بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس محق‌پنداری تحصیلی

Psychometric Properties of the Academic Entitlement Scale

مینا مهبد
دکتری روان‌شناسی تربیتی
دانشگاه شیراز

محبوبه فولادچنگ
دانشیار دانشگاه شیراز

Mina Mahbod
PhD in Educational Psychology
of Shiraz University

Mahboubeh Fouladchang, PhD
Associate Professor of
Shiraz University

چکیده

این پژوهش با هدف تعیین روایی، اعتبار و ساختار عاملی مقیاس محق‌پنداری تحصیلی (چونینگ و کمبل، ۲۰۰۹) در دانشجویان ایرانی انجام شد. بدین منظور ۴۵۱ نفر از دانشجویان دانشگاه شیراز در سال ۱۳۹۵-۱۳۹۴به صورت خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شدند. برای سنجش اعتبار و همسانی درونی مقیاس از ضریب همبستگی بین مادّه‌ها با نمرهٔ کل عوامل، ضریب آلفای کرونباخ، تحلیل عاملی تأییدی، ضریب همبستگی زیرمقیاس‌ها و روایی واگرا استفاده شد. نتایج تحلیل عاملی تأییدی ساختار دوعاملی مسئولیت بیرونی‌شده و حق‌به‌جانبی را تأیید کرد. همبستگی نمره‌های مؤلفه‌های مقیاس مهار با مؤلفه‌های مقیاس محق‌پنداری تحصیلی بین ۰/۲۴- تا ۰/۵۵- بود و روایی واگرای مقیاس را نشان می‌داد. هم‌چنین ضرایب آلفای کرونباخ برای هر یک از عوامل (حق‌به‌جانبی، ۰/۷۲ و مسئولیت بیرونی‌شده، ۰/۸۱) و نمرهٔ کل مقیاس (۰/۸۱) در حد مطلوب به دست آمد. لذا درمجموع می‌توان نتیجه گرفت که مقیاس محق‌پنداری تحصیلی برای سنجش محق‌پنداری تحصیلی دانشجویان ایرانی ابزاری معتبر و ابزاری مفید در پژوهش‌های روان‌شناختی است.

واژه‌های کلیدی: محق‌پنداری تحصیلی، ساختار عاملی، اعتبار، روایی، دانشجویان

Abstract

The present study aimed to examine the validity, reliability and factor structure of the Academic Entitlement Scale (AES) among Iranian university students. 451 university students were selected from Shiraz University in 2016 academic year using cluster random sampling method. To assess the reliability and internal consistency of the inventory, the correlation coefficient among items with the total score of factors, Cronbach's alpha coefficient, confirmatory factor analysis, the correlation coefficient among the subscales and discriminant validity were used. Confirmatory factor analysis confirmed embedding items and the two-factor structure of the scale including externalized responsibility and entitled expectation. The correlation of perceived control scale's dimensions and academic entitlement scale's dimensions were -.24 to -.55. These results show the discriminant validity of the scale. The Cronbach's alpha coefficient was in satisfactory level for each factor (for entitled expectation .72 and for externalized responsibility, .81) and the total score of the scale (.81). The findings suggest that the AES is a reliable and valid instrument for assessing executive functions of Iranian university students and can be used as a suitable instrument in psychological research.

Keywords: academic entitlement, factor structure, reliability, validity, students

دریافت: ۹۶/۱/۳
پذیرش: ۹۶/۸/۷

received: 23 March 2017
accepted: 29 October 2017

این مقاله برگرفته از پایان‌نامهٔ دکتری روان‌شناسی تربیتی دانشگاه شیراز است.

Contact information: minmah2431bod@yahoo.com

مقدمه

از سال ۲۰۰۲ نسلی پا به دانشگاه گذاشت که باعث شد بررسی محق‌پنداری تحصیلی برای پژوهشگران از یک علاقه به یک اولویت تبدیل شود (رینهارت، ۲۰۱۲). این دانشجویان داشتن حق انتخاب، مهار و دست‌یابی به رضایت فوری را در محیط آموزشی، صرف‌نظر از حد تلاش، امری معمول می‌شمردند (کیانی، سامرز و ایستر، ۲۰۰۸). آن‌ها همواره انتظارات تحصیلی زیادی داشتند و خود را سزاوار بهترین رفتار استادانشان می‌دانستند و در عین حال تمایلی به صرف انرژی برای رسیدن به موفقیت نداشتند و در صورت برآورده نشدن نیازها و انتظارهایشان برآشفته می‌شدند. این روند ادامه یافته و هم‌اکنون نیز نظام آموزشی با دانشجویانی روبه‌روست که خود را سزاوار نمرهٔ «الف» می‌دانند، فقط به این دلیل که در جلسه‌های کلاس حضور پیدا کرده‌اند یا این‌که فکر می‌کنند استاد موظف است روش تدریس و زمان‌بندی امتحانات را برای آسودگی آن‌ها تغییر دهد. این دانشجویان ممکن است تصور کنند استادان مسئول یادگیری آن‌ها هستند و باید مواد درسی را آن‌قدر ساده کنند که فهم آن‌ها برای همهٔ دانشجویان کلاس ممکن شود. این افراد بر این باورند که دلیل عملکرد ضعیف آن‌ها بی‌کفایتی استاد در تدریس است و زمانی که استاد خطمشی خود را به دلخواه این دانشجویان تغییر نمی‌دهد و بر اساس تلاش و توانایی یادگیرندگان به آن‌ها نمره می‌دهد، ممکن است رفتاری اهانت‌آمیز در پیش بگیرند و حتی درصدد مجازات قانونی استاد برآیند (هسر، ۲۰۱۳).

در گذشته واژهٔ محق‌پنداری[1] به متون روان‌تحلیلگری خودشیفتگی مربوط بود. امروزه هم محق‌پنداری را بخشی از مفهوم خودشیفتگی در نظر می‌گیرند، به طوری که یکی از ملاک‌های نه‌گانهٔ تشخیصی اختلال شخصیت خودشیفته[2] در پنجمین نسخهٔ راهنمای تشخیصی و آماری اختلال‌های روانی[3] (DSM-V) قرار گرفته است (انجمن روان‌پزشکی امریکا، ۲۰۱۳). در DSM-V، محق‌پنداری «انتظارهای نامعقول، خصوصاً انتظار رفتار دلخواه یا برآوردن فوری توقعات» تعریف شده است (انجمن روان‌پزشکی امریکا، ۲۰۱۳).

کوپ، زین، فینی و جوریچ (۲۰۱۱) بین محق‌پنداری عمومی[4] و محق‌پنداری تحصیلی تمایز قائل شده و ریشهٔ محق‌پنداری عمومی را در آثار نظری مرتبط با خودشیفتگی و محق‌پنداری تحصیلی را به صورت مفهومی کاملاً متفاوت در نظر گرفته‌اند. آن‌ها تأکید می‌کنند که در محق‌پنداری عمومی افراد احساس می‌کنند، به دلیل برتری ذاتی بر دیگران، سزاوار رفتار یا امتیازهای خاص هستند، اما ریشهٔ محق‌پنداری تحصیلی درک یادگیرندگان از نقش خود به عنوان مصرف‌کننده[5] در بافت تحصیلی است.

دابوفسکی (۱۹۸۶) اولین کسی بود که مفهوم محق‌پنداری را در بافت تحصیلی مطرح کرد. وی از مشاهده و مصاحبه با دانشجویان دانشکدهٔ پزشکی، دریافت که دانشجویان پنج مشخصه دارند که نمایان‌گر محق‌پنداری در رفتار تحصیلی است. او ابتدا مشاهده کرد که به نظر دانشجویان دانش حقّی است که باید با صرف حداقل تلاش، تقلا و زحمت دریافت شود. سپس متوجه انتظار عمومی در دانشجویان شد، مبنی بر این‌که دیگران باید همهٔ دانش ضروری را از بیرون با راهنمایی و آموزش فراهم کنند و در این میان حداقل میزان مسئولیت‌پذیری[6] یا تلاش متوجه دانشجوست. در مرحلهٔ سوم متوجه شد که مسئولیت مشکلات یادگیری را به جای یادگیرنده به استاد، درس و دانشگاه یا مؤسسه نسبت می‌دهند. مورد بعدی که دابوفسکی به آن اشاره می‌کند باوری است که بر پایهٔ آن دانشجویان انتظار دارند که همگی آنان صرف‌نظر از حد تلاش یا توانایی، تحسین و پاداش برابر دریافت کنند. و بالاخره دابوفسکی دریافت که دانشجویان اغلب نیازی ضروری برای تسکین نگرانی‌های تحصیلی دارند که عموماً آن را به شکل خصومت‌آمیز و با بی‌احترامی بروز می‌دهند.

پس از دابوفسکی (۱۹۸۶) دنیای علم مفهوم محق‌پنداری تحصیلی را به مدت ۲۰ سال دست‌نخورده باقی گذاشت. اما اخیراً علاقه به این موضوع افزایش یافته و گروه‌های مختلف

1. entitlement
2. Narcissistic Personality Disorder
3. Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders, Fifth Edition (DSM-V)
4. generalized entitlement
5. consumer
6. responsibility

پژوهشگران کار خود را برای فهم دقیق‌تر این مفهوم و تشخیص روشن این سازه شروع کرده‌اند (آکاکوسو، ۲۰۰۲؛ گرینبرگر، لزارد، چن و فاروجیا، ۲۰۰۸؛ چونینگ و کمپبل، ۲۰۰۹؛ کوپ و دیگران، ۲۰۱۱؛ هسر، ۲۰۱۳؛ ترنیپسید و کوهن، ۲۰۱۵). این تجدید علاقه به شکل‌گیری دامنهٔ وسیعی از تعاریف برای اصطلاح محق‌پنداری تحصیلی منجر شده است، البته بیشتر این تعاریف با یکدیگر مشابه و به مفهوم‌سازی اولیهٔ دابوفسکی (۱۹۸۶) نزدیک است (هسر، ۲۰۱۳).

پژوهشگران عموماً بر سر این موضوع توافق دارند که محق‌پنداری تحصیلی شامل انتظار بالا برای کسب نتایج مطلوب تحصیلی، توقع از استادان برای تطبیق دادن خود با دانشجو و امتیاز دادن به آن‌هاست (آکاکوسو، ۲۰۰۲؛ گرینبرگر و دیگران، ۲۰۰۸؛ چونینگ و کمپبل، ۲۰۰۹؛ کوپ و دیگران، ۲۰۱۱). اما محق‌پنداری تحصیلی علاوه بر چنین انتظارات بالایی، شامل کاهش احساس مسئولیت‌پذیری شخصی و تلاش فردی برای به دست آوردن نتایج و امتیازها هم هست (آکاکوسو، ۲۰۰۲؛ گرینبرگر و دیگران، ۲۰۰۸؛ چونینگ و کمپبل، ۲۰۰۹؛ کوپ و دیگران، ۲۰۱۱). مؤلفهٔ دیگر محق‌پنداری تحصیلی تظاهرات هیجانی و رفتاری در فرد است (گرینبرگر و دیگران، ۲۰۰۸؛ چونینگ و کمپبل، ۲۰۰۹). این تظاهرات رفتاری به صورت بحث کردن[1] و وادار کردن[2] استاد برای کسب نمره یا رودرروی معلم ایستادن[3] برای تغییر در شیوهٔ کلاس‌داری بروز کند. بر این اساس، چونینگ و کمپبل (۲۰۰۹) ادعا می‌کنند رفتارهای غیرمتمدنانهٔ[4] دانشجو ریشه در محق‌پنداری تحصیلی دارد. به این معنا که دانشجویان محق‌پندار به احتمال بیشتر در کلاس درس مطالب غیرمرتبط می‌خوانند، کلاس را زود ترک می‌کنند یا دیر سر کلاس می‌آیند، از لپ‌تاپ و اینترنت یا تلفن همراه سر کلاس استفاده می‌کنند.

پژوهش‌ها نشان می‌دهد پدیدهٔ محق‌پنداری، علاوه بر تنزل رتبهٔ مؤسسه‌های آموزشی (مورو، ۱۹۹۴)، پیامدهایی منفی مانند بی‌صداقتی تحصیلی (گرینبرگر و دیگران، ۲۰۰۸)، اهمال‌کاری (چونینگ و کمبل، ۲۰۰۹) و سایر سوءرفتارهای تحصیلی، برای دانشجویان دارد.

بحث‌های زیادی در مورد شیوهٔ جذب دانشجو توسط دانشگاه‌ها، به عنوان عوامل تعیین‌کنندهٔ محق‌پنداری، مطرح شده است (رینهارت، ۲۰۱۲). جذب و حفظ دانشجو اولویت روبه‌گسترش برای مؤسسه‌های آموزش عالی در دنیای امروز شده (مارینگ، ۲۰۰۶) و با افزایش پیوستهٔ شهریه‌ها مسئلهٔ مهم برای دانشگاه‌ها راضی‌نگه‌داشتن دانشجویان تا حد ممکن است (رینهارت، ۲۰۱۲). بی‌شک این شرایطی نیست که فقط دنیای غرب را نگران کرده باشد، سیر نزولی تعداد دانشجویان در سال‌های اخیر و خالی ماندن صندلی‌های بسیاری از دانشگاه‌ها در کشور، فاجعهٔ محق‌پنداری را در دانشجویان به اوج رسانده است.

اهمیت بررسی این مفهوم نیاز به بررسی سازهٔ محق‌پنداری و معرفی ابزار مناسب برای سنجش آن را مطرح کرده است. به همین دلیل، برخی از پژوهشگران برای ابداع مقیاس مناسب محق‌پنداری تحصیلی کوشیده‌اند (آکاکوسو، ۲۰۰۲؛ گرینبرگر و دیگران، ۲۰۰۸؛ چونینگ و کمبل، ۲۰۰۹). بنسون (۱۹۹۸) سه مرحله را برای ساخت ابزار و اطمینان از روایی سازه مطرح کرد: مرحلهٔ اساسی[5]، مرحلهٔ ساختاری[6] و مرحلهٔ بیرونی[7]. مرحلهٔ اساسی شامل تعریف سازهٔ مورد اندازه‌گیری چه به لحاظ نظری چه به لحاظ کاربردی است. پژوهشگران در مرحلهٔ ساختاری چگونگی ارتباط متغیرهای مشاهده‌شده را بررسی و بر این اساس از روش تحلیل عامل و تخمین اعتبار[8] استفاده می‌کنند. بالاخره مرحلهٔ بیرونی شامل بررسی رابطهٔ سازهٔ مورد بررسی با دیگر سازه‌هاست تا معلوم شود این روابط با انتظارهای نظری مطرح‌شده در مرحلهٔ اساسی هم‌راستاست یا نه.

مقیاسی که آکاکوسو در سال ۲۰۰۲ برای بررسی محق‌پنداری تحصیلی مطرح کرد شامل دو عامل باورهای محق‌پندارانه[9] (مثال استادان باید قوانین را برای من تغییر دهند) و رفتارهای محق‌پندارانه[10] (برای مثال اگر احساس کنم سزاوار

1. negotiating
2. persuading
3. confronting
4. incivility behavior
5. substantive stage
6. structural stage
7. external stage
8. reliability
9. entitlement beliefs
10. entitlement actions

نمرهٔ بالاتری هستم، این موضوع را به استاد می‌گویم) بود. اما آکاکوسو فقط این مقیاس را روی دانشجویان کالج بررسی کرد و مشخص نکرد این مقیاس برای سایرین مثلاً دانشجویان کارشناسی یا بالاتر هم مناسب است یا نه. آکاکوسو (۲۰۰۲) برای ساخت مقیاس ۵۰ مادّه بر اساس مصاحبه با استادان (سؤال از استادان در مورد نمونهٔ رفتارهای محق‌پندارانه) طراحی کرد. ۲۵ مادّه دیگر براساس تمرکز بر گروه دانشجویان اضافه شد. اگرچه وی توانسته است ادبیات پژوهش جامعی در مورد محق‌پنداری تدوین کند، رابطهٔ بین این پژوهش‌ها و چگونگی ساخت مقیاس مبهم است، بنابراین طبق دیدگاه بنسون (۱۹۹۸) مقیاس آکاکوسو از نظر مرحلهٔ اساسی ضعف دارد.

پس از آکاکوسو (۲۰۰۲)، گرینبرگر و دیگران (۲۰۰۸) مقیاسی ۱۵مادّه‌ای برای سنجش محق‌پنداری تحصیلی دانشجویان تحصیلات تکمیلی تدوین کردند. آن‌ها تعریف کمبل، بوناچی، شلتون، اکسلاین و بوشمن (۲۰۰۴) را مبنای ساخت این مقیاس قرار دادند: احساسی فراگیر که بر اساس آن شخص خود را سزاوار منابع بیشتر می‌داند و خود را بیش از دیگران مستحق می‌پندارد. آن‌ها برای ساخت مقیاس، مبانی نظری محدودی ارائه کرده‌اند و بنابراین مرحلهٔ اساسی بنسون (۱۹۹۸) را با دقت در نظر نگرفته‌اند. همسانی درونی مقیاس بالا گزارش شده (α =۰/۸۷)، اما ساختار مقیاس بررسی نشده است. برای احراز روایی بیرونی نیز گرینبرگر و و دیگران (۲۰۰۸) همبستگی مقیاس خود را با مقیاس‌های متعدد بررسی کردند و دریافتند که همبستگی این مقیاس با دیگر مقیاس‌های محق‌پنداری عمومی مثبت و با حرمت خود[1]، جهت‌گیری شغلی و تعهد اجتماعی منفی است، اما هیچ فرضیه و مبانی نظری قابل قبولی برای این رابطه‌ها از سوی آن‌ها مطرح نشده است (کاپ، زین و فینی، جوریچ، ۲۰۱۱).

چونینگ و کمبل (۲۰۰۹) با مرتفع ساختن نقاط ضعف مقیاس‌های پیشین برای سنجش محق‌پنداری تحصیلی، دو بُعد اصلی را مشخص کردند: مسئولیت بیرونی‌شده[2] و حق‌به‌جانبی[3]. بُعد اول بر مسئولیت دانشجو و استاد تمرکز یافته است. برای مثال، محق‌پنداران افراطی وظیفهٔ بی‌چون و چرای استاد می‌دانند که از تسلط دانشجو بر مطالب درسی اطمینان حاصل کند یا در کار گروهی، کنار نشستن و محول کردن عمدهٔ تکالیف به دیگران، برای دانشجو امری معمول است.

اما بُعد حق‌به‌جانبی بر انتظار دانشجویان از خط‌مشی استادان و راهبردهای نمره‌گذاری آن‌ها تمرکز دارد. برای مثال، محق‌پنداران از استاد انتظار دارند اگر نمرهٔ آن‌ها به نمرهٔ قبولی نزدیک باشد، نمره‌ها را روی نمودار ببرد یا این‌که استاد باید کلاسی سرگرم‌کننده و جذاب داشته باشد. نمره‌های بالا در این بُعد نشان‌دهنده انتظارات انعطاف‌ناپذیر و خاص دانشجو از رفتار استاد و سیستم نمره‌گذاری وی است (چونینگ و کمبل، ۲۰۰۹).

ترنیپسید و کوهن (۲۰۱۵) ضریب آلفای کرونباخ را برای بعد حق‌به‌جانبی ۰/۷۷ و مسئولیت بیرونی‌شده ۰/۸۳ محاسبه کردند و ضرایب مطلوبی به دست آوردند. وایت (۲۰۱۱) همسانی درونی هریک از خرده‌مقیاس‌ها را محاسبه کرد و ضرایب همبستگی با نمرهٔ کل را برای مسئولیت بیرونی‌شده از ۰/۴۰ تا ۰/۵۸ و برای حق‌به‌جانبی از ۰/۲۷ تا ۰/۵۱ و هم‌چنین، با محاسبهٔ ضریب آلفای کرونباخ، اعتبار مناسب برای مسئولیت بیرونی‌شده (۰/۸۱) و حق‌به‌جانبی (۰/۶۲) به دست آورد. اولسون (۲۰۱۴) در پژوهش خود دریافت که ضریب آلفای کرونباخ برای مسئولیت بیرونی‌شده ۰/۸۱ و برای حق‌به‌جانبی ۰/۶۲ است. وی رابطهٔ مقیاس محق‌پنداری روان‌شناختی و خودشیفتگی را با این مقیاس مثبت معنادار و این رابطه را با مهار درونی منفی معنادار گزارش کرد. علاوه بر این رینهارت (۲۰۱۲) ضریب آلفای کرونباخ را برای بعد حق‌به‌جانبی ۰/۵۹ و برای مسئولیت بیرونی‌شده ۰/۷۲ به‌دست آورد. تیلور، بایلی و باربر (۲۰۱۵) در پژوهش خود نشان دادند این مقیاس روایی همگرا (همبستگی مثبت و معنادار با محق‌پنداری روان‌شناختی و خودشیفتگی) و روایی واگرا (همبستگی منفی و معنادار با وظیفه‌گرایی[4] و مهار شخصی[5]) دارد.

بنابراین در کل این مقیاس از نظر ملاک‌های بنسون (۱۹۹۸) پذیرفتنی است و پژوهشگران پیشین شاخص‌های روان‌سنجی مناسب برای آن ذکر کرده‌اند.

1. self esteem
2. externalized responsibility
3. entitled expectations
4. conscientiousness
5. personal control

بنابراین با توجه به مطالب ذکرشده مبنی بر ضرورت وجود ابزارهای معتبر برای سنجش محق‌پنداری تحصیلی، این پژوهش به دنبال پاسخگویی به این سؤال است که آیا نسخهٔ فارسی مقیاس محق‌پنداری تحصیلی چونینگ و کمبل (۲۰۰۹) روایی و اعتبار مناسب در نمونهٔ دانشجویان دارد یا نه.

روش

این پژوهش از نوع همبستگی و جامعهٔ آماری آن شامل دانشجویان دورهٔ کارشناسی دانشگاه شیراز بود که در سال تحصیلی ۱۳۹۵-۱۳۹۴ مشغول به تحصیل بودند. بر اساس دیدگاه کلاین (۲۰۱۰) تعداد افراد نمونه در تحلیل باید حداقل ۱۰ تا ۲۰ نمونه به ازای هر متغیر در نظر گرفته شود. بنابراین در این پژوهش ۴۵۱ نفر از دانشجویان (۲۰۶ پسر و ۲۴۵ دختر) به شیوهٔ نمونه‌برداری تصادفی خوشه‌ای چندمرحله‌ای از دانشکده‌های دانشگاه شیراز انتخاب شدند. بدین صورت که ابتدا از هر دانشکده دو بخش و از هر بخش دو کلاس به صورت تصادفی انتخاب و سپس همهٔ دانشجویان حاضر در کلاس‌ها ارزیابی شدند. شایان ذکر است که سن شرکت‌کنندگان در پژوهش ۱۸ تا ۲۲ سال در نظر گرفته شد. در جدول ۱ توزیع گروه نمونه برحسب دانشکده و جنس آمده است.

جدول ۱

توزیع گروه نمونه برحسب دانشکده و جنس

دانشکده	زن	مرد	کل	درصد
مهندسی	۶۳	۶۲	۱۲۵	۲۷/۷۲
حقوق و علوم سیاسی	۴۴	۵۱	۹۵	۲۱/۰۶
ادبیات و علوم انسانی	۳۳	۲۹	۶۲	۱۳/۷۵
علوم پایه	۴۰	۳۳	۷۳	۱۶/۱۹
علوم اجتماعی	۶۵	۳۱	۹۶	۲۱/۲۹

برای تهیهٔ نسخه فارسی مقیاس محق‌پنداری تحصیلی، ابتدا فرم اصلی مقیاس را پژوهشگر با همکاری چند نفر مترجم زبان انگلیسی و متخصص تعلیم و تربیت ترجمه کرد و سپس فرم ترجمه‌شدهٔ مقیاس با روش معکوس به انگلیسی برگردانده شد و اصلاحات لازم به عمل آمد. برای تعیین روایی صوری، پرسشنامه روی یک نمونهٔ ۵۰ نفری از دانشجویان اجرا شد. حین اجرا از آزمودنی‌ها خواسته شد سؤال‌های مبهم را مشخص کنند. پس از تعیین سؤال‌های مبهم از نظر دانشجویان، به منظور برطرف ساختن ابهام، اصلاح‌های لازم به عمل آمد و نسخهٔ نهایی تهیه شد. در آخر، روایی محتوایی و صوری نسخهٔ نهایی مقیاس محق‌پنداری تحصیلی را دو متخصص حوزهٔ روان‌شناسی تربیتی تأیید کردند.

مقیاس محق‌پنداری تحصیلی (چونینگ و کمبل، ۲۰۰۹). این مقیاس ۱۵ مادّه‌ای برای ارزیابی انتظار غیرمعقول افراد برای موفقیت، بدون توجه به تلاش خود، طراحی شده و دارای دو بُعد مسئولیت بیرونی‌شده (۱۰ مادّه) و حق‌به‌جانبی (۵ مادّه) است. بُعد اول بر مسئولیت دانشجو و استاد تمرکز یافته، اما بعد حق‌به‌جانبی بر انتظار دانشجویان از خطمشی استادان و راهبردهای نمره‌گذاری آن‌ها متمرکز است. نمره‌های بالا در این بُعد نشان‌دهندهٔ انتظارات انعطاف‌ناپذیر و خاص دانشجو از رفتار استاد و سیستم نمره‌گذاری اوست. این مقیاس دارای درجه‌بندی لیکرتی پنج‌درجه‌ای از کاملاً درست (نمرهٔ ۵) تا کاملاً نادرست (نمرهٔ ۱) است.

چونینگ و کمبل (۲۰۰۹) برای طراحی این ابزار، از روش تحلیل عامل اکتشافی استفاده کردند. دو عامل به‌دست‌آمده در تحلیل عامل تقریباً ۴۰درصد از واریانس کل را تبیین می‌کند (عامل اول ۲۴/۳۸درصد و عامل دوم ۱۴/۸۲درصد از واریانس را تبیین می‌کند). این پژوهشگران هم‌چنین از روش همسانی درونی استفاده کردند و همبستگی نمره‌های هر یک از مادّه‌ها را با نمرهٔ کل زیرمقیاس مربوط اندازه گرفتند. یافته‌ها ضرایب بین ۰/۴۰ تا ۰/۵۸ را برای بعد مسئولیت بیرونی‌شده و ۰/۲۷ تا ۰/۵۰ را برای بعد حق‌به‌جانبی به دست داد. آنان برای تعیین اعتبار مقیاس ضریب آلفای کرونباخ را به کار بردند و برای بُعد اول (مسئولیت بیرونی‌شده) ضریب ۰/۸۱ و برای بُعد دوم (حق‌به‌جانبی) ضریب ۰/۶۲ به دست آمد.

برای اندازه‌گیری اعتبار مقیاس محق‌پنداری تحصیلی، همسانی درونی مادّه‌ها با ضریب آلفای کرونباخ و ضریب همبستگی پیرسون هر مادّه با زیرمقیاس مربوط محاسبه شد. هم‌چنین روایی ساختاری این مقیاس و پاسخ به این پرسش که

آیا ساختار دوعاملی درنظرگرفته‌شده در مقیاس اصلی چونینگ و کمبل (۲۰۰۹) تأیید می‌شود، با روش تحلیل عامل تأییدی آزمون شد. روایی واگرای مقیاس، نیز با استفاده از همبستگی مؤلفه‌های مقیاس مهار[1] (پولهاس، ۱۹۸۳) با مؤلفه‌های مقیاس محق‌پنداری تحصیلی بررسی شد.

یافته‌ها

تحلیل داده‌ها نشان داد با وجود مراقبت‌های صورت‌گرفته در خصوص تأکید به شرکت‌کنندگان پژوهش مبنی بر تکمیل کامل پرسشنامه‌ها، تعدادی از پرسشنامه‌ها دارای مادّهٔ بی‌پاسخ بود (۶/۵درصد کل داده‌ها). بنابراین از روش جایگزینی با میانگین استفاده و اندازه‌های ازدست‌رفتهٔ هر متغیر با میانگین آن مادّه جایگزین شد.

برای ردیابی داده‌های پرت چندمتغیری نیز از شاخص فاصلهٔ مهالانوبیس[2] استفاده شد. فاصلهٔ مهالانوبیس فاصله‌ای است که هر مورد با مرکز هندسی دارد (میرز، گامست و گارینو، ۱۳۹۱/۲۰۰۶). با در نظرگرفتن معیار فاصلهٔ قابل توجه یک مورد نسبت به سایر موارد، هم‌چنین شاخص‌های P1 (احتمال بیشتر بودن مقدار واقعی فاصلهٔ مهالانوبیس برای مورد مشاهده‌شده از مقدار برآوردشدهٔ مورد نظر) کوچک‌تر از ۰/۰۵، ۲۷ مورد به عنوان موارد پرت شناسایی و از نمونه حذف شد. برای بررسی نرمال بودن چندمتغیری نیز از ضریب ماردیا[3] استفاده شد. مقدار این ضریب تأیید نرمال بودن چندمتغیری بود.

برای بررسی خطی بودن رابطهٔ متغیرهای پژوهش، ماتریس‌های نمودار پراکندگی و هم‌چنین نمودار پراکندگی باقیمانده‌ها بررسی شد. در ماتریس نمودارهای پراکندگی، همهٔ نمودارها تقریباً بیضی‌شکل بود و خطی بودن رابطهٔ متغیرهای مشاهده‌شدهٔ پژوهش را نشان داد. نمودار پراکندگی باقیمانده‌ها نیز منحنی‌شکل نبود و به صورت مستطیلی اطراف مقدار باقیمانده‌های صفر متمرکز بود که رابطهٔ خطی بین نمره‌های متغیر وابستهٔ پیش‌بینی‌شده و خطاهای پیش‌بین را نشان می‌داد.

جدول ۲

ضرایب همبستگی مادّه‌ها با نمرهٔ کل هر زیرمقیاس و آلفای کرونباخ در صورت حذف مادّه

مسئولیت بیرونی‌شده			انتظار حق		
مادّه	ضریب همبستگی	آلفای کرونباخ	مادّه	ضریب همبستگی	آلفای کرونباخ
۱	۰/۵۷	۰/۷۸	۱۱	۰/۷۱	۰/۷۸
۲	۰/۲۹	۰/۸۱	۱۲	۰/۵۸	۰/۷۹
۳	۰/۵۵	۰/۷۹	۱۳	۰/۵۵	۰/۷۹
۴	۰/۵۶	۰/۷۸	۱۴	۰/۷۶	۰/۷۸
۵	۰/۶۳	۰/۷۸	۱۵	۰/۷۳	۰/۷۸
۶	۰/۵۸	۰/۷۸			
۷	۰/۵۱	۰/۷۹			
۸	۰/۵۶	۰/۷۸			
۹	۰/۵۱	۰/۷۹			
۱۰	۰/۵۹	۰/۷۸			

چنان که در جدول ۲ ملاحظه می‌شود، کمترین ضریب همبستگی بین مادّه‌های مقیاس مسئولیت بیرونی‌شده با نمرهٔ کل مقیاس ۰/۲۹ است (زیر ۰/۳۰) و با حذف این مادّه ضریب آلفای کرونباخ مقیاس افزایش می‌یابد (از ۰/۷۹ به ۰/۸۱).

در مواردی که پژوهشگر مایل است عامل‌های قابل استخراج را به تعداد معین محدود و نیز الگوهای به‌خصوصی از رابطه میان متغیرهای اندازه‌گیری‌شده و عامل‌های مشترک تعیین کند و قرار باشد این عمل به گونهٔ پیش‌تجربی انجام شود، می‌توان از تحلیل عامل تأییدی استفاده کرد (هومن و عسگری، ۱۳۸۴ نقل از ابراهیمی، عابدی، یارمحمدیان و فرامرزی، ۱۳۹۵). بنابراین، از آنجا که سازندگان مقیاس محق‌پنداری تحصیلی عوامل این مقیاس و رابطهٔ بین متغیرهای اندازه‌گیری‌شده و عامل‌های مشترک را از قبل مشخص کرده‌اند، در این پژوهش ساختار عاملی مقیاس با تحلیل عاملی تأییدی بررسی شد.

به منظور بررسی برازش عاملی از آماره‌های نیکویی برازش مطلق[4] شامل مجذور خی (χ^2) و شاخص برازندگی[5] (GFI) و شاخص‌های برازندگی افزایشی[6] شامل شاخص برازندگی

1. Spheres of Control Scale
2. Mahalanobis distance
3. Mardia's coefficient
4. absolute measures
5. Goodness of Fit Index
6. Incremental Measures

تطبیقی[1] (CFI) و شاخص توکرلویس[2] (TLI) و شاخص‌های برازش مقتصد[3] شامل ریشهٔ دوم واریانس خطای تقریب (RMSEA) و شاخص برازندگی تطبیقی مقتصد (PCFI) شاخص برازندگی هنجارشدهٔ مقتصد (PNFI) استفاده شد. چنانچه شاخص RMSEA کمتر از ۰/۰۸ و شاخص‌های GFI و CFI و TLI بیشتر از ۰/۹۰ و شاخص‌های PCFI و PNFI بیشتر از ۰/۵ باشد، برازش مدل مناسب است. در این پژوهش آماره‌های برازش مدل اولیهٔ مربوط به عوامل، برازش مناسبی را نشان نمی‌داد و با توجه به اصلاحات پیشنهادی نرم‌افزار تغییراتی داده و مادّهٔ ۲ به دلیل پایین بودن بار عاملی حذف شد. سایر مادّه‌ها در عاملی که انتظار می‌رفت جا گرفتند و دامنهٔ بار عاملی مادّه‌ها برای عامل مسئولیت بیرونی‌شده بین ۰/۴۰ تا ۰/۵۹ و برای عامل حق‌به‌جانبی بین ۰/۴۰ تا ۰/۶۹ بود. شاخص‌های نیکویی برازش مدل در جدول ۳ دیده می‌شود.

جدول ۳

شاخص‌های برازش مقیاس محق‌پنداری تحصیلی

مدل	شاخص‌های کلی برازش								
	مطلق			تطبیقی			مقتصد		
	χ^2	χ^2/df	P	GFI	TLI	CFI	PNFI	PCFI	RMSEA
مقادیر	۱۸۲/۰۴	۲/۰۷	۰/۰۰۱	۰/۹۵	۰/۹۰	۰/۹۲	۰/۷۲	۰/۷۷	۰/۰۴
مقدار قابل قبول	–	< ۳/۰۰	>۰/۰۵	>۰/۹	>۰/۹	>۰/۹	>۰/۵	>۰/۵	<۰/۰۸

در جدول ۴ مادّه‌ها، عوامل، بارهای عاملی، مقدار t، خطای استاندارد و سطح معناداری آورده شده است.

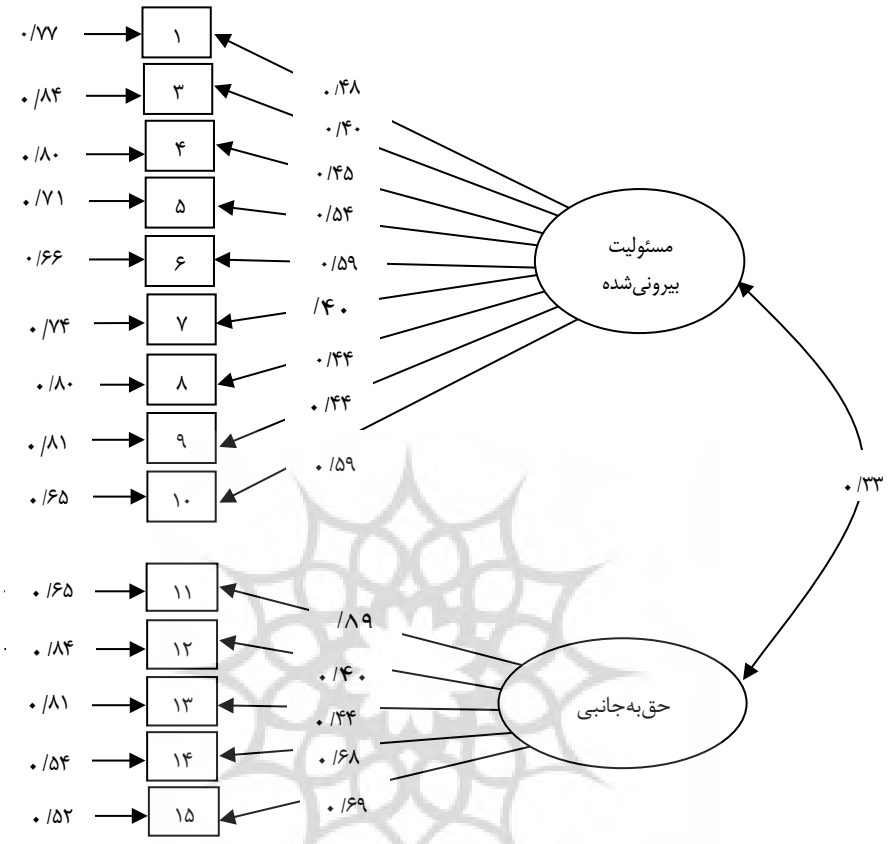
جدول ۴

مادّه‌ها، عوامل، بارهای عاملی، مقدار t، خطای استاندارد و سطح معناداری

مادّه‌ها	عوامل		SD	t	P
	مسئولیت بیرونی‌شده	انتظار حق			
۱. لزومی ندارد در کلاس مشارکت داشته باشم، چون استاد حقوق می‌گیرد که درس بدهد نه این‌که سؤال کند.	۰/۴۸		۰/۱۰	۷/۹۵	۰/۰۰۱
۳. انگیزه‌ای برای تلاش زیاد در کار گروهی ندارم چون اعضای دیگر گروه آن را انجام می‌دهند.	۰/۴۰		۰/۱۰	۶/۷۵	۰/۰۰۱
۴. من معتقدم دانشگاه منابع مورد نیاز را برای موفقیت من فراهم نمی‌کند.	۰/۴۵		۰/۱۳	۷/۴۶	۰/۰۰۱
۵. اکثر استادان واقعاً نمی‌دانند در مورد چه چیز صحبت می‌کنند.	۰/۵۴		۰/۱۳	۸/۶۳	۰/۰۰۱
۶. اگر نتوانم از استاد وقت بگیرم و در یک واحد درسی ضعیف عمل کنم، مقصر استاد است.	۰/۵۹		۰/۱۱	۹/۱۸	۰/۰۰۱
۷. من باور دارم این وظیفهٔ من است که منابع مورد نیاز برای موفقیت در دانشگاه را جست‌وجو کنم.	۰/۴۰		۰/۱۰	۶/۷۹	۰/۰۰۱
۸. اگر سرم شلوغ باشد قابل قبول است که در تکلیف گروهی کنار بنشینم و بگذارم بقیه بیشتر کار کنند.	۰/۴۴		۰/۱۱	۷/۴۱	۰/۰۰۱
۹. برای تکلیف گروهی من باید نمره‌ای یکسان با دیگر اعضای گروه بگیرم، صرف‌نظر از این‌که چقدر تلاش کرده‌ام.	۰/۴۴		۰/۱۱	۷/۳۶	۰/۰۰۱
۱۰. استادان فقط کارمندانی هستند که برای تدریس حقوق می‌گیرند.	۰/۵۹		–	–	۰/۰۰۱
۱۱. استادان ملزم به کمک کردن به من هستند تا برای امتحانات آماده شوم.		۰/۵۹	۰/۰۹	۱۰/۱۲	۰/۰۰۱
۱۲. استادانی خوب هستند که سرگرم‌کننده باشند.		۰/۴۰	۰/۰۸	۷/۲۲	۰/۰۰۱
۱۳. اگر من حدود نمره دلخواهم را گرفته باشم، استادان باید در نمرهٔ من تجدیدنظر کنند.		۰/۴۴	۰/۰۷	۷/۸۳	۰/۰۰۱
۱۴. هرگز نباید برای تکلیفی که تحویل داده‌ام به من صفر بدهند.		۰/۶۸	۰/۱۰	۱۱/۲۲	۰/۰۰۱
۱۵. اگر نمرهٔ من به نمرهٔ بالاتر نزدیک باشد، استادان باید نمره‌ام را روی نمودار ببرند.		۰/۶۹	–	–	۰/۰۰۱

1. Comparative Fit Index
2. Tucker Lewis Index
3. Parsimony Measures

آمارهٔ خی‌دو سطح معناداری کمتر از ۰/۰۵ دارد، از آنجا که این آماره به حجم نمونه حساس و در حجم نمونهٔ بالا اغلب معنادار است و با توجه به این‌که سایر شاخص‌های برازش، برازش مطلوب مدل را نشان می‌دهد، می‌توان نتیجه گرفت که آماره‌های برازش مدل اصلاح‌شده بیان‌کنندهٔ ساختار نظری مناسب مقیاس است. بار عاملی مادّه‌ها در شکل ۱ دیده می‌شود.



شکل ۱. نتایج تحلیل عامل تأییدی مقیاس محق‌پنداری تحصیلی

برای بررسی روایی واگرا، همبستگی نمره‌های مؤلفه‌های دو مقیاس محق‌پنداری تحصیلی و مهار ادراک‌شده را بررسی کردیم که در جدول ۵ دیده می‌شود. ضرایب همبستگی از ۰/۲۴- تا ۰/۵۵- متغیر بود و روایی واگرای مقیاس را نشان می‌داد.

جدول ۵

همبستگی عامل‌های محق‌پنداری تحصیلی و مهار ادراک‌شده

متغیرها	۱. مهار شخصی	۲. مهار بین فردی	۳. مهار ادراک‌شده
۱. مسئولیت بیرونی‌شده	-۰/۵۳*	-۰/۴۴*	-۰/۵۵*
۲. حق‌به‌جانبی	-۰/۲۹*	-۰/۲۴*	-۰/۳۱*
۳. محق‌پنداری تحصیلی	-۰/۴۹*	-۰/۴۱*	-۰/۵۱*

*P < ۰/۰۱

چنان که در جدول ۶ گزارش شده است، بین همهٔ زیرمقیاس‌های مقیاس با یکدیگر و هم‌چنین نمرهٔ کل مقیاس ضرایب همبستگی معنادار و مستقیم وجود دارد. هم‌چنین ضریب آلفای کرونباخ همهٔ زیرمقیاس‌ها بیشتر از ۰/۷۰ و بنابراین دارای همسانی درونی مطلوب است.

جدول ۶

میانگین، انحراف استاندارد، ضرایب همبستگی و آلفای کرونباخ زیرمقیاس‌ها

زیرمقیاس	M	SD	۱	۲	۳	آلفای کرونباخ
۱. مسئولیت بیرونی‌شده	۲۱/۰۰	۵/۳۸	-			۰/۷۲
۲. حق‌به‌جانبی	۱۵/۱۱	۳/۷۳	۰/۵۵*	-		۰/۷۰
۳. نمرهٔ کل	۳۶/۱۰	۸/۰۵	۰/۹۲*	۰/۸۳*	-	۰/۸۱

*P < ۰/۰۱

بحث

در سال‌های اخیر محق‌پنداری تحصیلی چالشی نو در آثار روان‌شناسی پدید آورده است. در تعریف دقیق این سازه به مفهوم مهار بیرونی تکیه می‌شود، از آن جهت که دانشجویان محق‌پندار مسئولیت نتایج تحصیلی خود را به بیرون واگذار می‌کنند و هنگام کسب پیامد فکر می‌کنند کنترل کمتری روی امور دارند. این امر سبب می‌شود محق‌پنداران علت نتایج خود را در منابع بیرونی جست‌وجو کنند (چونینگ و کمبل، ۲۰۰۹). پیامدهایی که این معضل تحصیلی به بار خواهد آورد، نظام آموزش عالی را متوجه آسیب‌هایی سنگین خواهد ساخت. از این‌رو در این پژوهش با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس محق‌پنداری تحصیلی در پی آن بودیم که با معرفی مقیاسی پذیرفتنی راهی برای شناخت این سازه در ایران بگشاییم. تاکنون ابزارها و مقیاس‌های معدود برای سنجش محق‌پنداری تحصیلی تدوین و طراحی شده، که یکی از معتبرترین آن‌ها مقیاس محق‌پنداری تحصیلی چونینگ و کمبل (۲۰۰۹) است. این مقیاس نوعی ابزار امیدبخش برای سنجش این سازه در دو بُعد مسئولیت بیرونی‌شده و حق‌به‌جانبی است و برای تشخیص افرادی مفید است که در محیط آموزشی همواره حق را متوجه خود و مسئولیت را متوجه بیرون می‌دانند. به این دلیل که این مقیاس به زبان فارسی ترجمه نشده و ویژگی‌های روان‌سنجی آن بررسی نشده بود، روایی و اعتبار مقیاس را ارزیابی کردیم.

برای بررسی روایی سازه مقیاس، با توجه به این‌که تعداد عوامل و رابطهٔ متغیرهای اندازه‌گیری‌شده و عامل‌های مشترک را از قبل پژوهشگران مشخص کرده بودند، از تحلیل عامل تأییدی استفاده شد. در جریان تحلیل عامل، برخی اصلاحات با در نظر گرفتن اصلاحات پیشنهادی نرم‌افزار، مبنای نظری مقیاس و ضرایب همبستگی مادّه‌ها با عوامل اعمال و هم‌چنین به منظور بهبود شاخص‌های برازش مسیر خطای کوواریانس بین مادّه‌های عوامل، ترسیم و برازش مدل دوباره سنجیده شد.

شاخص‌های برازش مطلق، مقتصد و تطبیقی حاصل از تحلیل عامل تأییدی نشان‌دهندهٔ برازش مناسب مادّه‌های مقیاس با عوامل مربوط بود و فقط مادّهٔ ۲ در تحلیل بار عاملی نشان نداد. هم‌چنین ضرایب همبستگی بین مادّه‌ها با نمرهٔ کل عوامل و آلفای کرونباخ عوامل در صورت حذف مادّهٔ ۲ بررسی شد و نتایج نشان داد که اکثر مادّه‌ها با عوامل مربوط ضریب همبستگی رضایت‌بخش دارد (بیشتر از ۰/۵۱) و فقط مادّهٔ ۲ با عامل مربوط همبستگی پایین داشت (۰/۲۹) و بنابراین با حذف این مادّه آلفای کرونباخ افزایش یافت.

علت بار عاملی پایین مادّهٔ ۲ را می‌توان این‌گونه تبیین کرد که محتوای این مادّه (اگر کلاس را از دست بدهم، این وظیفهٔ من است که جزوه‌ها را از دیگران بگیرم) از جهت مسئولیتی که متوجه دانشجو است بدیهی است و هم محق‌پنداران افراطی و هم آن‌هایی که محق‌پنداری پایینی دارند، در پاسخ به این مادّه احتمالاً گزینهٔ موافقم را علامت می‌زنند. به این معنا که عموم این را بدیهی می‌دانند که در صورت غیبت از کلاس‌ها مسئولیت گرفتن جزوه از همکلاسی‌ها وظیفهٔ خود آن‌هاست نه استادان یا کس دیگری. زمانی که نمره‌های یک مادّه واریانس پایینی داشته باشد، همبستگی آن مادّه با عامل مربوط کاهش می‌یابد.

هم‌چنین برای بررسی روایی واگرای مقیاس از همبستگی عامل‌های مقیاس مهار ادراک‌شده و محق‌پنداری تحصیلی استفاده شد و ضرایب منفی و معنادار میان زیرمقیاس‌های این دو مقیاس روایی واگرای مقیاس محق‌پنداری تحصیلی را نشان داد.

در این بررسی ضریب آلفای کرونباخ زیرمقیاس‌ها بین ۰/۷۰ تا ۰/۷۲ و آلفای کرونباخ کل مقیاس ۰/۸۱ بود، بنابراین مشخص شد که مقیاس ثبات درونی رضایت‌بخش برای دانشجویان ایرانی دارد. علاوه بر این ضرایب همبستگی بین زیرمقیاس‌ها با هم و هم‌چنین با نمرهٔ کل بررسی شد. ضرایب همبستگی متوسط (۰/۲۰ تا ۰/۷۰) نشان‌دهندهٔ مستقل بودن زیرمقیاس‌ها از یکدیگر و تأییدکنندهٔ دوعاملی بودن مقیاس است.

به طور کلی با توجه به نتایج حاصل می‌توان چنین نظر داد که مقیاس محق‌پنداری تحصیلی چونینگ و کمبل (۲۰۰۹) از دو عامل مسئولیت بیرونی‌شده و حق‌به‌جانبی تشکیل شده و در سنجش سازهٔ کلی محق‌پنداری تحصیلی روایی مطلوب دارد. این نتایج با یافته‌های تدوین‌کنندگان مقیاس و سایر پژوهشگران ازجمله رینهارت (۲۰۱۲)، وایت (۲۰۱۱)، تیلور و

دیگران (۲۰۱۵) و اولسون (۲۰۱۴) همسوست. همخوانی نتایج این پژوهش با این بررسی‌های نشان می‌دهد این ابزار روایی مطلوب دارد و می‌توان آن را به عنوان ابزار جهانی برای ارزیابی محق‌پنداری تحصیلی در نظر گرفت.

درمجموع، بر اساس نتایج این پژوهش مبنی بر روایی و اعتبار مناسب مقیاس محق‌پنداری تحصیلی، استفاده از آن برای ارزیابی سطح محق‌پنداری تحصیلی دانشجویان پیشنهاد می‌شود. در این پژوهش اعتبار مقیاس فقط با روش دونیمه‌سازی محاسبه شده، بنابراین در پژوهش‌های بعد محاسبهٔ اعتبار به روش بازآزمایی و پژوهش‌هایی برای محاسبه روایی تشخیصی بین نمونه افراد هنجار و نابهنجار و روایی همگرا و واگرای مقیاس با سایر ابزارها و مفاهیم مربوط پیشنهاد می‌شود. نمونهٔ این پژوهش فقط دربرگیرندهٔ دانشجویان دانشگاه شیراز بود و از آنجا که وضعیت محیطی و شرایط دانشگاه‌های مختلف از نظر پرداخت هزینه برابر نیست و این عامل در کیفیت روابط استاد و دانشجو و سطح محق‌پنداری دانشجویان تأثیر می‌گذارد، پیشنهاد می‌شود پژوهشی نیز در دانشگاه‌های غیردولتی با هدف ارزیابی ویژگی‌های روان‌سنجی محق‌پنداری تحصیلی و مقایسهٔ بافت‌های مختلف صورت پذیرد. نظر به این‌که نمونهٔ مورد بررسی در پژوهش حاضر دانشجویان دانشگاه بودند، تعمیم نتایج به سایر گروه‌ها با محدودیت روبه‌رو بوده و لازم است با احتیاط صورت گیرد.

منابع

ابراهیمی، ع. آ.، عابدی، آ.، یارمحمدیان، آ. و فرامرزی، س. (۱۳۹۵). ویژگی‌های روان‌سنجی سیاهه رتبه‌بندی رفتاری کنش‌های اجرایی (فرم والد) در کودکان پیش‌دبستانی. *فصلنامه روان‌شناسی تحولی: روان‌شناسان ایرانی*، ۱۲ (۴۸)، ۴۲۷- ۳۳۹.

میرز، ل. اس.، گامست، گ. و گارینو، آ. جی. (۱۳۹۱). *پژوهش چند متغیری کاربردی*. ترجمه ح. پاشاشریفی، و. حسن‌آبادی، ب. ایزانلو و م. حبیبی. تهران: رشد (تاریخ انتشار اثر اصلی، ۲۰۰۶).

Achacoso, M. V. (2002). *What do you mean my grade is not an A? An investigation of academic entitlement, causal attributions, and self-regulation in college students.* Unpublished doctoral dissertation. University of Texas, Austin.

American Psychiatric Association. (2013). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders* (5th ed.). Washington, DC: Author.

Benson, J. (1998). Developing a strong program of construct validation: A test anxiety example. *Educational Measurement: Issues and Practice, 17*, 10–17.

Campbell, W. K., Bonacci, A. M., Shelton, J., Exline, J. J., & Bushman, B. J. (2004). Psychological entitlement: Interpersonal consequences and validation of a self-report measure. *Journal of Personality Assessment, 83, 29–45.*

Chowning, K., & Campbell, N. J. (2009). Development and validation of a measure of academic entitlement: Individual differences in students' externalized responsibility and entitled expectations. *Journal of Educational Psychology, 101*, 982-997.

Ciani, K. D., Summers, J. J., & Easter, M. A. (2008). Gender differences in academic entitlement among college students. *The Journal of Genetic Psychology, 169*(4), 332-344.

Dubovsky, S. L. (1986). Coping with entitlement in medical education. *The New England Journal of Medicine, 315*, 1672-1674.

Greenberger, E., Lessard, J., Chen, C., & Farruggia, S. P. (2008). Self-entitled college students: Contributions of personality, parenting, and motivational factors. *Journal of Youth and Adolescence*, 37, 1193-1204.

Hussar, L. S. (2013). *A phenomenological exploration of academic entitlement in graduate students.* PhD Thesis. The Chicago School of Professional Psychology.

Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling*. New York: Guilford Press.

Kopp, J. P., Zinn, T. E., Finney, S. J., Jurich, D. P. (2011). The development and evaluation of the Academic Entitlement Questionnaire. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development, 44*, 105-129.

Maringe, F. (2006). University and course choice implications for positioning, recruitment and marketing. *International Journal of Educational Management, 20*(6), 466-479.

Taylor, J. M., Bailley, S. F., & Barber, L. K. (2015). Academic entitlement and counterproductive research behavior. *Personality and Individual Differences, 85,* 13-18.

Turnipseed, D. L., & Cohen, S. R. (2015). Academic entitlement and socially aversive personalities: Does the Dark Triad predict academic entitlement? *Personality and Individual Differences,* 82, 72-75.

White, G. (2011). I *know my rights! What do you mean, 'my responsibilities'? Academic entitlement: sensitization exercises*. PhD Thesis. Texas A&M University-Commerce.

Morrow, W. (1994). Entitlement and achievement in education. *Studies in Philosophy and Education, 13,* 33-47.

Olson, K. L. (2014). *Academic entitlement, perceived faculty competence,* and *school satisfaction in traditional and non-traditional university populations.* PhD Thesis. North central University.

Paulhus, D. L. (1983). Sphere-specific measures of perceived control. *Journal of Personality and Social Psychology,* 44, 1253–1265.

Reinhardt, J (2012). *Conceptualizing academic entitlement: What are we measuring?* Unpublished Master's Thesis, University of Windsor.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی