی نرمال بودن داده‌ها، خطاهای ورودی و داده‌های پرت اجرا گردید. نتایج نشان داد که مقادیر کشیدگی و چولگی بیشتر از ± 2 نبودند (جدول ۱). همچنین، اگرچه هیچ آماره‌ای وجود ندارد که تمام جنبه‌های نرمال بودن چندمتغیری را ثبت کند، با این حال مقدار کشیدگی چندمتغیری نرمال شده مردیا برای (Mardia's Normalized Multivariate Kurtosis) شرایط چندمتغیری به طور گسترده مورد استفاده قرار می‌گیرد. در این پژوهش، مقدار کشیدگی مردیا بزرگتر از ۳ نیست و به عنوان مطلوب در نظر گرفته شد (۳۴). افزون بر این، با استفاده از فاصله ماهالانوبیس (Mahalanobis Distance) یک داده پرت چندمتغیری نیز شناسایی و حذف گردید ($p < 0.01$). با استفاده از داده‌های ۶۰۶ دانش‌آموز، تحلیل مدل‌یابی معادله ساختاری با روش برآورد درست‌نمایی بیشینه انجام شد. لازم به ذکر است هیچ داده گم‌شده‌ای وجود نداشت.

ملاحظات اخلاقی

پس از کسب مجوز لازم با شماره ۳/۱۳۱۰/۵۰۵ از اداره آموزش و پرورش اهواز جهت انجام پژوهش و بیان اهداف تحقیق برای مشارکت‌کنندگان، رضایت شفاهی از آن‌ها کسب و درباره محرمانگی اطلاعات به آنان اطمینان خاطر داده شد.

یافته‌ها

میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی مؤلفه‌های بی‌صدقتی تحصیلی و خرده‌مقیاس‌های چشم‌انداز زمان در جدول ۱ نشان داده شده است. روایی مدل فرض شده با تحلیل عامل تأییدی به روش برآورد درست‌نمایی بیشینه مورد سنجش قرار گرفت. به این منظور ابتدا شاخص‌های ارزیابی

روان‌شناسی دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی دانشگاه شهید چمران اهواز قرار گرفت تا از نظر روایی صوری و محتوایی مورد ارزیابی قرار گیرد. پس از تأیید اساتید، مقیاس برای اجرا تنظیم شد.

برای گردآوری داده‌ها، ابتدا معرفی‌نامه‌ای از طرف دانشگاه اخذ شد و بعد از ارائه آن به اداره آموزش و پرورش، مجوز اجرای پژوهش در مدارس پسرانه و دخترانه شهر اهواز (با شماره ۳/۱۳۱۰/۵۰۵ و تاریخ ۱۳۹۷/۲/۱۸) صادر شد. در نهایت پس از هماهنگی‌های لازم با مدیران و معلمان مدارس و نیز توضیحات لازم به دانش‌آموزان در مورد چگونگی پاسخ‌دادن به گویه‌های مقیاس، مقیاس‌ها توزیع شد. در مطالعه مقدماتی این مقیاس بر روی ۴۰ دانش‌آموز اجرا گردید تا روایی صوری و خوانایی آن مورد بررسی قرار گیرد. در نهایت بعد از رفع ابهامات و وضوح‌شدن گویه‌ها، تجدید نظر نهایی انجام و مقیاس بر روی نمونه اصلی مورد بررسی قرار گرفت. برای تکمیل مقیاس محدودیت زمانی وجود نداشت و این زمان به طور متوسط بین ۱۰ تا ۱۵ دقیقه طول کشید. شایان ذکر است اجرای مقیاس‌ها به صورت گروهی در هر کلاس انجام شد. بدین‌صورت که دانش‌آموزان هر کلاس به طور هم‌زمان به مقیاس‌ها پاسخ دادند. در نهایت از نرم‌افزارهای AMOS 21 و SPSS 22 برای تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده شد.

به منظور بررسی مدل‌های فرضی و اصلاح‌شده، روش مدل‌یابی معادلات ساختاری با برآورد درست‌نمایی بیشینه (Maximum Likelihood Estimation) به کار گرفته شد. همچنین برای ارزیابی برازش مدل، چندین شاخص مورد استفاده قرار گرفتند: مجذور کای بر درجه آزادی (X^2/df)، شاخص نیکویی برازش (GFI)، شاخص برازش تطبیقی (CFI)، شاخص برازش هنجار شده (NFI)، شاخص برازش هنجاری ایجازی (PNFI) و جذر میانگین مجذورات خطای تقریب (RMSEA). در صورتی که مقادیر شاخص‌های GFI، CFI، NFI بزرگتر از ۰/۹۰ و مقدار شاخص PNFI بزرگتر از ۰/۵۰ و نیز ارزش RMSEA کوچکتر از ۰/۰۸ باشند، بر متناسب بودن یک مدل با برازش مطلوب دلالت دارند. افزون بر

(۰/۱۸)، حال مقدر (۰/۱۵) ارتباط مثبت و معنی‌داری داشتند (p<۰/۰۱). لازم به ذکر است که بین رفتار تقلب سنتی با بعد آینده (۰/۰۴) و رفتارهای تقلب پیشرفته با خرده‌مقیاس‌های گذشته مثبت (۰/۰۴) و آینده (۰/۰۲) رابطه معنی‌داری وجود نداشت.

تحلیل واریانس بین گروهی یک‌راهه برای بررسی تفاوت‌ها میانگین نمره‌های پسرها و دخترها در مقیاس بی‌صدقاتی تحصیلی انجام شد. ابتدا آزمون مفروضه‌های همگنی ماتریس واریانس - کواریانس و هم‌خطی چندگانه انجام گرفت که در آزمون‌های M باکس (p>۰/۰۰۱) و لون (p>۰/۰۵) هیچ نوع تخطی جدی مشاهده نشد. یافته‌ها بیانگر آن است که بین پسرها و دخترها در حداقل یکی از متغیرهای وابسته از نظر آماری تفاوت معنی‌داری وجود دارد (F(۲, ۶۰۳)=۱۵/۷۲، p=۰/۰۰۱، F(۱, ۶۰۳)=۰/۹۵، لامبدای ویلکز و =۰/۰۵ مجذور اتا). برای بررسی بیشتر این تفاوت، تحلیل واریانس یک‌راهه در متن مانوا روی متغیرهای وابسته انجام شد. نتایج اثرات اصلی معنی‌داری برای نوع جنسیت در رفتارهای تقلب سنتی (F(۱, ۶۰۳)=۱۱/۱۶، p=۰/۰۰۱ و =۰/۰۲ مجذور اتا) و رفتارهای تقلب پیشرفته (F(۱, ۶۰۳)=۳۱/۴۶، P=۰/۰۰۱ و =۰/۰۵ مجذور اتا) نشان داد. بررسی میانگین نمره‌ها خاطر نشان ساخت که پسران نرخ رفتار تقلب سنتی (۱۱/۲۲=میانگین، =۰/۳۹ انحراف استاندارد) نسبتاً بالاتری در مقایسه با دختران (۹/۳۶=میانگین، =۰/۴۰ انحراف استاندارد) و نیز فراوانی رفتار تقلب پیشرفته بیشتری (۶/۵۴=میانگین، =۰/۳۲ انحراف استاندارد) نسبت به دختران (۳/۹۵=میانگین، =۰/۳۳ انحراف استاندارد) گزارش کرده‌اند.

بحث

پژوهش حاضر با هدف ارزیابی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی مقیاس بی‌صدقاتی تحصیلی در دانش‌آموزان متوسطه دوره دوم انجام و با استفاده از روش تحلیل عامل تأییدی، همبستگی هر عامل با نمره کل، روایی همگرا، آلفای کرونباخ و تنصیف مورد آزمون قرار گرفت. یافته‌های حاصل از شاخص‌های برازندگی تحلیل عامل تأییدی، مدل دوعاملی

مدل محاسبه شد. این شاخص‌ها در جدول ۲ ارائه شده است. برخی از شاخص‌های برازندگی مدل فرضی از برازش قابل قبولی برخوردار نیستند. از این رو دو اصلاح روی مدل پیشنهادی انجام گرفت. نتایج این اصلاحات نشان داد که مدل اصلاح‌شده برازندگی مطلوبی با داده‌ها دارد، به طوری که مقدار آماره مجذور کای بر درجه آزادی محاسبه‌شده ۲/۳۰ و کم‌تر از ۳ است. شاخص نیکویی برازش، شاخص برازش تطبیقی و شاخص برازش هنجار شده بزرگ‌تر از اندازه ۰/۹۰ شد. افزون بر این، شاخص برازش هنجاری ایجازی بزرگ‌تر از ۰/۵۰ و جذر میانگین مجذورات خطای تقریب کم‌تر از ۰/۰۸ به دست آمد. در جدول ۳ برآورد پارامتر خطای استاندارد، آماره t و سطح معنی‌داری مدل اصلاح‌شده هر یک از گویه‌ها گزارش شده‌اند. آماره t تمامی گویه‌ها در سطح ۰/۰۰۱ معنی‌دار است. نمودار ۱ مدل تحلیل عامل تأییدی آزمون‌شده در پژوهش را نشان می‌دهد.

به منظور تعیین پایایی مقیاس از روش‌های آلفای کرونباخ و تنصیف استفاده شد. ضرایب آلفای کرونباخ و تنصیف نمره کل مقیاس بی‌صدقاتی تحصیلی و دو مؤلفه رفتارهای تقلب سنتی و رفتارهای پیشرفته به ترتیب برابر با ۰/۷۷، ۰/۸۲، ۰/۷۸، ۰/۸۵ و ۰/۷۹ بود. این ضرایب با توجه به حداقل مقدار آلفای کرونباخ، یعنی ۰/۷۰ قابل قبول و نشان‌دهنده همسانی درونی رضایت‌بخش برای فرم ایرانی مقیاس بی‌صدقاتی تحصیلی است.

همبستگی بین عوامل تشکیل‌دهنده مؤلفه‌ها و نمره‌های کل جهت بررسی روایی سازه مقیاس مورد محاسبه قرار گرفت. نتایج نشان داد که ضرایب همبستگی بین مؤلفه‌ها و نمره کل از ۰/۶۳ تا ۰/۹۲ متغیر است و کلیه ضرایب در سطح ۰/۰۰۱ معنی‌دار هستند. افزون بر این، به منظور محاسبه روایی همگرا نمره‌های مقیاس بی‌صدقاتی تحصیلی با مقیاس چشم‌انداز زمان نیز همبسته شد. بین رفتارهای تقلب سنتی با خرده‌مقیاس گذشته منفی (۰/۲۳)، گذشته مثبت (۰/۰۸)، حال لذت‌گرا (۰/۱۴)، حال مقدر (۰/۰۹) ارتباط مثبت و معنی‌داری وجود داشت (p<۰/۰۵). همچنین رفتارهای تقلب پیشرفته با خرده‌مقیاس گذشته منفی (۰/۳۵)، حال لذت‌گرا

تحصیلی فکر نمایند و بیشتر اقدام به رفتارهای مخاطره‌آمیز تحصیلی از قبیل بی‌صدافتی تحصیلی کنند، به طوری که Orosz و همکاران متذکر شدند، دانش‌آموزانی که سابقه بی‌صدافتی تحصیلی دارند، احتمالاً در طول دوران تحصیلی خود نیز به ارتکاب این ناسازگاری در تکالیف درسی و امتحانات کلاسی خود ادامه خواهند داد (۲۷). یکی از نتایج راهبردی مطالعه حاضر این است که یافته‌های به دست آمده، اهمیت ارتباط بین بی‌صدافتی تحصیلی و برخی خرده‌مقیاس‌های چشم‌انداز زمان در دانش‌آموزان را مشخص ساخت.

در این مطالعه، بین دخترها و پسرها در مؤلفه‌های رفتار تقلب سنتی و رفتار تقلب پیشرفته مقیاس بی‌صدافتی تحصیلی تفاوت معنی‌داری مشاهده شد، به طوری که پسرها دارای نمرات بالاتری از رفتارهای تقلب سنتی و رفتارهای تقلب پیشرفته در مقایسه با دخترها بودند. این یافته همخوان با مطالعه Abusafia و همکاران مبتنی بر این که دانشجویان پسر بیش از دخترها درگیر رفتار بی‌صدافتی تحصیلی هستند، همخوانی دارد (۴). این نتایج بیانگر تفاوت‌های انتظارات و هنجارهای فرهنگی و اجتماعی است که آن‌ها را به وجود می‌آورند. در جامعه ما دخترها بیشتر پایبند به اصول اخلاقی و اطاعت از قوانین هستند. از سوی دیگر، گرایش پسرها به رقابت‌جویی بیشتر جهت پیشی گرفتن از دیگران، از این یافته که دانش‌آموزان پسر تمایل به ارتکاب رفتار بی‌صدافتی تحصیلی دارند، حمایت می‌کند (۱۵). از این رو دانش‌آموزان پسر نسبت به دانش‌آموزان دختر بیشتر در رفتار بی‌صدافتی تحصیلی مشارکت می‌کنند. افزون بر این، در تبیینی دیگر توسط Abusafia و همکاران می‌توان چنین بیان داشت که دانش‌آموزان دختر دارای میزان لاپوشانی بیشتری در گزارش ارتکاب رفتار بی‌صدافتی تحصیلی خود نسبت به دانش‌آموزان پسر هستند (۴). بنابراین پیشنهاد می‌شود که اثر تعدیل‌گری جنسیت در بررسی بی‌صدافتی تحصیلی برای مطالعات آتی مورد ملاحظه قرار گیرد.

برخی از محدودیت‌های پژوهش شیوه خوداظهاری است. بنابراین توصیه می‌شود که تحقیقات آینده ساختارها را با استفاده از داده‌های به دست آمده از منابع اضافی مورد بررسی

بی‌صدافتی تحصیلی را در دانش‌آموزان ایرانی مورد تأیید قرار داد. همچنین بارهای عاملی تمامی گویه‌ها از لحاظ آماری معنی‌دار بودند، بدین معنا که واریانس خطای هر گویه کوچک‌تر از واریانس تبیین‌شده به وسیله مقیاس بی‌صدافتی تحصیلی است که حکایت از برازش مطلوب مدل فرضی با داده‌ها دارد. به علاوه، ضرایب همبستگی مؤلفه‌ها با نمره کل مقیاس بی‌صدافتی تحصیلی به عنوان تأییدی دیگر بر روایی مورد محاسبه قرار گرفت. افزون بر این، همسانی درونی مقیاس بی‌صدافتی تحصیلی و دو مؤلفه آن با استفاده از روش‌های آلفای کرونباخ و تنصیف مورد آزمون قرار گرفت. مقدار ضرایب آلفای کرونباخ و تنصیف حکایت از همسانی درونی نسبتاً بالای مقیاس دارد. یافته دیگر این تحقیق در خصوص روایی سازه مقیاس بی‌صدافتی، بیانگر آن است که بین هر دو مؤلفه رفتارهای تقلب سنتی و رفتارهای پیشرفته و برخی ابعاد مقیاس چشم‌انداز زمان رابطه مثبت و معنی‌داری وجود دارد. این نتایج با مطالعه‌ای که در میان دانش‌آموزان مجارستانی مبتنی بر ارتباط تقلب تحصیلی با چشم‌انداز زمان مطابقت دارد (۲۶). این یافته را می‌توان چنین تبیین نمود که دانش‌آموزان با چشم‌انداز زمانی کوتاه‌مدت قادر به سازمان‌دهی فعالیت‌های تحصیلی خود نیستند و در نتیجه همواره احساس می‌کنند از نظر وقت در تنگنا قرار می‌باشند و ضرب‌الاجل‌ها به آن‌ها فشار می‌آورد، لذا این نگرش بر کیفیت درگیری دانش‌آموزان در انجام تکالیف تحصیلی تأثیر می‌گذارد و آن‌ها بر استفاده از راهبردهای سازش‌یافته‌تر، مانند رفتارهای بی‌صدافتی تحصیلی در جهت دستیابی به پیشرفت‌های تحصیلی و گرفتن نمره‌های بهتر سوق می‌دهد (۲۷-۲۶).

همچنین دانش‌آموزان با چشم‌انداز زمانی حال لذت‌گرا، پویایی و سرزندگی اجتماعی را مهم دانسته و بر لذت‌بردن از زندگی خود تأکید می‌کنند (۳۰-۲۹). بدین جهت آن‌ها زمان قابل توجهی را به رویدادهای اجتماعی، مهمانی‌ها و دیگر فعالیت‌های شادی‌بخش اختصاص می‌دهند و کمتر به یادگیری و فعالیت‌های تحصیل می‌پردازند، در نتیجه برای اجتناب از شکست و حفظ خودارزشمندی‌شان نزد دیگران، ممکن است کمتر به پیامدهای بالقوه منفی رفتار بی‌صدافتی

قرار دهند (به عنوان مثال، درجه‌بندی‌های معلمان). همچنین داده‌ها در یک مرحله زمانی جمع‌آوری شده‌اند که با توجه به این موضوع، اظهار نظر در رابطه با توانایی علت‌یابی ابزار برای پیش‌بینی ارتکاب رفتار بی‌صدافتی تحصیلی در آینده محتمل نیست، لذا ارزیابی بی‌صدافتی تحصیلی در طول زمان و نیز بررسی آن با نمونه‌های گوناگون، گامی ضروری در تحقیقات آینده هستند. این امر شواهد قطعی‌تری را در مورد این‌که آیا بی‌صدافتی تحصیلی دانش‌آموزان یک سازه پایدار است یا تغییرات در طول زمان می‌تواند مورد انتظار باشد، فراهم می‌کند.

نتیجه‌گیری

نتایج پژوهش نشان داد که مقیاس بی‌صدافتی تحصیلی از روایی و اعتبار لازم برخوردار است و می‌توان از آن برای سنجش این سازه در بین دانش‌آموزان استفاده کرد. بکارگیری و استفاده از این مقیاس در پژوهش‌های روان‌شناختی، تربیتی و مشاوره‌ای توصیه می‌گردد.

تشکر و قدردانی

نویسندگان از حمایت کارگروه پژوهش و تحقیقات آموزش و پرورش شهر اهواز و نیز از زحمات دکتر بلال ایزانلو و تمامی کارکنان مدارس، معلمان و دانش‌آموزانی که در جهت تکمیل این پژوهش مشارکت نمودند، تشکر و قدردانی می‌نمایند. هیچ‌گونه تعارض منافی وجود ندارد.

جدول ۱: آمار توصیفی برای متغیرهای بی‌صدقاتی تحصیلی و چشم‌انداز زمان

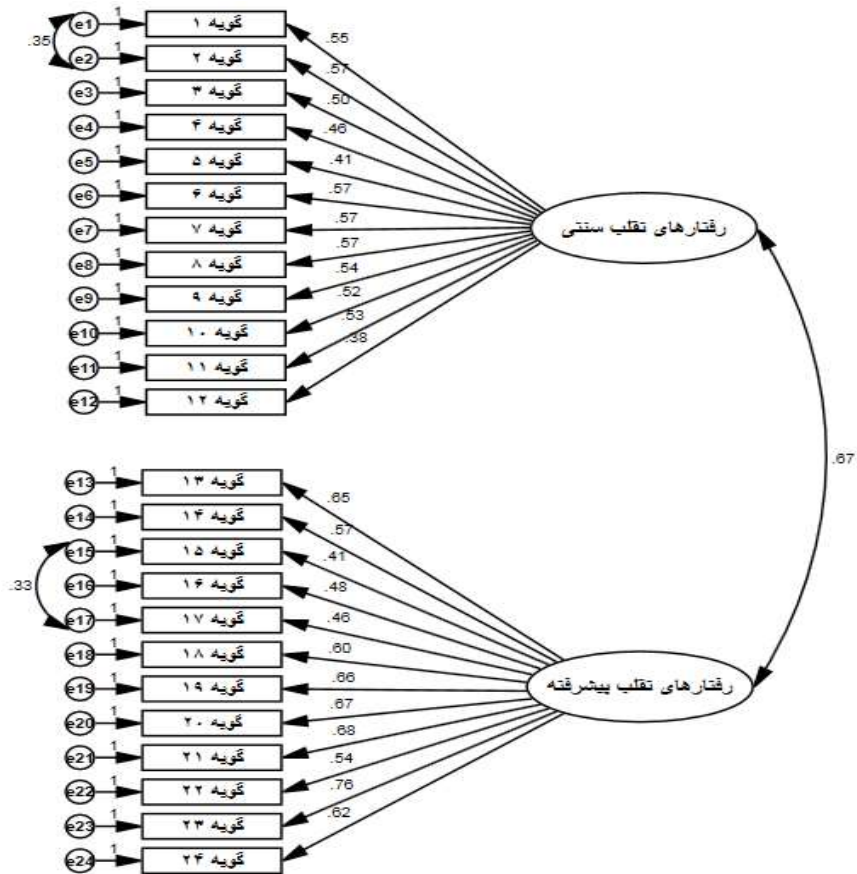
کشیدگی		چولگی		میانگین ± انحراف معیار	متغیر
خطای استاندارد	آماره	خطای استاندارد	آماره		
۰/۲۰	-۰/۰۴	۰/۱۰	۰/۶۸	۶/۹۱ ± ۱۰/۳۲	رفتارهای تقلب سنتی
۰/۲۰	۱/۱۵	۰/۱۰	۱/۳۵	۳/۸۰ ± ۵/۳۹	رفتارهای تقلب پیشرفته
۰/۲۰	-۰/۵۵	۰/۱۰	۰/۲۳	۵/۵۹ ± ۱۹/۲۶	گذشته منفی
۰/۲۰	-۰/۵۶	۰/۱۰	۰/۲۳	۴/۵۰ ± ۱۷/۳۷	گذشته مثبت
۰/۲۰	۰/۰۲	۰/۱۰	۰/۱۲	۷/۲۱ ± ۳۵/۵۴	حال لذت‌گرا
۰/۲۰	-۰/۳۳	۰/۱۰	۰/۱۴	۵/۷۷ ± ۲۲/۹۱	حال مقدر
۰/۲۰	-۰/۳۳	۰/۱۰	-۰/۰۱	۴/۷۷ ± ۲۱/۲۶	آینده

جدول ۲: شاخص‌های نیکویی برازش تحلیل عامل تأییدی مقیاس بی‌صدقاتی تحصیلی

شاخص‌ها	مجدور کای بر درجه آزادی	شاخص نیکویی برازش	شاخص برازش تطبیقی	شاخص نیکویی برازش	شاخص نیکویی برازش	شاخص برازش	شاخص نیکویی برازش	جذر میانگین مجذورات خطای تقریب
مدل فرضی	۲/۶۸	۰/۸۹۸	۰/۸۹۱	۰/۸۶۸	۰/۶۸۹	۰/۵۳	۰/۵۳	۰/۵۳
مدل اصلاح‌شده	۲/۳۰	۰/۹۵۹	۰/۹۲۶	۰/۹۱۸	۰/۷۰۷	۰/۴۴	۰/۴۴	۰/۴۴

جدول ۳: برآورد پارامتر خطای استاندارد، آماری t و سطح معنی‌داری مدل اصلاح‌شده

گویه	برآورد پارامتر	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری	گویه	برآورد پارامتر	خطای استاندارد	آماره t	سطح معنی‌داری
گویه ۱	۰/۵۵	-	-	-	گویه ۱۳	۰/۶۴	-	-	-
گویه ۲	۰/۵۸	۰/۰۷	۱۳/۲۱	۰/۰۰۱	گویه ۱۴	۰/۵۷	۰/۰۷	۱۲/۳۵	۰/۰۰۱
گویه ۳	۰/۵۰	۰/۰۸	۹/۵۳	۰/۰۰۱	گویه ۱۵	۰/۴۴	۰/۱۲	۹/۲۱	۰/۰۰۱
گویه ۴	۰/۴۶	۰/۰۶	۹/۰۸	۰/۰۰۱	گویه ۱۶	۰/۴۹	۰/۰۹	۱۰/۶۲	۰/۰۰۱
گویه ۵	۰/۴۱	۰/۰۶	۸/۲۳	۰/۰۰۱	گویه ۱۷	۰/۴۸	۰/۱۱	۱۰/۲۱	۰/۰۰۱
گویه ۶	۰/۵۷	۰/۰۹	۱۰/۴۷	۰/۰۰۱	گویه ۱۸	۰/۶۶	۰/۰۷	۱۳/۹۵	۰/۰۰۱
گویه ۷	۰/۵۷	۰/۰۸	۱۰/۴۶	۰/۰۰۱	گویه ۱۹	۰/۶۶	۰/۱۰	۱۳/۸۸	۰/۰۰۱
گویه ۸	۰/۵۷	۰/۰۷	۱۰/۵۱	۰/۰۰۱	گویه ۲۰	۰/۶۶	۰/۰۷	۱۴/۱۳	۰/۰۰۱
گویه ۹	۰/۵۴	۰/۰۹	۱۰/۰۷	۰/۰۰۱	گویه ۲۱	۰/۶۸	۰/۰۷	۱۴/۳۴	۰/۰۰۱
گویه ۱۰	۰/۵۲	۰/۰۹	۹/۸۶	۰/۰۰۱	گویه ۲۲	۰/۵۴	۰/۱۱	۱۱/۶۷	۰/۰۰۱
گویه ۱۱	۰/۵۳	۰/۰۷	۹/۹۶	۰/۰۰۱	گویه ۲۳	۰/۷۵	۰/۰۸	۱۵/۵۶	۰/۰۰۱
گویه ۱۲	۰/۳۸	۰/۰۷	۷/۸۳	۰/۰۰۱	گویه ۲۴	۰/۶۲	۰/۰۹	۱۳/۲۹	۰/۰۰۱



نمودار ۱: مدل تحلیل عامل تأییدی مقیاس بی‌صدقاتی تحصیلی

مقیاس بی‌صدافتی تحصیلی

لطفاً با اشاره به این که کدام یک از پاسخ‌ها، بهترین نگرش شما را نسبت به گزاره‌های زیر توصیف می‌کند، به این موارد پاسخ دهید.

ردیف	سؤالات	هرگز	یک بار	دو تا پنج بار	بیش از پنج بار
۱	استفاده از یادداشتهای یا برگه‌های تقلب، برای تقلب کردن در امتحانات کلاسی				
۲	رونویسی پاسخ‌های همکلاسی در امتحانات کلاسی				
۳	رونویسی تقریباً کلمه به کلمه مطالب از یک منبع نوشتاری و ارائه آن به عنوان کار (تکلیف) خود شما				
۴	ارجاع نادرست یک منبع نوشتاری به طور عمد				
۵	ارائه گزارش کلاسی که دست کم بخشی از آن از روی گزارش دانش‌آموز دیگری تهیه شده، صرف نظر از این که دانش‌آموز در حال حاضر درس مشابهی دارد یا ندارد	±			
۶	استفاده از یک بهانه دروغین یا جعلی برای تمدید موعد مقرر یک تکلیف یا امتحان				
۷	تحویل دادن کاری (تکلیفی) که توسط فرد دیگری انجام شده است				
۸	تقلب در یک امتحان به وسیله دستیابی غیر قانونی یک نسخه از آن قبل از امتحان				
۹	رساندن آرام پاسخ‌های یک امتحان (آزمون) به همکلاسی دیگر در طول امتحان				
۱۰	کمک گرفتن از سایر افراد برای یک تکلیف یا آزمون مربوط به منزل که باید به تنهایی انجام می‌دادید				
۱۱	جعل یا ساخت داده‌های پژوهشی				
۱۲	جعل یا ساخت داده‌های آزمایشگاهی درس				
۱۳	استفاده از تلفن همراه برای تقلب در امتحانات کلاسی				
۱۴	پیامک کردن پاسخ‌های امتحان به همکلاسی دیگر در طول امتحان				
۱۵	خریداری یک تکلیف یا گزارش کار آماده از اینترنت				
۱۶	ارجاع نادرست یک منبع از اینترنت به طور عمد				
۱۷	سرقت ادبی یا کپی کردن یک تکلیف از اینترنت و تحویل آن به عنوان کار خودتان در کلاس				
۱۸	استفاده از یک بهانه دروغین برای به دست آوردن مجوز استفاده از یک دستگاه الکترونیکی در طول کلاس برای تقلب				
۱۹	برنامه‌ریزی کردن فرمول‌های ریاضی یا علوم در یک ماشین حساب برای تقلب در امتحان				
۲۰	استفاده از یک دستگاه الکترونیکی دوطرفه (مانند هدفون هوشمند و سمعک دیجیتال) به منظور تقلب در امتحان یا تکلیف در مدرسه				
۲۱	استفاده از دوربین تلفن همراه برای عکس گرفتن از امتحان به منظور دستیابی به پاسخ‌ها طی امتحان				
۲۲	استفاده از ماشین حساب برای تقلب در امتحانات کلاسی				
۲۳	استفاده از ابزارهای الکترونیکی کمکی (مثل تبلت یا گوشی هوشمند) برای تقلب در یک امتحان				
۲۴	دانلود اطلاعات از اینترنت با ابزارهای الکترونیکی کمکی (مانند گوشی هوشمند، تبلت، ساعت‌های هوشمند و لپ‌تاپ کوچک) در جریان امتحان برای دستیابی به پاسخ‌ها				

References

1. Thomas D. Factors that explain academic dishonesty among university students in Thailand. *Ethics & Behavior* 2017; 27(2): 140-154.
2. Bashir H, Bala R. Development and validation of academic dishonesty scale (ADS): Presenting a multidimensional scale. *International Journal of Instruction* 2018; 11(2): 57-74.
3. Stephens JM. Bridging the divide: The role of motivation and self-regulation in explaining the judgment-action gap related to academic dishonesty. *Frontiers in Psychology* 2018; 9(246): 1-15.
4. Abusafia AH, Roslan NS, Mohd Yusoff D, Mat Nor MZ. Snapshot of academic dishonesty among Malaysian nursing students: A single university experience. *Journal of Taibah University Medical Sciences* 2018; 13(4): 370-376.
5. Peled Y, Eshet Y, Barczyk C, Grinautski K. Predictors of academic dishonesty among undergraduate students in online and face-to-face courses. *Computers & Education* 2018; 131: 49-59.
6. Kam CCS, Hue MT, Cheung HY. Academic dishonesty among Hong Kong secondary school students: Application of theory of planned behaviour. *Educational Psychology* 2018; 38(7): 1-19.
7. Moradi S, Nikpay I, Farahbakhsh S. Mastery goal structure and academic dishonesty: The mediatory role of learning goal orientation. *Education Strategies in Medical Sciences* 2018; 11(3): 73-80. [Persian]
8. Baranian S, Hajiyakhchali A, Atashafrouz A. A model to explain the relationship of the big five personality factors and academic dishonesty with mediating role of academic self-efficacy beliefs and academic self-esteem among students. *Journal of Research in School and Virtual Learning* 2017; 5(1): 23-34. [Persian]
9. Etemaad J, Jokar B. Academic dishonesty and epistemological beliefs: Verifying the mediating role of gender. *Studies in Learning & Instruction* 2018; 10(1): 111-130. [Persian]
10. Haghnegahdar M, Jokar B. Relationship moral identity with academic dishonesty: Examination the moderating role of gender. *Studies in Learning & Instruction* 2016; 8(2): 143-162. [Persian]
11. Birks M, Smithson J, Antney J, Zhao L, Burkot C. Exploring the paradox: A cross-sectional study of academic dishonesty among Australian nursing students. *Nurse Education Today* 2018; 65: 96-101.
12. Winrow AR, Reitmaier-Koehler A, Winrow BP. Social desirability bias in relation to academic cheating behaviors of nursing students. *Journal of Nursing Education and Practice* 2015; 5(8): 1-14.
13. Jiang H, Emmerton L, McKaige L. Academic integrity and plagiarism: A review of the influences and risk situations for health students. *Higher Education Research and Development* 2013; 32(3): 369-380.
14. Aluede O, Omoregie EO, Osa-Edoh GI. Academic dishonesty as a contemporary problem in higher education: How academic advisers can help? *Reading Improvement* 2006; 43(2): 97-106.
15. Ballantine JA, McCourt Larres P, Mulgrew M. Determinants of academic cheating behavior: The future for accountancy in Ireland. *Accounting Forum* 2014; 38(1): 55-66.
16. Brimble M. Why students cheat: An exploration of the motivators of student academic dishonesty in higher education. Edited by Bretag T. *Handbook of academic integrity*. Singapore: Springer Science-Business Media Singapore; 2016. p.365-382.
17. Sutherland-Smith W. Authorship, ownership and plagiarism in the digital ege. Edited by Bretag T. *Handbook of academic integrity*. Singapore: Springer Science-Business Media Singapore; 2016. p.575-589.
18. Friedman A, Blau I, Eshet-Alkalai Y. Cheating and feeling honest: Committing and punishing analog versus digital academic dishonesty behaviors in higher education. *Interdisciplinary Journal of E-Skills and Life Long Learning* 2016; 12: 193-205.
19. Rostaminezhad MA, Shokatirad AR. Predicting students' membership in virtual networks and their academic performance based on parenting styles and adjustment. *Journal of Applied Psychology* 2016; 2(38): 193-208. [Persian]
20. Kauffman Y, Young MF. Digital plagiarism: An experimental study of the effect of instructional goals and copy and paste affordance. *Computers & Education* 2015; 83: 44-56.
21. McCabe DL, Trevino LK. Academic dishonesty honor codes and other contextual influences. *The Journal of Higher Education* 1993; 64(5): 522-538.
22. Iyer R, Eastman JK. The impact of unethical reasoning on academic dishonesty: Exploring the moderating effect of social desirability. *Marketing Education Review* 2008; 18(2): 1-13.

23. Ledesma RG. Academic dishonesty among undergraduate students in a Korean university. *Research in World Economy* 2011; 2(2): 1-11.
24. Eminoglu E, Nartgun Z. A scale development study to measure academic dishonesty tendency of university students. *Journal of Human Sciences* 2009; 6(1): 215-240.
25. Hensley LC, Kirkpatrick KM, Burgoon JM. Relation of gender, course enrollment and grades to distinct forms of academic dishonesty. *Teaching in Higher Education* 2013; 18(8): 895-907.
26. Orosz G, Dombi E, Toth-Kiraly I, Bothe B, Jagodics B, Zimbardo PHG. Academic cheating and time perspective: Cheaters live in the present instead of the future. *Learning and Individual Differences* 2016; 52: 39-45.
27. Orosz G, Dombi E, Toth-Kiraly I, Roland-Levy C. The less is more: The 17 item Zimbardo time perspective inventory. *Current Psychology* 2015; 36(1): 39-47.
28. Zimbardo PG, Boyd JN. Putting time in perspective: A valid reliable individual differences metric. *Journal of Personality and Social Psychology* 1999; 77(6): 1271-1288.
29. Worrell FC, Mello ZR. The reliability and validity of Zimbardo time perspective inventory Scores in academically talented adolescents. *Educational & Psychological Measurement* 2007; 67(3): 487-504.
30. Aylmer B. Continuity and change in time perspective: A longitudinal field study of youth workers. Doctoral Dissertation. Dublin: Dublin City University; 2013.
31. Witherspoon M, Maldonado N, Lacey CH. Academic dishonesty of undergraduates: Methods of cheating. Denver: Paper presented at the annual meeting of American Education Research Association; 2010.
32. Kline RB. Principles and practice of structural equation modeling. Edited by Kenny DA, Little TD. 3rd ed. New York, London: The Guilford Press: A Division of Guilford Publications, Inc; 2011.
33. Chan SM, Kwok WW, Fung TW. Psychometric properties of the Zimbardo time perspective inventory in Hong Kong adolescents. *Time & Society* 2016; 28(1): 33-49.
34. Lee GS, Yom YH. Structural equation modeling on life-world integration in people with severe burns. *Asian Nursing Research* 2013; 7(3): 112-119.