فصلنامه اندیشه‌های نوین تربیتی
The Quarterly Journal of New thoughts on Education
وب سایت نشریه: https://jontoe.alzahra.ac.ir/

تحلیل ویژگی‌های روان سنجی مقیاس بیگانگی دانشگاهی و عوامل اثرگذار بر آن در آموزش الکترونیکی دوران کووید-۱۹

سعیده سبزیان [۱]

اطلاعات مقاله

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۴/۰۲

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۲/۲۵

نوع مقاله: پژوهشی

واژگان کلیدی

بیگانگی دانشگاهی، چارچوب اجتماع اکتشافی، خودکارآمدی، ویژگی‌های روان‌سنجی

چکیده

پژوهش حاضر با هدف تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس بیگانگی دانشگاهی و عوامل اثرگذار بر آن در آموزش الکترونیکی دوران کووید-۱۹ صورت پذیرفت. پژوهش حاضر یک مطالعه توصیفی-تحلیلی از نوع مقطعی است. جامعه‌ی پژوهش شامل تمامی دانشجویان مقطع کارشناسی دانشگاه لرستان در سال تحصیلی ۱۴۰۱-۱۴۰۰ بود. ۲۱۵ دانشجو به‌صورت آنلاین و در دسترس در این مطالعه شرکت کردند و به مقیاس بیگانگی (AS)، چارچوب اجتماع اکتشافی (CIF) و مقیاس خودکارآمدی عمومی (GSES) پاسخ دادند. برای تجزیه‌وتحلیل داده‌ها از تحلیل عاملی اکتشافی به روش مؤلفه‌های اصلی و تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. نتایج نشان داد که مقیاس در نمونه حاضر از ساختار تک‌عاملی مناسبی برخوردار است که در مجموع ٦٦/٩٤ درصد واریانس را تبیین می‌کند. تحلیل عاملی تأییدی نیز این ساختار را تأیید کرد. همچنین همسانی درونی مقیاس نیز با آلفای کرونباخ ۰/۹۳ و بازآزمایی ۰/۸۹ به تأیید رسید. نتایج تحلیل رگرسیون نشان داد که ۱۷ درصد واریانس بیگانگی از طریق مؤلفه‌های چارچوب اجتماع اکتشافی قابل تبیین است. همچنین بین خودکارآمدی با بیگانگی دانشگاهی رابطه منفی و معنی‌داری وجود داشت. مقیاس بیگانگی دانشگاهی از روایی و پایایی لازم برخوردار است و وجود حسی از حضور آنلاین در کلاس و همچنین باور به توانایی‌های خود تأثیر قابل ملاحظه‌ای بر کاهش بیگانگی دانشجویان داشت.

۱. نویسنده مسئول: گروه مشاوره، دانشکده علوم انسانی، دانشگاه حضرت معصومه (س)، قم، ایران

مقدمه

امروزه تحولات سریع اطلاعات و فنّاوری منجر به تغییراتی در ساختارهای اجتماعی، اقتصادی و فرهنگی کشورهای توسعه یافته و در حال توسعه شده است. مفهوم «فرد» در ساختارهای تولید شده توسط جامعه مدرن بازتعریف شده است. با توسعه فنّاوری در جامعه اطلاعاتی، دسترسی به اطلاعات تسریع شده است و در حالی که قدرت بشر بر طبیعت برتری یافته است، اما انسان اسیر دست‌آوردهای خود شده است. فرد به عنوان سوژه از خود دور گشته و بشدت تحت تأثیر محیط اجتماعی و فرهنگی قرار گرفته که این وضعیت منجر به ظهور بیگانگی[1] به عنوان یک پدیده تاریخی و اجتماعی گردیده است (ایلماز و سارپاکایا[2]، ۲۰۰۹: ۳۱۵). بیگانگی امروزه به مفهومی پرکاربرد تبدیل شده است. یکی از دلایل آن این است که فرد این پدیده را نسبت به خود و بسیاری از نهادهای اجتماعی در جامعه مدرن تجربه می‌کند. بیگانگی از خانواده، والدین، همسر، سازمان و حرفه از جمله آنهاست. یکی از حوزه‌هایی که بیشتر تحت تاثیر بیگانگی قرار گرفته، آموزش است (کلیک[3]، ۲۰۲۰: ۸۱٤). موسسات آموزشی به‌ویژه دانشگاه‌ها پیشتاز ساختارهایی هستند که در آن بیگانگی دیده می‌شود. در حقیقت، طبق نظر سیمسک و آکدمیر[4] (۲۰۱۵)، جوانان دانشگاهی مشکلاتی را در سازگاری اجتماعی تجربه می‌کنند، بین رعایت و عدم رعایت هنجارها و قوانین اجتماعی در نوسان هستند و همچنین ممکن است در جستجوی قوانین و ایده‌آل‌های جدید باشند. علاوه بر این، دانشجویانی که از خودبیگانگی را تجربه می‌کنند، در رشد فردی و حرفه‌ای خود در جامعه‌پذیری با مشکلاتی مواجه می‌شوند و ممکن است تحصیل خود را ترک کنند (کلیک، ۲۰۲۰: ۸۱٤).

بیگانگی تحصیلی هم در سطح فردی و هم در سطح سازمانی پیامدهای منفی فراوانی دارد. در سطح فردی، نتایج منفی بیگانگی شامل از دست رفتن خلاقیت و رکود پیشرفت فردی، برانگیزه شدن و نارضایی، احساس بی‌فایدگی، کشمکش و انزوا، مقاومت در برابر تغییر حتی زمانی که تغییر برای بهتر شدن باشد، کم‌کاری، بی‌ارادگی، استعمال مواد مخدر و قرص‌های روان‌گردان، فعالیت گروهی نابهنجارانه، خشونت، وندالیسم، غیبت و ... است (اسچابراس و کوپر[5]، ۲۰۰۳: ٥٤). به منظور کاهش این پدیده در بین دانشجویان، و تعیین میزان آن لازم است ابزار مناسبی برای سنجش بیگانگی در دانشجویان داشته باشیم. مان[6] (۲۰۰۵) بیگانگی را «وضعیت یا تجربهٔ انزوا و جدایی از گروه تحصیلی یا فعالیت آموزشی که شخص باید به آن تعلق داشته باشد یا در آن مشارکت کند» تعریف می‌کند. دانشجوی بیگانه توانایی مشارکت معنادار و نوآورانه و بر

1 . alienation
2 . Yılmaz & Sarpkaya
3 . Çelik
4 . Şİmşek & Akdemir
5 . Schabracq & Cooper
6 . Mann

آماده انتشار

اساس استعدادها و نیازهای یادگیری را ندارد. هاچر و هاگنائر[1] (۲۰۱۰) از منظر پدیدارشناختی، بیگانگی را جدایی عاطفی یا شناختی از جنبه‌های مختلف بستر آموزشی تعریف می‌کنند. اما علی‌رغم اهمیت بیگانگی در یادگیری و تأثیر آن در جنبه‌های مختلف آموزشی، پژوهش‌های این حوزه با کاستی‌هایی همراه است. این امر ممکن است دلایل متعددی داشته باشد؛ اما یکی از این دلایل که مرتبط‌ترین آنها با پژوهش حاضر است کمبود ابزارهای روا و پایا می‌باشد. یکی از این ابزارهای معتبر در این زمینه مقیاس بیگانگی ساخته شده توسط کورتولموس، کاکیره، کارابیک و ایجیت[2] (۲۰۱۵) است. کورتولموس و همکاران (۲۰۱۵) با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی به روش مؤلفه‌های اصلی یک عامل منفرد با ۹ گویه دارای بار عاملی بیشتر از ۰/٤۰ که ٤۷ درصد از واریانس را تبیین می‌کرد در زمینه بیگانگی دانشگاهی استخراج کردند. بطوریکه شاخص‌های تحلیل عاملی تأییدی نشان دهنده برازش ساختاری عاملی مورد نظر با داده‌های جمع‌آوری شده بود. همچنین کورتولموس و همکاران (۲۰۱۵)، برای احراز پایایی پرسشنامه از اسپرمن براون، پایایی دو نیمه کردن گاتمن و ضریب آلفای کرونباخ استفاده کردند، به‌طوری‌که نتایج آن برای کل مقیاس به ترتیب ۰/۸٦، ۰/۸٦ و ۰/۸۵ بدست آوردند که نتایج حاکی از پایایی پرسشنامه بود. با مرور فرایندها و بروندادهای پژوهشی توسط محققین این پژوهش، مقیاس بیگانگی دانشگاهی در دو پژوهش بکارگیری و هنجاریابی شده است. کاکیره[3] (۲۰۱٦) و کورتولموس (۲۰۱٦) در پژوهش خود برای احراز روایی این مقیاس از تحلیل عاملی تأییدی استفاده کردند که نتایج نشان دهنده برازش ساختار تک عاملی و پایایی مناسب ابزار پژوهش بود.

از طرفی دیگر، تعیین عوامل مؤثر بر بیگانگی دانشگاهی حائز اهمیت است. در پژوهش حاضر، چارچوب اجتماع اکتشافی[4] و خودکارآمدی[5] به عنوان عوامل مؤثر بر بیگانگی دانشگاهی در سطح خرد در نظر گرفته شده‌اند. نتایج پژوهشی بیانگر این بود که افراد با خودکارآمدی پایین، بیگانگی بیشتری را تجربه می‌کنند (کلیک، ۲۰۲۰). خودکارآمدی به قضاوت فرد دربارهٔ آنچه فرد فکر می‌کند، می‌تواند انجام دهد، نه آنچه انجام داده است، گفته می‌شود (میلنر و ولفر[6]، ۲۰۱٤). مطالعات انجام شده توسط کلیک (۲۰۲۰)، پولات، دیکمن و آسول[7] (۲۰۱۵) و لوئیس[8] (۲۰۰۹) بیانگر این بودند که دانش‌آموزان دارای ادراک خودکارآمدی تحصیلی بالا، کمتر احساس از خودبیگانگی می‌کنند.

---

1 . Hascher & Hagenauer
2 . Kurtulmus, Kaçire, Karabiyik & Yigit
3 . Kaçire
4. Community of Inquiry Framework
5 . self-efficacy
6 . Milner & Wolfer
7 . Polat, Dilekmen & Yasul
8 . Lewis

علاوه بر خودکارامد، به نظر می‌رسد یکی دیگر از متغیرهای مهم تأثیرگذار بر بیگانگی دانشگاهی در زمان آموزش الکترونیکی، چارچوب اجتماع اکتشافی (حضور آموزشی، اجتماعی و شناختی آنلاین) است. دی‌گانیه و والترز[1] (۲۰۰۹) در پژوهشی اظهار داشتند که خلق یک محیط یادگیری برای افزایش حضور اجتماعی در آموزش آنلاین روشی برای افزایش تعامل بین دانش‌آموزان و معلم، کاهش احساس تنهایی و افزایش یادگیری شناختی است. همچنین جناآبادی و همکاران (۱۳۹۹) در پژوهشی نشان دادند که نوع تدریس و یادگیری بر کاهش خودناتوان‌سازی تأثیر دارد. با گسترش یادگیری آنلاین[2]، بسیاری از پژوهشگران اشاره کرده‌اند که طراحی مناسب، تسهیل و حمایت‌های مرتبط برای اثربخشی یادگیری آنلاین نیاز است و به‌طور خاص، در انجمن تحقیق و بررسی (COI)[3]، چارچوبی که نشان‌دهنده‌ی فرایند ایجاد تجربه یادگیری عمیق و معنادار در یادگیری آنلاین باشد با توسعهٔ حضور آموزشی، شناختی و اجتماعی-که به‌طور وابسته به یکدیگر عمل می‌کنند-، امکان‌پذیر است و به‌طور شایع برای طراحی و تسهیل دوره‌های آنلاین استفاده می‌شود (لیم و ریچاردسون[4]، ۲۰۲۰). گریسون[5] و همکاران (۲۰۰۷؛ به نقل از تقی‌زاده، حاتمی، فردانش و نوروزی، ۱۳۹۷)، چارچوب اجتماع اکتشافی را برمبنای عامل حضور برای کمک به شناسایی عناصر ویژه‌ای که نقش کاتالیزور را برای یک تجربه آموزشی موفقیت‌آمیز به‌عهده دارد، توسعه داده‌اند. در یک دوره‌ی تحت وب، ساده‌ترین تعریف از حضور به حس فراگیر از بودن و تعلّق داشتن به یک دوره و توانایی برای تعامل با سایر فراگیران و معلم اگرچه ارتباط فیزیکی در دسترس نیست اشاره دارد (تقی‌زاده و همکاران،۱۳۹۷: ٤٨).

چارچوب اجتماع اکتشافی دارای سه مؤلفه حضور آموزشی، اجتماعی و شناختی است. حضور آموزشی عبارت است از طراحی، تسهیل و جهت‌دهی به فرایندهای اجتماعی و شناختی برای تحقق نتایج مشخص و براساس توانمندی‌های فراگیران (گریسون، ۲۰۰۳). در این میان، مربی می‌تواند با ساختاردهی به محتوا، تنظیم روابط و تسهیل و رهبری مطلوب، حضور آموزشی را محقق سازد. همچنین، مربی می‌تواند برای تکمیل محتوا، بحث‌ها و دستورالعمل‌های بیشتری را ارائه دهد و یادگیرندگان را به حل یک مسئله یا فعالیت در یک زمینهٔ خاص دعوت کند (مک‌نیل، رایس و رایت[6]، ۲۰۱۹). حضور اجتماعی یکی از سه عنصر متقابل در اجتماع اکتشافی است که یادگیری عمیق و معناداری را ارتقا می‌دهد. گریسون و همکارانش (۲۰۰۱) حضور اجتماعی را توانایی یادگیرندگان برای ارائهٔ خود به‌عنوان افراد واقعی در مقابل سایر فراگیران کلاس تعریف کردند. حضور شناختی براساس یک چرخهٔ عملی تعریف می‌شود که در آن، افراد ازطریق درک

1 . De Gagne & Walters
2. online learning
3. Community of Inquiry (COI)
4. Lim & Richardson
5. Garrison
6 . McNeill, Rice & Wright

یک مشکل یا مسئله به‌سمت کشف، سازمان‌دهی و ارائه حرکت می‌کنند (هارل[1]، ۲۰۱۷). مایر[2] اشاره می‌کند که طرح هر مبحثی در موقعیت الکترونیکی بر سطح واکنش‌های یادگیرندگان تأثیر می‌گذارد. همچنین، شواهد نشان‌دهندهٔ این است که نوع پرسش‌ها و تکالیف یادگیری، نقش مهمی در نوع فعالیت‌های شناختی یادگیرندگان دارد (توماس[3]، ۲۰۱۷). با توجه به توضیحات مذکور در چنین فضایی دانشجو دیگر نمی‌تواند علل ناکامی‌های خود را به اساتید و جو آموزشی مربوط سازد و خود را به عنوان قربانی شرایط بداند، بلکه مسئولیت عملکرد خود را می‌پذیرد و خود را فردی شایسته می‌داند. این افراد توانمند بودن را نشانه ارزشمند بودن می‌دانند و همواره خودپنداره‌ی مثبتی از خود خواهند داشت. درحالی‌که یادگیری برخط انعطاف‌پذیری و راحتی را ممکن می‌سازد تا فراگیران بتوانند از راه دور یاد بگیرند، همچنین می‌تواند به‌دلیل نبودِ حضور فیزیکی موجب شود فراگیران دور از مربی و هم‌سالان خود احساس انزوا کنند (سیمونسون، اسمالدینو، آلبریگت و زواک[4]، ۲۰۱۲).

ضعف در حضور شناختی و حضور اجتماعی ضعیف در یادگیرندگان، به افزایش سطح اضطراب منجر می‌شود، افزایش سطح اضطراب نیز به نوبه خود می‌تواند مشکلات انگیزشی از جمله اهمال‌کاری و تأخیر ناشی از نگرانی و اضطراب و تأخیر مربوط به نارضایتی از مطالعه را ایجاد کند (گرانشل، پارتزک و فرایز[5]، ۲۰۱۳). در ابعاد اجتماعی پژوهشگران به حمایت‌های اجتماعی ناکافی در زمان شیوع ویروس کرونا اشاره کرده‌اند (بروکس[6] و همکاران، ۲۰۲۰). محدودیت رابطه با گروه هم‌سال در محیط‌های اجتماعی، شبکه‌های حمایت اجتماعی را در کودکان و نوجوانان محدود کرده و تمایل آنان را به استفاده از فضاهای مجازی بیشتر کرده است، این مسئله ممکن است به اعتیاد آنان به اینترنت و در نهایت احساس تنهایی و بیگانگی منجر شود (سارالیوجلو، اتای و آریکان[7]، ۲۰۲۲؛ رضایی کلانتری و افتخاری کنزری، ۱۳۹۸).

با توجه به اثرات مخرب بیگانگی دانشگاهی بر تمام جنبه‌های زندگی دانشجویان، شناسایی دانشجویانی که احساس بیگانگی نسبت به دانشگاه دارند می‌تواند اولین قدم در کمک به حل این مشکل باشد. برای شناسایی دقیق و صحیح دانشجویان دارای بیگانگی لازم است از ابزارهای مناسب استفاده شود. از آنجا که در داخل کشور مقیاس بیگانگی دانشگاهی معتبر قابل استفاده برای دانشجویان وجود ندارد؛ لذا تهیه ابزاری که برای دانشجویان ایرانی قابل استفاده باشد ضروری به نظر می‌رسد. از این‌رو، با مد نظر قرار دادن مطالب ذکر شده، این پژوهش در صدد

آماده انتشار

1 . Harrell
2 . Mayer
3 . Thomas
4 . Simonson, Smaldino, Albright & Zvacek
5. Grunschel, Patrzek & Fries
6. Brooks
7. Saraliojlu, Atay & Arikan

بومی‌سازی و معرفی ابزار جهانی و توانمند برای سنجش سازه بیگانگی دانشگاهی برای دانشجویان است تا به مدد آن، زمینه‌ی ارزیابی به‌موقع و اقدام مؤثر در جهت رویارویی با بیگانگی را فراهم نماید. بنابراین پژوهش حاضر به‌دنبال پاسخگویی به این سؤال است که آیا نسخه فارسی مقیاس بیگانگی دانشگاهی از پایایی و روایی برخوردار است؟ آیا بیگانگی دانشگاهی بر پایه چارچوب اجتماع اکتشافی و خودکارآمدی قابل پیش‌بینی است؟

روش‌شناسی پژوهش

پژوهش حاضر از نوع مطالعات توصیفی تحلیلی و از نوع مطالعات همبستگی است. جامعه آماری در این تحقیق شامل تمام دانشجویان دوره کارشناسی دانشگاه لرستان در سال تحصیلی ۱۴۰۱-۱۴۰۰ بودند. کلاین[1] (۲۰۱۵)، 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 در تحلیل عامل تأییدی حداقل حجم نمونه بر اساس عامل ها تعیین می‌شود نه متغیرها. اگر از مدل‌یابی معادلات ساختاری استفاده شود ۲۰ نمونه برای هر عامل لازم است و به طور کلی حداقل ۲۰۰ نمونه توصیف شده است؛ بنابراین ۲۱۵ دانشجو (با در نظر گرفتن ریزش احتمالی حجم نمونه) به عنوان نمونه انتخاب شدند.

روش نمونه‌گیری با توجه به محدودیت تردد هنگام جدی شدن خطر کرونا در ایران به صورت دردسترس و پرسشنامه آنلاین بود. بدین صورت که پرسش‌نامه‌ها از طریق واتساپ[2] در گروه‌های واتساپی که دانشجویان در ایام آموزش مجازی به عنوان مکمل سامانه مدیریت یادگیری الکترونیکی برای هر درس تشکیل داده بودند، به اشتراک گذاشته شد. معیارهای ورود برای شرکت‌کنندگان شامل: دانشجوی مقطع کارشناسی، گذراندن حداقل چهار ترم تحصیل، اشتغال به تحصیل در نیمسال اول سال تحصیلی ۱۴۰۰-۱۴۰۱، دسترسی به فضای مجازی و شبکه‌های اجتماعی جهت دریافت لینک آنلاین پرسش‌نامه‌ها، تحصیل در دانشگاه لرستان و اعلام رضایت آگاهانه برای شرکت در مطالعه بود. عدم تمایل به تکمیل پرسش‌نامه آنلاین و تکمیل ناقص بیش از ۵ درصد سؤالات پرسش‌نامه از معیارهای خروج از پژوهش بود. در مجموع بر اساس معیارهای ورود و خروج، ۲۱۵ نفر وارد مطالعه شدند که ۱۵ نفر به خاطر تکمیل ناقص پرسشنامه از مطالعه خارج و در نهایت ۲۰۰ نفر تجزیه و تحلیل شد. بطوری‌که از ۲۰۰ نفر مورد مطالعه، ۵۹ نفر (۲۹/۵ درصد) دانشجوی پسر و ۱۴۱ نفر (۷۰/۵ درصد) دانشجوی دختر بودند. همچنین ۹۷ نفر (۴۸/۵ درصد) شرکت‌کنندگان، دانشجویان رشته‌های علوم انسانی، ۴۵ نفر (۲۲/۵) دانشجویان رشته‌های فنی و مهندسی، ۳۶ نفر (۱۸ درصد) دانشجویان رشته‌های کشاورزی و ۲۲ نفر (۱۱ درصد) دانشجویان رشته‌های علوم پایه بودند و در نهایت میانگین و انحراف معیار سن

1 . Kline
2 . WhatsApp

افراد به ترتیب برابر ۳/۲۷± ۲۲/۸٦ بود. برای رعایت ملاحظات اخلاقی، عنوان پژوهش به شرکت‌کنندگان توضیح داده شد و به محرمانه ماندن اطلاعات اطمینان داده شد. برای محرمانه ماندن اطلاعات، اسامی افراد خواسته نشد. از آنجایی که داده‌ها به‌صورت پرسش‌نامه آنلاین فراهم شد، در نتیجه به‌گونه‌ای بود که محققان نیز اسامی افراد و این‌که پاسخ پرسش‌ها متعلق به چه شخص خاصی است را نمی‌دانستند. در مرحلهٔ بازآزمایی، با گذشت سه ماه از اجرای اول پرسش‌نامه‌ها، ۱۵ درصد از شرکت‌کنندگان مرحلهٔ اول معادل ۳۰ نفر به‌طور دردسترس انتخاب شدند و دوباره به سؤالات پاسخ دادند. در مطالعهٔ حاضر برای سنجش متغیرهای پژوهش از مقیاس‌های زیر به‌عنوان ابزارهای پژوهش استفاده شد:

الف) مقیاس بیگانگی (AS)[1]: این مقیاس توسط کورتولموس و همکاران (۲۰۱۵) طراحی شده و شامل ۹ گویه در طیف لیکرت ۵ گزینه‌ی شامل کاملاً مخالفم = ۱ تا کاملاً موافقم = ۵ می‌باشد. بنابراین بیشترین و کمترین نمره‌ای که افراد پاسخ‌دهنده در این مقیاس کسب می‌کنند بین ۹ تا ٤٥ است. نمرات بالا در این مقیاس نشان‌دهنده سطح بالاتری از خودبیگانگی تحصیلی در افراد است. پژوهش کورتولموس و همکاران (۲۰۱۵) با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی به روش مؤلفه‌های اصلی منجر به ظهور یک عامل منفرد با ۹ گویه دارای بار عاملی بیشتر از ۰/٤۰ شد که ٤۷ درصد از واریانس را تبیین می‌کرد. در ادامه برای احراز روایی تأییدی مقیاس از روایی سازه به شیوه تحلیل عاملی تأییدی استفاده کردند که شاخص‌های تحلیل عاملی تأییدی نشان دهنده برازش ساختار عاملی مورد نظر با داده‌های جمع‌آوری شده است (RMSEA=۰/۰۸، GFI=۰/۹۷، AGFI=۰/۸۹، CFI=۰/۹۲، NFI=۰/۹۳، IFI=۰/۹٤، x^2/df=۲/۷۵). همچنین کورتولموس و همکاران (۲۰۱۵) برای احراز پایایی مقیاس از روش‌های احراز پایایی اسپیرمن براون، پایایی دونیمه کردن گاتمن و ضریب آلفای کرونباخ استفاده کردند، به‌طوری‌که نتایج آن برای کل مقیاس به ترتیب ۰/۸٦، ۰/۸٦ و ۰/۸۵ بدست آمد که نتایج حاکی از پایایی مقیاس می‌باشد. کاکیره (۲۰۱٦) در پژوهش خود برای احراز روایی این مقیاس از تحلیل عاملی تأییدی استفاده کردند که نتایج نشان دهنده برازش ساختار تک عاملی بود (RMSEA=۰/۰٤، GFI=۰/۹۷، AGFI=۰/۹٦، CFI=۰/۹۸، NFI=۰/۹۵، IFI=۰/۹٦، x^2/df=۲/۱۹).

ب) چارچوب اجتماع اکتشافی (CIF)[2]: این پرسش‌نامه توسط آرباق، کلولند- اینز، دیاز، گریسون، ریچاردسون[3] و همکاران (۲۰۰۸) طراحی شده و شامل ۳٤ سوال در طیف لیکرت با ۵ گزینه‌ی (کاملاً موافقم، موافقم، نظری ندارم، مخالفم و کاملاً مخالفم) است که سه مؤلفه حضور آموزشی، حضور اجتماعی و حضور شناختی را مورد ارزیابی قرار می‌دهد. آرباق و همکاران

1. Alienation Scale (AS)
2.Community of Inquiry framework (CIF)
3.Arbaugh,Cleveland-Innes, Diaz, Garrison & Richardson

(۲۰۰۸) پایایی این مؤلفه‌ها را به ترتیب ۰/۹٤، ۰/۹۱ و ۰/۹۵ و پایایی کل ابزار را ۰/۹٤ گزارش کرده‌اند. در داخل کشور تقی‌زاده و همکاران (۱۳۹۷) به روش تحلیل عاملی اکتشافی علاوه بر عامل کلی حضور، ۳ عامل حضور شناختی، اجتماعی و آموزشی را برای ابزار پیمایش چارچوب اجتماع اکتشافی تأیید نمودند. همچنین نتایج نشان داد که ابزار از همسانی درونی مطلوبی برخوردار است و ضرایب آلفای کرونباخ در زیر مقیاس‌های آن بین ۰/۹۰ تا ۰/۹٦ است. لازم به ذکر است که سوالات ۸ و ۱٤ به دلیل داشتن بار عاملی نزدیک به هم بر روی دو عامل حذف شدند و در نهایت ۳۲ سوال جهت انجام تحلیل عاملی تأییدی آماده گردید. نتایج تحلیل عاملی تأییدی نیز نشان داد که ساختار پرسشنامه برازش قابل قبولی با داده‌ها داشت. همچنین در پژوهش حاضر ضریب آلفای کرونباخ برای کل پرسش‌نامه چارچوب اجتماع اکتشافی ۰/۹٦ و برای خرده مؤلفه‌های حضور آموزشی، اجتماعی و شناختی به ترتیب ۰/۹۵؛ ۰/۹۰ و ۰/۹۱ به‌دست آمد که نتایج حاکی از پایایی مناسب ابزار پژوهش می‌باشد.

ج) مقیاس خودکارآمدی عمومی (GSES)[1]: این مقیاس در دهه ۱۹۷۹ توسط شوآرتز و جروسلم[2] ساخته شد و شامل ده ماده مثبت و هر ماده شامل چهار پاسخ است. شیوه نمره‌گذاری به‌صورت لیکرت با چهار گزینه از اصطلاحات اصلاً صحیح نیست= ۱ تا کاملاً صحیح است= ٤ انجام می‌شود (نقل از شوآرتز و جروسلم، ۱۹۹۵). نمره خودکارآمدی فرد حاصل مجموع نمره‌های ۱۰ ماده و دامنه آن بین ۱۰ تا ٤۰ است. این مقیاس از روایی و پایایی لازم برخوردار است؛ به طوری‌که شوآرتز و همکاران (۱۹۹۵) ضرایب همسانی درونی ویرایش‌های مقیاس خودکارآمدی عمومی را برای دانشجویان در آلمان ۰/۸٤، در کاستاریکا و اسپانیا ۰/۸۱، و در چین ۰/۹۱ به‌دست آوردند. در ایران نیز رجبی (۱۳۸۵)، ضرایب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس را ۰/۸۲ و برای دانشجویان روان‌شناسی دانشگاه شهید چمران اهواز ۰/۸٤ و برای دانشجویان روان‌شناسی دانشگاه آزاد مرودشت ۰/۸۰ و ضرایب روایی همزمان برای مقیاس باورهای خودکارآمدی عمومی و عزت نفس روزنبرگ در مورد ۳۱۸ نفر از پاسخگویان را ۰/۳۰ در مورد دانشجویان روان‌شناسی دانشگاه شهید چمران اهواز ۰/۲۰، و در مورد دانشجویان روان‌شناسی دانشگاه آزاد مرودشت ۰/۲۳، گزارش کرده است. در پژوهش ربانی‌باوجدان، ربانی‌باوجدان، نیک‌آذین، کاویانی و خضری‌مقدم (۱۳۹۱) پایایی آن با استفاده از روش آلفای کرونباخ با تعداد ۳٥٤ نمونه و با ۱۰ آیتم ضریبی برابر با ۰/۸۲ به‌دست آمد. همچنین در پژوهش حاضر ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس خودکارآمدی ۰/۹۲ به‌دست آمد که نتایج حاکی از پایایی مناسب ابزار پژوهش می‌باشد.

روش تحلیل: برای ارزیابی ساختار عاملی مقیاس بیگانگی دانشگاهی، ابتدا روایی صوری و محتوایی ابزار بررسی و در مرحله بعد از روش تحلیل عاملی اکتشافی، با کاربرد روش استخراج

1 . Generalized Self-Efficacy Scale (GSES)
2 . Schwarzer & Jerusalem

آماده انتشار

مؤلفه‌های اصلی[1] و چرخش واریماکس[2] استفاده شد. این تحلیل با پذیرش شرط ارزش ویژه مساوی و یا بزرگتر از ۱ و بارعاملی مساوی و یا بزرگتر از قدرمطلق ۰/٤ انجام شد. قبل از استخراج عوامل آزمون، کفایت نمونه‌برداری کایزر- مایر- اولکین[3] و آزمون کرویت بارتلت[4] به عنوان پیش‌فرض‌های تحلیل عاملی بررسی شدند. سپس روش تحلیل عاملی تأییدی برای تأیید ساختار عاملی اکتشافی به کار برده شد. به منظور ارزیابی برازش مدل از شاخص‌های برازش استفاده شد. برای اینکه مدل از برازش قابل قبولی برخوردار باشد باید ارزش شاخص‌های GFI، AGFI، CFI، NFI، IFI، RFI بزرگتر از ۰/۹ و ارزش شاخص‌های RMSEA کوچکتر از ۰/۰۸ و بهتر است کوچکتر از ۰/۰٦ باشد (کلاین، ۲۰۱۵). تمام تحلیل‌ها با استفاده از نرم‌افزاری آماری برای علوم اجتماعی (SPSS) ویراست ۲۲ و نرم‌افزار آموس (AMOS) ۲٤ انجام گردید.

یافته‌های پژوهش

این مقیاس برای اولین بار در ایران به‌کار گرفته شد. روال کار به این صورت بود که برای ارزیابی روایی محتوا و ظاهر مقیاس در دو زبان منبع و هدف، توصیه می‌شود که از روش استاندارد ترجمه رو به جلو به عنوان راهنمای تطبیق بین فرهنگی پرسش‌نامه استفاده شود (جونز و کی[5]، ۱۹۹۲). این روش شامل مراحل ترجمه، ترجمه معکوس، مرور کارشناسان و مطالعه پایلوت است. روال کار به این صورت بود که ابتدا متن اصلی مقیاس توسط یک متخصص زبان انگلیسی و یک متخصص روان‌شناسی تربیتی به صورت مستقل به فارسی برگردانده شد و پس از بحث و گفتگو میان مترجمین، ترجمه‌ها ترکیب و نسخه نهایی ترجمه مرحله اول تهیه شد. در مرحله دوم مقیاس ترجمه شده توسط دو مترجم مستقل مجدداً به انگلیسی برگردانده شد و آنگاه برای اطمینان‌بخشی از اینکه هر دو نسخه انگلیسی معادل یکدیگرند و بار معنایی یکسانی دارند از دو نفر کارشناس زبان انگلیسی دیگر خواسته شد تا نسخه ترجمه اولیه را با نسخه اصلی تطبیق دهند و در نهایت پس از بحث بین مترجمین، اصلاحات لازم در نسخه فارسی اعمال و نسخه نهایی ترجمه آماده شد. برای ارزیابی روایی محتوایی از روش کیفی و کمی استفاده شد. برای بررسی روایی کیفی، سؤالات در اختیار ۱۰ نفر از متخصصان علوم تربیتی و روانشناسی از چند دانشگاه دولتی قرار گرفت تا نظر اصلاحی خود را در خصوص دستور زبان، جمله‌بندی و قرار گرفتن عبارات در جای مناسب اعمال نمایند. درخور ذکر است برای بررسی روایی محتوایی به شکل کمّی، از دو ضریب نسبت روایی محتوایی[6] و شاخص روایی محتوا[7] استفاده شد. برای

1 . principal component
2 . varimax rotation
3 . Kaiser -Meyer- Olkin
4 . Kervit Bartlett test
5 . Jones & Kay
6 . CVR: Content Validity Ratio
7 . CVI: Content Validity Index

آماده انتشار

تعیین CVR از متخصصان درخواست شد تا هرآیتم را براساس طیف سه قسمتی «ضروری است»، «مفید است ولی ضرورتی ندارد» و «ضرورتی ندارد» بررسی نماید که در نهایت بر اساس پاسخ‌ها، نسبت روایی محتوا با استفاده از فرمول پایین محاسبه گردید. همچنین دامنه قابل قبول به تعداد متخصصان بستگی دارد که در این مطالعه بر اساس قضاوت ۱۰ متخصص، عدد ۰/٦۲ در نظر گرفته شد (دی‌ون[1] و همکاران، ۲۰۰۷). به عبارتی اگر مقدار CVR محاسبه شده برای هر آیتم، مساوی یا بالاتر از ۰/٦۲ باشد، اعتبار محتوای آن آیتم تأیید می‌گردد.

$$CVR = \frac{n_E - \frac{N}{۲}}{\frac{N}{۲}}$$

در این رابطه nE تعداد متخصصانی است که به گزینه‌ی ضروری پاسخ داده‌اند و N تعداد کل متخصصان است. با توجه به اینکه مقدار CVR تمام گویه‌ها بزرگتر از ۰/٦۲ بود همه‌ی آنها در پرسشنامه حفظ شدند.

پس از تعیین و محاسبه CVR، با درخواست از گروه متخصصان، مجدداً پرسشنامه جهت محاسبه CVI به آنان داده شد و از آنان درخواست گردید که در مورد هر یک از آیتم‌ها، سه معیار (مربوط یا اختصاصی بودن، سادگی و روان بودن، و وضوح یا شفاف بودن) را بر اساس طیف لیکرتی ٤ قسمتی اظهار نظر نمایند. مثلاً جهت معیار مربوط بودن گزینه‌های، نامرتبط= ۱، نیاز به تغییر زیاد= ۲، نیاز به تغییر کم = ۳ و کاملاً مرتبط = ٤؛ جهت معیار واضح بودن گزینه‌های، مبهم= ۱، نیاز به تغییر زیاد= ۲، نیاز به تغییر کم= ۳ و واضح= ٤؛ و در نهایت جهت معیار ساده بودن گزینه‌های، غیرقابل فهم= ۱، نیاز به تغییر زیاد= ۲، نیاز به تغییر کم= ۳ و کاملاً قابل فهم = ٤ به کار گرفته شد و سپس با استفاده از فرمول CVI شاخص روایی محتوا محاسبه شد.

$$CVI = \frac{\text{نسبت تعداد متخصصین که به آیتم نمره ۳و٤ داده اند}}{\text{تعداد کل متخصصین}}$$

CVI باید بزرگتر از ۰/۷۹ باشد و ما حق حذف سوال نداریم و باید سوالات را اصلاح کنیم اما در CVR سوالات حذف می‌شوند. مقدار با CVI جدول لاوشه[2] (۱۹۷۵) مقایسه شد. در پژوهش حاضر ضریب CVI پس از اصلاح برخی از گویه‌ها ۰/۸۸ بدست آمد که رضایت بخش بود.

1 . DeVon
2 . Lawshe's

تحلیل عاملی اکتشافی

از آنجا که اجرای این روش بر پایه مفروضه‌هایی استوار است که هر کدام می‌تواند در قابل اجرا بودن این روش اثر داشته باشد، از این رو ابتدا وجود این مفروضه‌ها بررسی شده است:

۱. مناسب بودن داده‌ها: در پاسخ برای اطمینان از مناسب بودن داده‌ها و کفایت نمونه‌برداری از آماره KMO استفاده شد. مقدار کومو بین صفر تا یک است. اما اگر مقدار آن حداقل ۰/۷۰ باشد، نشان دهنده کفایت داده‌ها می‌باشد. اگر اندازه KMO بالاتر از ۰/۷۰ باشد می‌توان تحلیل عاملی را انجام داد و از کفایت نمونه‌برداری برخوردار است (کلاین، ۲۰۱۵). در پژوهش حاضر مقدار KMO به دست آمده برابر ۰/۹۳ است که نشان دهنده کفایت داده‌ها می‌باشد.

۲. همبسته بودن متغیرها: این پیش‌فرض با استفاده از آماره بارتلت مورد بررسی قرار می‌گیرد و مقدار این آماره باید معنی‌دار باشد (هومن، ۱۳۸۵). در این پژوهش مقدار آماری آزمون کرویت بارتلت ($\chi^2_{۳۶}$=۱۳٤۰/۱۵،p<۰/۰۰۱) شد که سطح معنی‌داری آن کمتر از ۰/۰۰۱ است. بنابراین می‌توان نتیجه گرفت که اجرای تحلیل عاملی بر اساس ماتریس همبستگی حاصل در گروه نمونه مورد مطالعه، قابل توجیه بوده است.

۳. بار عاملی سؤال‌ها: مقدار بار عاملی به عنوان یک معیار تجربی برای تفسیر عامل‌ها استفاده می‌شود و اگر بار عاملی ۰/٤ و یا بیشتر باشد می‌توان آن را معنی‌دار فرض کرد. همبستگی یک متغیر با یک عامل را بار عاملی گویند (کلاین، ۲۰۱۵). برخی از تحلیل‌گران عاملی در بعضی از مطالعات به بارهای عاملی کمتر از ۰/۳ یا حتی ۰/٤ اهمیت نمی‌دهند؛ زیرا با این وضعیت ما هرگز به ماتریس عاملی نمی‌رسیم؛ پس همیشه ماتریس عاملی را از ماتریس همبستگی تخمین می‌زنیم (کلاین، ۲۰۱۵). به منظور بررسی معنی‌داری بارهای عاملی روش‌های مختلفی وجود دارد. بار عاملی ۰/٤ بیانگر آن است که ۱٦ درصد از واریانس متغیر به وسیله عامل تبیین می‌شود. این مقدار واریانس تبیین شده، به اندازه‌ای هست که بتوان بار عاملی را قابل توجه دانست. به همین علّت در تحلیل‌های عاملی با حجم حداقل ۱۰۰ نفر، ۰/٤۰ ملاک قابل قبولی می‌باشد.

پس از اجرای تحلیل عاملی، تعداد ۱ عامل اصلی استخراج شد. برای تعیین اینکه ابزار سنجش مورد مطالعه (و به بیان دقیق‌تر، مجموعه سؤال‌ها) از چند عامل معنی‌دار اشباع شده، دو شاخص عمده ارزش ویژه و نسبت واریانس تبیین شده توسط هر عامل، مورد توجه قرار گرفته است. برای نمایش مقدار ویژه در برابر تعداد عامل‌های مشخص شده از نمودار اسکری[1] استفاده شده است. از نمودار اسکری که در شکل ۱ نشان داده شده است، می‌توان استنباط کرد که شیب

1 . scree plot

آماده انتشار

نمودار در عامل اول تقریباً افقی می‌شود و این امر نشان دهنده آن است که مجموعه متغیرها احتمالاً از یک عامل اشباع شده است و نیز سهم عامل اول در تبیین واریانس کل متغیرها چشم‌گیر است.

شکل ۱: مقادیر ویژه مربوط به مؤلفه‌های استخراج شده در تحلیل عاملی اکتشافی

جدول ۱: تبیین کل واریانس توسط عامل‌های استخراج شده در تحلیل عاملی اکتشافی

مؤلفه‌ها	مقادیر ویژه اولیه			مجموع مجذورات بارهای عاملی چرخش یافته		
	کل	درصد	درصد تجمعی	کل	درصد	درصد تجمعی
۱	۶/۰۲	۶۶/۹۴	۶۶/۹۴	۶/۰۲	۶۶/۹۴	۶۶/۹۴
۲	۰/۶۸۸	۷/۶۴	۷۴/۵۹			
۳	۰/۵۴	۵/۹۹	۸۰/۵۹			
۴	۰/۴۳۳	۴/۸۱	۸۲/۴۰			
۵	۰/۳۷۶	۴/۱۷	۸۹/۵۸			
۶	۰/۲۷۲	۳/۰۲	۹۲/۶۰			
۷	۰/۲۷۱	۳	۹۵/۶۱			
۸	۰/۲۱۱	۲/۳۴	۹۷/۹۵			
۹	۰/۱۸۴	۲/۰۴	۱۰۰			

همان‌طور که جدول ۱ و شکل ۱ نشان می‌دهند، ۱ مؤلفه مقدار ویژه آن بیشتر از یک است. این مؤلفه، در مجموع ٦٦/٩٤ درصد از کل واریانس مربوط به بیگانگی دانشگاهی را تبیین می‌کنند.

به منظور تحقیق درباره ماهیت روابط بین متغیرها و نیز دستیابی به نام‌گذاری مناسب عامل‌ها، ضرایب بالاتر از ۰/٤۰ در تعریف عامل‌ها مهم و با معنی بوده و ضرایب کمتر از این حدود به عنوان عامل تصادفی در نظر گرفته شده است. هرچه بار عاملی یک سؤال زیادتر باشد، نفوذ آن سؤال در تبیین ماهیت عامل مورد نظر بیشتر است. نتایج ماتریس چرخش یافته با شیوه واریماکس در جدول ۲ نمایش داده شده است.

جدول ۲: بار عاملی گویه‌های مقیاس بیگانگی دانشگاهی

آیتم	سؤالات	مؤلفه ۱
۱	من از این دانشگاه ناامید هستم.	۰/۸۷۲
۲	فکر نمی‌کنم که عضوی از این دانشگاه هستم.	۰/۸۰۴
۳	فکر نمی‌کنم کسی در این دانشگاه مرا درک کند.	۰/۸۲۴
۴	من از بیان احساسات و افکارم در این دانشگاه تردید دارم.	۰/۸۳۷
۵	من می‌خواهم به محض تمام شدن دوره تحصیلی‌ام از این دانشگاه بروم.	۰/۷۹۳
۶	فکر می‌کنم زندگی من در این دانشگاه روتین شده است.	۰/۸۰۴
۷	احساس می‌کنم دارم از این دانشگاه دور می‌شوم.	۰/۷۷۹
۸	من در این دانشگاه احساس ناراحتی می‌کنم.	۰/۸۷۵
۹	من نمی‌خواهم، کمکی به این دانشگاه بکنم.	۰/۷۶۹

نتایج حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد سؤالات پرسش‌نامه در یک مؤلفه طبقه‌بندی شدند که بار عاملی تمامی سؤالات بالاتر از ۰/٤ بود بنابراین هیچ سؤالی حذف نشد.

تحلیل عاملی تأییدی

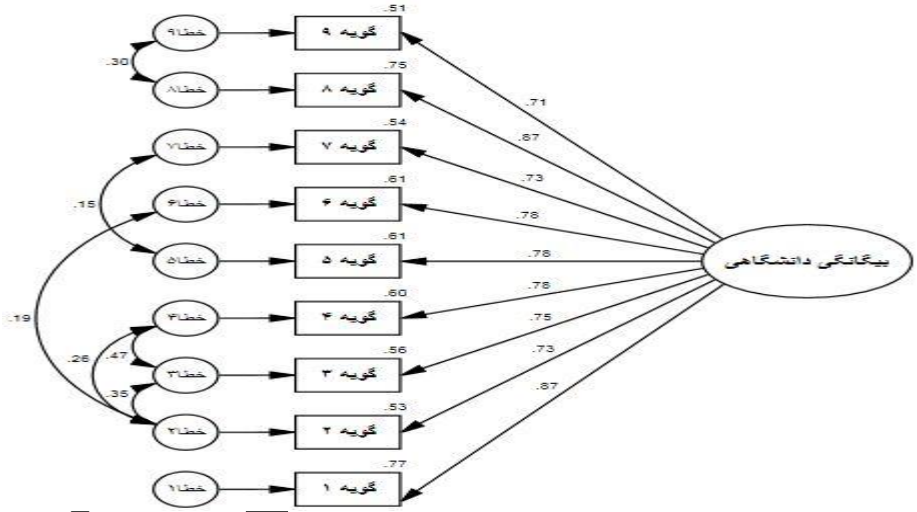
در تحلیل تأییدی که بر اساس مدل اکتشافی استخراج شده انجام گرفت، مدل تأیید شد. به منظور بررسی نیکویی برازش مدل با داده‌های پژوهش، شاخص مربوط به برازش مدل ارائه می‌شوند. جدول ۳ شاخص‌های برازش مدل بیگانگی دانشگاهی را نشان می‌دهد.

جدول ۳: شاخص‌های برازندگی مدل‌های اولیه و اصلاح شده

شاخص	χ^2	df	P	χ^2/df	RMSEA	GFI	AGFI	CFI	NFI	IFI	TLI
مدل اولیه	۱۲۰/۶۱	۲۷	۰/۰۰۱	۴/۴۶	۰/۱۳۲	۰/۸۷	۰/۷۹	۰/۹۳	۰/۹۱	۰/۹۳	۰/۹۱
مدل اصلاح شده	۴۰/۳۵	۲۱	۰/۰۰۷	۱/۹۲	۰/۰۶۸	۰/۹۶	۰/۹۱	۰/۹۹	۰/۹۷	۰/۹۹	۰/۹۷
مقدار مطلوب	-	-	>۰/۰۵	<۳	<۰/۰۸	> ۰/۹۰	> ۰/۹۰	> ۰/۹۰	> ۰/۹۰	> ۰/۹۰	> ۰/۹۰

با توجه به مندرجات جدول ۳ مقدار مجذور کای به دست آمده در مدل به لحاظ آماری معنادار است ($P<۰/۰۰۱$)، ولی با توجه به اینکه این شاخص در مواردی که حجم نمونه بالاست معنادار می‌شود، قابل اغماض هست. در عوض به جای شاخص مجذور کای به تفسیر شاخص دیگری

به نام نسبت مجذور کار بر درجه آزادی (χ^2/df) می‌پردازند. حاصل نسبت مجذور کای به درجه آزادی (۱/۹۲) است که در مقایسه با مقدار بحرانی ۳ شاخص قابل قبولی است. ضمن اینکه سایر شاخص‌های مدل در سطح مناسبی هستند و نشان از برازندگی مناسب آن با داده‌ها دارند. (RMSEA=۰/۰٦۸، GFI=۰/۹٦، AGFI=۰/۹۱، CFI=۰/۹۹، NFI=۰/۹۷، IFI=۰/۹۹، TLI=۰/۹۷). با توجه به نتایج حاصل از تحلیل عاملی تأییدی کلیه ضرایب مسیر مورد تأیید قرار گرفتند. لازم به ذکر است برای تأیید یا رد ضرایب مسیر از آلفای ۰/۰۵ استفاده شد. با توجه به اینکه تمام ضرایب استاندارد بالای ۰/٤ هستند و عدد معناداری آنها نیز بالای ۱/۹٦ است می‌توان نتیجه گرفت تمام ضرایب مسیر معنادار هستند. به علّت محدودیت در حجم مقاله از ارائه جدول ضرایب استاندارد و معناداری آنها خودداری شده است و صرفاً تحلیل عاملی تأییدی تحقیق که در الگوی مفهومی نیز مشخص است مورد بحث قرار گرفته است.



شکل ۲: الگو در حالت ضرایب استاندارد

بعد از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی، برای تعیین پایایی ابزار مذکور، از روش آلفای کرونباخ استفاده شد. نتایج محاسبه ضریب پایایی برای کل مقیاس بیگانگی دانشگاهی ۰/۹۳ بدست آمد که ضریب رضایت‌بخشی می‌باشد.

همچنین جهت بررسی پایایی پرسشنامه از روش بازآزمایی (آزمون-آزمون مجدد) استفاده شد. یافته‌ها نشان داد که همبستگی بین دو مرحله در سطح معنی‌داری ۰/۰۱ >p برابر با ۰/۸۹ است که مقدار بالایی است و نشان دهنده ارتباط و همبستگی قوی بین دو مرحله است و در نتیجه پایایی پرسشنامه بیگانگی دانشگاهی به روش بازآزمایی تایید شد.

نتایج ضریب همبستگی بین بیگانگی دانشگاهی با چارچوب اجتماع اکتشافی و خودکارآمدی در جدول ٤ ارائه شده است.

جدول ۴: همبستگی بین بیگانگی دانشگاهی با چارچوب اجتماع اکتشافی و خودکارآمدی

متغیرها	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۱.بیگانگی دانشگاهی	۱					
۲.چارچوب اجتماع اکتشافی	-۰/۳۹**	۱				
۳.حضور آموزشی	-۰/۳۷**	۰/۸۶**	۱			
۴.حضور اجتماعی	-۰/۲۵**	۰/۸۴**	۰/۵۵**	۱		
۵.حضور شناختی	-۰/۳۷**	۰/۹۱**	۰/۶۴**	۰/۷۳**	۱	
۶.خودکارآمدی	-۰/۱۸*	۰/۳۲**	۰/۳۰**	۰/۲۵**	۰/۳۰**	۱
میانگین	۲/۵۹	۳/۵۴	۳/۷	۳/۴۴	۳/۴۵	۳
انحراف معیار	۱/۰۶	۰/۶۷	۰/۷۹	۰/۸۱	۰/۷۳	۰/۶۱
کجی	۰/۲۸	-۰/۲۰	-۰/۵۰	-۰/۲۶	-۰/۱۱	-۰/۳۰
کشیدگی	-۰/۶۲	۰/۴۶	۰/۴۹	-۰/۲۰	۰/۲۸	-۰/۱۸

** همبستگی در سطح p< ۰/۰۱ ، * همبستگی در سطح p< ۰/۰۵

همچنان که در جدول بالا ملاحظه می‌شود، میانگین و انحراف معیار مقیاس بیگانگی دانشگاهی به ترتیب برابر ۲/۵۹ و ۱/۰۶؛ برای چارچوب اجتماع اکتشافی به ترتیب برابر ۳/۵٤ و ۰/٦۷ و برای خودکارآمدی به ترتیب برابر ۳ و ۰/٦۱ می‌باشد و همه همبستگی‌های ممکن بین بیگانگی دانشگاهی با چارچوب اجتماع اکتشافی و خودکارآمدی منفی و به لحاظ آماری معنی‌دار هستند. نتایج حاصل از اجرای رگرسیون چندگانه نشان داد که خرده مقیاس‌های چارچوب اجتماع اکتشافی بطور کلی می‌توانند بیگانگی دانشگاهی را پیش‌بینی نمایند (۰/۰۱ > p ،۱۳/۲٦ = (۱۹٦، F(۲). در نتیجه به منظور بررسی این مسأله که کدامیک از متغیرهای پیش‌بین حضور آموزشی، اجتماعی و شناختی به تنهایی قادر به پیش‌بینی متغیر ملاک بیگانگی دانشگاهی است، نتایج ضرایب رگرسیون گزارش می‌شود.

جدول ۵: ضرایب رگرسیون استاندارد شده متغیرهای خرده مقیاس‌های چارچوب اجتماعی اکتشافی در پیش‌بینی بیگانگی دانشگاهی

متغیرهای پیش‌بین	ضرایب رگرسیون (B)	خطای انحراف استاندارد	ضرایب رگرسیون استاندارد شده (β)	t	معنی‌داری
عدد ثابت	۴/۷۹	۰/۳۷۱		۱۲/۹۲	۰/۰۰۰۱
حضور آموزشی	-۰/۳۰۷	۰/۱۱۶	-۰/۲۲۸	-۲/۶۴	۰/۰۰۹
حضور اجتماعی	۰/۱۱۶	۰/۱۲۷	۰/۰۸۹	۰/۹۱۵	۰/۳۶۱
حضور شناختی	-۰/۴۲۵	۰/۱۵۴	-۰/۲۹۲	-۲/۷۶	۰/۰۰۶

ضرایب رگرسیون استاندارد شده نشان می‌دهند که حضور آموزشی و حضور شناختی قادر به پیش‌بین بیگانگی دانشگاهی هستند اما حضور اجتماعی نمی‌تواند بیگانگی را پیش‌بینی کند.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف تحلیل ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس بیگانگی دانشگاهی و همچنین عوامل اثرگذار بر آن در آموزش الکترونیکی دوران کووید-۱۹ انجام شد. یافته‌ها در مورد روایی پرسشنامه بیگانگی دانشگاهی نشان داد که اجرای تحلیل عاملی بر اساس ماتریس همبستگی حاصل در گروه نمونه مورد مطالعه قابل توجیه بود. این نتیجه مشابه یافته‌های کورتولموس و همکاران (۲۰۱۵)، کورتولموس(۲۰۱٦) و کاکیره (۲۰۱٦) در این زمینه است. نتایج به دست آمده نشان می‌دهد آلفای کرونباخ محاسبه شده برای برای کل پرسشنامه ۰/۹۳ و پایایی بازآزمایی برابر ۰/۸۹ می‌باشد که نشان دهنده پایایی خوب پرسشنامه است. آلفای کرونباخ بدست آمده با پژوهش‌های کورتولموس و همکاران (۲۰۱۵)، کورتولموس (۲۰۱٦) و کاکیره (۲۰۱٦) همخوان است.

یکی دیگر از نتایج به دست آمده از تحقیق این است که ادراک خودکارآمدی با بیگانگی دانشگاهی رابطه منفی و معنی‌داری دارد. در مطالعه انجام شده توسط کلیک (۲۰۲۰)، پولات و همکاران (۲۰۱۵) و لوئیس (۲۰۰۹) به این نتیجه رسیدند دانش‌آموزانی که دارای ادراک خودکارآمدی تحصیلی بالا هستند، کمتر احساس از خود بیگانگی می‌کنند. به گفته بندورا[1] (۲۰۰٦)، خودکارآمدی چگونگی درک فرصت‌ها و موانع محیطی را تعیین می‌کند. بندورا تأکید می‌کند که افراد با خودکارآمدی پایین تمایل به بزرگ‌نمایی مشکلات و موانع و تداوم عیب‌های خود دارند. بنابراین می‌توان گفت دانشجویان با خودکارآمدی بالا بیگانگی کمتری را تجربه خواهند کرد که این پدیده منفی است. در واقع، در حالی که ناتوانی بیانگر انتظار کم برای موفقیت است، خودکارآمدی بیانگر باور به توانایی برای غلبه بر شرایط دشوار است. افرادی که از خودبیگانگی را تجربه می‌کنند، تمایل دارند نتایج وقایع را به عوامل بیرونی نسبت دهند. در واقع، در مطالعه انجام شده توسط کاندمیر (۲۰۱٤؛ به نقل از کلیک، ۲۰۱۰)، مشخص شد که ادراک خودکارآمدی بر سبک‌های اسناد افراد نسبت به موفقیت یا شکست تأثیر می‌گذارد. در نتیجه می‌توان گفت که خودکارآمدی متغیر مهمی است که بر بیگانگی دانشگاهی تأثیر می‌گذارد. چارچوب اجتماع اکتشافی با بیگانگی دانشگاهی رابطه منفی و معنی‌داری دارد. این یافته تاحدودی با نتایج پژوهش‌های دی‌گانیه و والترز (۲۰۰۹) و جناآبادی و همکاران (۱۳۹۹) همسو می‌باشد. همانطور که ذکر شد چارچوب اجتماع اکتشافی دارای سه مؤلفه حضور آموزشی، اجتماعی و شناختی است. به نظر می‌رسد عنصر حضور تدریس منجر به ایجاد، اداره و هماهنگ ساختن فعالیت‌ها و تجارب آموزشی آنلاین با کیفیتی شده که اجتماعات اکتشافی مولد را مورد پشتیبانی و استمرار و جهت‌دهی قرار داده که در نتیجه باعث بهبود یادگیری فراگیران می‌گردد. یادگیری آنلاین مکرراً خواستار فراگیرانی است که تجربیات و دیدگاه‌های فردی خود را به

1 . Bandura

اشتراک گذارند و این مستلزم یک حسی از ارتباط احترام و اعتماد است. بایستی اشاره شود که حضور اجتماعی به معنای حمایت از یک جو مودبانه که در آن فراگیران فاقد دیدگاهی انتقادی نسبت به ایده‌های بیان شده توسط دیگران از ترس صدمه خوردن احساسات دیگران و برهم خوردن جریان ارتباط، باشند، نبوده بلکه به معنای خلق جوی حامی و ترغیب کنندهٔ پرسش‌گری، شکاکیت و ارائه ایده‌های تبیینی‌تر است چرا که در محیط‌های یادگیری آنلاین، فراگیران احتمالاً تجربیات منفی را از احساس انزوا و بیگانگی به خاطر جدایی فیزیکی از سایر فراگیران داشته‌اند این تجارب منفی به وسیله‌ی افزایش یافتن احساس حضور اجتماعی ادراک شده‌ی فراگیران، قابل کاهش یا حذف است. همچنین به منظور ایجاد یادگیری سطح بالا در یک محیط تعاملی آنلاین، بحث‌های آنلاینی بایستی خواستار مشارکت شاختی یادگیرندگان در جهت تلفیق، ترکیب و ارزشیابی ایده‌های بحث شود. برای تحقق این هدف راهبردهایی بایستی به کار برده شود که به فراگیران امکان ایجاد یک اجتماع اکتشافی را که از طریق آن بتواند در یک گفتمان انتقادی معنادار مشارکت نماید و این امر مستلزم حضور شناختی می‌باشد (تقی‌زاده و همکاران، ۱۳۹۷). با توجه به توضیحات مذکور در چنین فضایی دانشجو دیگر نمی‌تواند علل ناکامی‌های خود را به اساتید و جو آموزشی مربوط سازد و خود را به عنوان قربانی شرایط بداند، بلکه مسئولیت عملکرد خود را می‌پذیرد و خود را فردی شایسته می‌داند. این افراد توانمند بودن را نشانه ارزشمند بودن می‌دانند و همواره خودپنداره‌ی مثبتی از خود خواهند داشت که این امر می‌تواند باعث کاهش از خودبیگانگی شود.

از محدودیت‌های پژوهش حاضر می‌توان به روش نمونه‌گیری غیرتصادفی دردسترس اشاره کرد. بنابراین در تعمیم نتایج حاصل از این پژوهش به سایر جوامع تحصیلی، باید ضمن در نظر گرفتن شرایط و پیچیدگی‌های محیط مخصوص به آن حوزه؛ جوانب احتیاط را نیز رعایت نمود. بنابراین پیشنهاد می‌شود که در پژوهش‌های آتی به منظور تعمیم‌پذیری بیشتر به سایر جوامع تحصیلی؛ علاوه بر استفاده از روش‌های نمونه‌گیری تصادفی، از سایر ابزارهای اندازه‌گیری نظیر مصاحبه و شرح‌حال‌گیری برای بیگانگی استفاده گردد و در خلال آن، رابطهٔ سایر داده‌های جمعیت‌شناختی و زمینه‌های تحصیلی نظیر مقطع تحصیلی، رشته تحصیلی و همچنین فرهنگ و رویکردهای یادگیری را می‌توان با بیگانگی دانشگاهی بررسی کرد.

با توجه به روایی و پایایی مناسب مقیاس بیگانگی دانشگاهی، استفاده از آن برای تعیین و بهبود بیگانگی توصیه می‌گردد. باتوجه به اینکه حضور آموزشی و شناختی آنلاین با بیگانگی رابطه داشته پیشنهاد می‌شود به منظور افزایش حضور شناختی و حضور آموزشی یادگیرندگان، استاد می‌تواند با بهره‌گیری بهینه از کلاس‌های آنلاین و الکترونیک، زمینه یادگیری مشارکتی و پرسش‌ها و تکالیف چالش‌انگیزدر کلاس فراهم کند. درگیری شناختی و هیجانی به درک و فهم بهتر، و ایجاد انگیزه در یادگیرندگان کمک می‌کند و زمینه کاهش بیگانگی را فراهم می‌سازد. با

آماده انتشار

توجه به محدود بودن تعاملات در آموزش آنلاین، تلاش استاد در جهت ایجاد تعاملات سازنده بین یادگیرندگان، می‌تواند به تقویت احساس پیوند و تعلق دانشجویان به کلاس مجازی منجر شود و نگرش مثبتی را نسبت به یادگیری در آنان ایجاد کند. همچنین، اساتید برای افزایش حضور تدریس خودشان، لازم است از بکارگیری روش‌های آموزش سنتی در آموزش آنلاین اجتناب کنند. بدیهی است که طراحی آموزشی مناسب توسط استاد بارشناختی بیرونی یادگیرندگان را کاهش داده و انگیزه آنان را افزایش می‌دهد. بنابراین، در یک نتیجه کلّی می‌توان گفت که مشاوران حاضر در دانشگاه به صورت مجازی البته بیشتر با تأکید بر شکل حضوری (با رعایت پروتکل‌های بهداشتی و حفظ فاصله) با استفاده از سخنرانی‌ها، تشکیل کارگاه‌ها و ارسال کلیپ‌ها و پیام‌های مبتنی بر پیامدهای منفی بیگانگی می‌توانند نقش مؤثری در حضور آموزشی، شناختی و اجتماعی دانش‌آموزان در کلاس درس داشته باشند و زمینه‌های بیگانگی تحصیلی را کاهش دهند.

فهرست منابع

Arbaugh, J. B. (2008). Does the community of inquiry framework predict outcomes in online MBA courses? *The International Review of Research in Open and Distributed Learning*, *9*(2), 1-21. doi.org/10.19173/irrodl.v9i2.490

Bandura, A. (2006). Toward a psychology of human agency. *Perspectives on Psychological science*, *1*(2), 164-180. https://doi.org/10.1111/j.1745-6916.2006.00011.x

Brooks, S. K., Webster, R. K., Smith, L. E., Woodland, L., Wessely, S., Greenberg, N., & Rubin, G. J. (2020). The psychological impact of quarantine and how to reduce it: rapid review of the evidence. *The Lancet*, *395*(10227), 912-920. https://doi.org/10.1016/S0140-6736(20)30460-8

Çelik, O. T. (2020). Prediction of alienation from university according to gender, department selection, academic success and academic self-efficacy. *Inonu University Journal of the Faculty of Education (INUJFE)*, 21(2), 813-826. https://doi.org/10.17679/inuefd. 661389

De Gagne, J. C., & Walters, K. (2009). Online teaching experience: A qualitative metasynthesis (QMS). *MERLOT Journal of Online Learning and Teaching*, *5*(4), 577-589. https://jolt.merlot.org/vol5no4/abstracts.htm

DeVon, H. A., Block, M. E., Moyle-Wright, P., Ernst, D. M., Hayden, S. J., Lazzara, D. J., Savoy, S. M., & Kostas-Polston, E. (2007). A psychometric toolbox for testing validity and reliability. *Journal of Nursing scholarship*, *39*(2), 155-164. https://doi.org/10.1111/j.1547-5069.2007.00161.x

Garrison, D. R. (2003). Self-directed learning and distance education. *Handbook of distance education* (814), 161-168.

Garrison, D. R., Anderson, T. & Archer, W. (2001). Critical thinking, cognitive presence, and computer conferencing in distance education. *American Journal of Distance Education*, *15*(1), 7-23. https://doi.org/10.1080/08923640109527071

Grunschel, C., Patrzek, J., & Fries, S. (2013). Exploring different types of academic delayers: A latent profile analysis. *Learning and Individual Differences*, *23*, 225-233. https://doi.org/10.1016/j.lindif.2012.09.014

Harrell, K. (2017). *The impact of blended learning on social presence, cognitive presence, teaching presence, and perceived learning*. Liberty University.

Hascher, T., & Hagenauer, G. (2010). Alienation from school. *International journal of educational research*, *49*(6), 220-232. https://doi.org/10.1016/j.ijer.2011.03.002

Jenaabadi, H., Marziyeh, A., & Ebrahimi, M. (2020). The effectiveness of study and learning skills training on of students' reduction of negative academic Emotions and Educational Self-Handicapping. *Biquarterly Journal of Cognitive Strategies in Learning*, 8(15), 73-89 10.22084/J.PSYCHOGY.2020.21127.2111. (Text in Persian)

Jones, E. G., & Kay, M. (1992). Instrumentation in cross-cultural research. *Nursing Research*, *41*(3), 186–188. https://doi.org/10.1097/00006199-199205000-00012

Kaçire, İ. (2016). The Impact of the university students' level of alienation on their perception of general satistaction. *International Journal of Higher Education*, *5*(1), 38-46. https://eric.ed.gov/?id=EJ1082100

Kline, R. B. (2015). *Principles and practice of structural equation modeling*: Guilford publications.

Kurtulmus, M. (2016). The effect of diversity climate perception on alienation of students to university. *International Journal of Higher Education*, *5*(1), 141-151. https://eric.ed.gov/?id=EJ1088676

KURTULMUŞ, M., KAÇİRE, İ., KARABIYIK, H., & Yiğit, B. (2015). ÜNİVERSİTE YABANCILAŞMA ÖLÇEĞİ GEÇERLİK GÜVENİRLİK ÇALIŞMASI. *Elektronik Eğitim Bilimleri Dergisi, 4*(7), 100-110. https://dergipark.org.tr/en/download/article-file/147668

Lawshe, C. H. (1975). A quantitative approach to content validity. *Personnel psychology*, *28*(4), 563-575. https://doi.org/10.1111/j.1744-6570.1975.tb01393.x

Lewis, J. (2009). *Social alienation, self-efficacy, and career goals as related to the academic performance of college sophomores. Unpublished doctoral dissertation*, Marywood University, USA.

Lim, J., & Richardson, J.C. (2020). Predictive effects of undergraduate student's perceptions of social, cognitive, and teaching presence on affective learning outcomes according to disciplines. *Computers & education*. 104063. https://doi.org/10.1016/j.compedu.2020.104063

Mann, S. J. (2005). Alienation in the learning environment: a failure of community? *Studies in higher education*, *30*(1), 43-55. https://doi.org/10.1080/0307507052000307786

McNeill, L., Rice, M. & Wright, V. (2019). An exploratory factor analysis of a teaching presence instrument and the ICAP framework in an online computer applications course. In *Global Learn* (pp. 310-317). Association for the Advancement of Computing in Education (AACE). https://www.learntechlib.org/primary/p/210327/.

Milner, M., & Wolfer, T. (2014). The use of decision cases to foster critical thinking in social work students. *Journal of Teaching in Social Work*, *34*(3), 269-284. https://doi.org/10.1080/08841233.2014.909917

POLAT, M., DİLEKMEN, M., & YASUL, A. F. (2015). Öğretmen Adaylarinda Okula Yabancilaşma ve Akademik Öz-Yeterlik: Bir Chaid Analizi İncelemesi. *Uluslararası Eğitim Bilimleri Dergisi*(4), 214-232. https://dergipark.org.tr/en/pub/inesj/issue/40013/475705

Bavojdan, R., Bavojdan, M. R., Nikazin, M., & Kaviani, A. (2012). N. Khezri Moghadam A. (2012). Relationship Between General Self-Efficacy And Metacognition Believes With Coping Strategies In Male Substance Abuse. *Journal of Applied Psychology, 6* (3), 85-102. https://apsy.sbu.ac.ir/article_95696.html (Text in Persian)

Rajabi, G. R. (2006). Reliability and validity of General Self-Efficacy beliefs scale (GSE-10) in psychology students of the faculty of educational sciences and psy-chology of Shahid Chamran University of Ahwaz and Marvdasht Azad University. *Quarterly Journal of New Thoughts on Education, 1* (1), 111-122. 10.22051/JONTOE.2006.287 (Text in Persian)

Rezaei Kalantari, M., & Eftekhari Kanzari, F. (2019). The relationship between loneliness and mental health with internet addiction in high school students in Sari, 1397-1396. *Information and Communication Technology in Educational Sciences, 9*(36), 5-23. https://ictedu.sari.iau.ir/article_670220.html?lang=en (Text in Persian)

Sarıalioğlu, A., Atay, T., & Arıkan, D. (2022). Determining the relationship between loneliness and internet addiction among adolescents during the covid-19 pandemic in Turkey. *Journal of Pediatric Nursing, 63*, 117-124. https://doi.org/10.1016/j.pedn.2021.11.011

Schabracq, M., & Cooper, C. (2003). To be me or not to be me: About alienation. *Counselling Psychology Quarterly, 16*(2), 53-79. https://doi.org/10.1080/0951507031000152650

Schwarzer, R., & Jerusalem, M. (1995). Generalized self-efficacy scale. *J. Weinman, S. Wright, & M. Johnston, Measures in health psychology: A user's portfolio. Causal and Control Beliefs, 35*-37. https://diabetes-psychologie.de/downloads/Beschreibung_GSE.pdf

Simonson, M., Zvacek, S. M., & Smaldino, S. (2019). Teaching and learning at a distance: Foundations of distance education 7th edition. *Boston*, MA: Pearson Education, Inc.

Şİmşek, H., & Akdemir, Ö. A. (2015). Üniversite öğrencilerinde okula yabancılaşma. *Current Research in Education, 1*(1), 1-12.

Taghizade, A., Hatami, J., Fardanesh, H., & Noroozi, O. (2018). Validating the Persian version of the Community of Inquiry framework survey instrument in web-based learning environments. *Quarterly of Educational Measurement, 8*(31), 47-63. https://doi.org/10.22054/jem.2018.30681.1716 (Text in Persian)

Thomas, M. K. (2017). *Electronic versus physical art making: an exploration of the process and product*. Notre Dame de Namur University.

Yılmaz, S., & Sarpkaya, P. (2009). Eğitim örgütlerinde yabancılaşma ve yönetimi. *Uluslararası İnsan Bilimleri Dergisi*, *6*(2), 314-333. http://www.insanbilimleri.com

This article is an open-access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons AttributionNoncommercial 4.0 International (CC BY-.NC-ND 4.0) https://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0