

دروغ‌پردازی‌های امروز، اقدامات غیر اخلاقی فردا: یک مدل علی ارتباط بین منبع کنترل و بی-

صداقتی تحصیلی با نقش میانجی‌گری خودپنداشت تحصیلی در دانشجویان پرستاری

کامیار عظیمی*: دانشجوی دکتری روانشناسی تربیتی، گروه روانشناسی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

منیجه شهنی بیلاق: عضو هیأت علمی، گروه روانشناسی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

مرضیه امینی: دانش‌آموخته کارشناسی ارشد، گروه روانشناسی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

چکیده: با وجود ادبیات رو به رشد در رفتار اخلاقی پرستاران، توجه کمی به اهمیت رفتارهای بی‌صداقتی تحصیلی شده است. از دید این ناسازگاری، مؤسسات آموزش عالی و اعضای هیئت‌علمی را با چالش‌های جدیدی در تضمین نمودن درستکاری تحصیلی مواجه ساخته است. پژوهش حاضر، نقش واسطه‌گری خودپنداشت تحصیلی را در ارتباط بین منبع کنترل و بی‌صداقتی تحصیلی در قالب یک مدل ساختاری مورد آزمایش قرار داد. این مطالعه بر روی نمونه‌ای از ۲۹۸ دانشجوی پرستاری دانشگاه علوم پزشکی جندی‌شاپور اهواز صورت گرفت که روش مدلیابی معادلات ساختاری برای بررسی رابطه بین سازه‌ها به کار گرفته شد. به‌منظور گردآوری اطلاعات از مقیاس‌های منبع کنترل، خودپنداشت تحصیلی و بی‌صداقتی تحصیلی استفاده شد که روایی و اعتبار آن‌ها به روش تحلیل عامل تأییدی و ضریب آلفای کرونباخ مطلوب به دست آمد. نرم‌افزارهای SPSS و AMOS نسخه ۲۲ جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها استفاده گردید. نتایج نشان داد که خودپنداشت تحصیلی به‌طور معنی‌داری رابطه بین منبع کنترل درونی و بیرونی با بی‌صداقتی تحصیلی را میانجی‌گری می‌کند. منبع کنترل درونی پیش‌بین مثبت و منبع کنترل بیرونی پیش‌بینی کننده منفی معنی‌دار خودپنداشت تحصیلی بودند. همچنین، خودپنداشت تحصیلی با کاهش بی-صداقتی تحصیلی همراه بود. افزون بر این، اثرات مستقیم منبع کنترل درونی و منبع کنترل بیرونی بر بی‌صداقتی تحصیلی وجود داشت. این یافته‌ها، مفاهیم کاربردی و تجربی حائز اهمیت را برای محققان و متخصصانی که به دنبال بررسی و کاهش بی‌صداقتی تحصیلی در محیط‌های تحصیلی و بالینی میان دانشجویان پرستاری هستند، برجسته می‌سازد.

واژگان کلیدی: بی‌صداقتی تحصیلی، منبع کنترل، خودپنداشت تحصیلی، دانشجویان پرستاری.

*نویسنده‌ی مسؤؤل: دانشجوی دکتری روانشناسی تربیتی، گروه روانشناسی، دانشکده علوم تربیتی و روانشناسی، دانشگاه شهید چمران اهواز، اهواز، ایران.

Email: kamyarazemi@yahoo.com

مقدمه

امروزه رشد سریع و مداوم پدیده بی‌صدافتی تحصیلی به‌عنوان یک مسئله شایع و مهم جهانی برای نظام آموزشی در عرصه تحصیلی شناخته شده است، به طوری که دانشجویان پرستاری از این قاعده مستثنا نیستند (پلد و همکاران، ۲۰۱۸؛ میکائیل و همکاران، ۲۰۱۷؛ بیرکس و همکاران، ۲۰۱۸؛ بولتس و همکاران، ۲۰۱۷). آندرمین و وان (۲۰۱۷) بی‌صدافتی تحصیلی را به‌عنوان مجموعه رفتارهای مبتنی بر نیرنگ و فریب به‌منظور دستیابی به پیامدها و نتایجی که فرد شایستگی آن‌ها را ندارد، تعریف نموده‌اند که به شکل تقلب در امتحانات، اظهارنظرهای دروغین و مخفی‌کاری خلاق مفهوم‌سازی می‌گردد. با توجه به این موضوع، صداقت به‌عنوان یک ارزش اخلاقی پایه در نظر گرفته می‌شود و درستکاری تحصیلی در محیط‌های آموزشی امری حیاتی محسوب می‌گردد. این امر به‌ویژه در حرفه پرستاری مهم است، چراکه رفاه و سلامتی بیماران به مراقبت‌های پرستاران بستگی دارد (بیرکس و همکاران، ۲۰۱۸). با چنین انتظارات اخلاقی بالا از این حرفه، می‌توان فرض کرد که عدم ارتکاب بی‌صدافتی تحصیلی در دانشجویان پرستاری وجود ندارد (آلن و همکاران، ۲۰۱۷).

طبق نظرات نیک و لینگل (۲۰۱۵)، ۷۰٪ دانشجویان پرستاری حتی باوجود راهبردهای فعلی اساتید برای کاهش نرخ درگیری آن‌ها در رفتارهای بی‌صدافتی تحصیلی، مرتکب نوعی از اشکال بی‌صدافتی تحصیلی شده‌اند. همچنین، مک کلانگ و اشنایدر (۲۰۱۸) تأکید کرده‌اند که دانشجویان پرستاری در هر دو زمینه تحصیلی و بالینی اقدام به انجام بی‌صدافتی تحصیلی می‌کنند. بدین‌جهت، مؤسسات آموزش عالی و اساتید به جد نگران این موضوع هستند، چراکه محققان نشان داده‌اند خطر گسترش رفتار بی‌صدافتی تحصیلی در کلاس درس با رفتارهای ناسازگار در محیط بالینی مرتبط است (براون و همکاران، ۲۰۱۸؛ لینچ و همکاران، ۲۰۱۷). بنابراین، بررسی مسائل اساسی موجود در زمینه بی‌صدافتی

تحصیلی و شناسایی عواملی که می‌تواند این امر را تسهیل کند، به‌منظور کاهش ارتکاب این ناسازگاری ضروری و حائز اهمیت است. در این راستا، پژوهش حاضر به دنبال شناسایی و گسترش دانش در زمینه بی‌صدافتی تحصیلی و ایجاد بینشی جدید از عوامل مؤثر بر آن است. اخیراً، بررسی‌ها نشان داده‌اند که ارتکاب بی‌صدافتی تحصیلی به‌منظور به دست آوردن اعتبار و خوش‌نامی تحصیلی، احتمالاً تا حدودی مرتبط با سازه منبع کنترل است (جانسن و همکاران، ۲۰۱۸؛ رین و همکاران، ۲۰۱۴). منبع کنترل بر پایه نظریه یادگیری اجتماعی استوار است (راتر، ۱۹۹۶). راتر (۱۹۶۶) منبع کنترل را به صورت انتظار تعمیم‌یافته مفهوم‌سازی می‌کند که درباره نظام اعتقادی افراد با منابع تقویتی تدوین‌شده مرتبط است و به شکل درونی و بیرونی طبقه‌بندی می‌شود. در زمینه تحصیلی، افراد برخوردار از منبع کنترل درونی معتقدند که نمره‌های آن‌ها به توانایی، مهارت یا تلاششان بستگی دارد، درحالی‌که افراد با منبع کنترل بیرونی بر این باورند که نمره‌های آن‌ها تابعی از شانس، معلم و برخی علل بیرونی دیگر است (گالاگر، ۲۰۱۰). همچنین، سیرا و هیمن (۲۰۰۶) عنوان می‌کنند وقتی باور بر این باشد که موفقیت یا شکست خارج از کنترل فرد است، میزان بروز واکنش‌های مختلف تحصیلی ازجمله رفتارهای بی‌صدافتی تحصیلی گسترش می‌یابد. به‌این‌ترتیب، افرادی که دارای منبع کنترل بیرونی هستند، احتمالاً بیشتر به ارتکاب رفتارهای بی‌صدافتی تحصیلی در مقایسه با کسانی که دارای منبع کنترل داخلی‌اند، می‌پردازند (رتینجر و کرامر، ۲۰۰۹؛ پینو و اسمیت، ۲۰۰۳؛ کارابینیک و سرول، ۱۹۷۸). به‌عنوان مثال، اعتقاد داشتن به اینکه امتحان به‌قدری دشوار خواهد بود که قبولی در آن غیرممکن است، زمینه‌ساز درگیری و مشارکت برخی از افراد در رفتارهای متقلبانه و جعلی می‌شود (گالاگر، ۲۰۱۰؛ هنینگ، ۲۰۱۳). افزون بر رفتار واقعی، منبع کنترل بر نگرش نسبت به تقلب در کلاس درس نیز تأثیرگذار است (یسی‌لیورت، ۲۰۱۴؛ کلمن و مهافی، ۲۰۰۰).

دانشجویان در حوزه برنامه درسی معمولاً تحت عنوان خودپنداشت تحصیلی شناخته شده است (کادیر و همکاران، ۲۰۱۷). مارش و سیتون (۲۰۱۳) خودپنداشت تحصیلی را به خودآگاهی و برداشت شخصی فرد از توانایی و شایستگی‌های تحصیلی خود در یک زمینه تحصیلی خاص تعریف کرده‌اند. رین و همکاران (۲۰۱۴) معتقد هستند که مفهوم خودپنداشت تحصیلی پایین، به‌خصوص باور دانش آموزان نسبت به عدم توانایی آن‌ها در انجام تکالیف موردنیاز برای بهبود کارایی، به‌شدت با گرایش به بی‌صدافتی تحصیلی مرتبط است. در همین رابطه، یافته‌های اوگن‌ماکین و اکومولاف (۲۰۱۳) تأیید کردند که از میان متغیرهای مختلف، خودپنداشت تحصیلی بیشترین نقش را در تصمیم‌گیری دانشجویان برای ارتکاب به بی‌صدافتی تحصیلی ایفا کرده است. بدین‌سان، دانشجویانی که نمره‌های بالایی کسب می‌کنند، خودپنداشت و اعتمادبه‌نفس مثبتی را پرورش می‌دهند که به احتمال زیاد سبب کاهش ارتکاب به بی‌صدافتی تحصیلی می‌گردد؛ در مقابل، آن‌هایی که به نمره‌های بالایی دست نمی‌یابند، احساس شکست و عدم پذیرش دارند و از این‌رو در جهت کسب اطمینان از موفقیت و به دست آوردن تأیید دیگران درباره توانایی‌هایشان، به اقداماتی از قبیل بی‌صدافتی تحصیلی متوسل می‌شوند. به‌علاوه، برخی دیگر از مطالعات گزارش کردند که خودپنداشت تحصیلی ممکن است رابطه منبع کنترل با بی‌صدافتی تحصیلی را تحت تأثیر قرار دهد. رین و همکاران (۲۰۱۴) ادعا کردند که منابع شکست یا موفقیت، چه بیرونی یا درونی، بخشی از اطلاعاتی هستند که دانشجویان برای ارزیابی توانایی‌های علمی و ایجاد یک مفهوم پایدار از خودپنداشت تحصیلی خود استفاده می‌کنند، به‌طوری‌که یافته‌ها نشان دادند منبع کنترل پیش‌بین معنی‌داری برای خودپنداشت تحصیلی است. همچنین، لو و چوی (۲۰۱۳) گزارش کرده‌اند دانشجویانی که معتقدند موفقیت یا شکست عمدتاً ناشی از تلاش‌ها یا توانایی‌های خود آن‌ها است، تلاش جدی‌تری به خرج می‌-

باین‌وجود تا به امروز محققان نتایج متناقضی در مورد رابطه منبع کنترل و رفتار بی‌صدافتی تحصیلی پیدا کرده‌اند. یافته‌های پژوهش یسی‌لیورت (۲۰۱۴) در نمونه‌ای متشکل از دانشجو-معلمان، بیانگر آن بود که منبع کنترل با نگرش نسبت به بی‌صدافتی تحصیلی ارتباط مثبت و معنی‌داری دارد. همچنین، برزگر بفرویی و برزگر بفرویی (۱۳۹۵) در بررسی رابطه منبع کنترل با رفتارهای تقلب در دانشجویان، گزارش کردند که منبع کنترل پیش‌بین مثبت و معنی‌دار تقلب تحصیلی است. برعکس، رین و همکاران (۲۰۱۴) در پژوهش خود به بررسی منبع کنترل و بی‌صدافتی تحصیلی در دانشجویان با استعداد پرداختند. آن‌ها دانشجویان را به گروه‌های صادق، غیر صادق و گروه کلی مشارکت‌کنندگان که از ترکیب نمره گروه‌های صادق و غیر صادق تشکیل می‌شد، تقسیم کردند. یافته‌های آن‌ها نشان داد منبع کنترل با نمره کلی گروه‌ها همبستگی معنی‌داری دارد، اما فاقد ارتباط معنی‌دار با نمره‌های گروه صادق بود. افزون بر این، ویتلی (۱۹۹۸) در فرا تحلیل خود از تقلب تحصیلی در دانشجویان، متذکر شد که تقلب تحصیلی با منبع کنترل درونی رابطه معنی‌دار ضعیفی دارد. بدین جهت تا به امروز در ایران هیچ تحقیقی نقش منبع کنترل در تبیین بی‌صدافتی تحصیلی را در جمعیت دانشجویان پرستاری به صورت خاص موردبررسی قرار نداده است. در نتیجه مشخص نیست که منبع کنترل با بی‌صدافتی تحصیلی تا چه حد در دانشجویان پرستاری مرتبط است؛ بنابراین، مطالعه حاضر به بررسی این شکاف پژوهشی در نمونه‌ای از دانشجویان پرستاری پرداخته است.

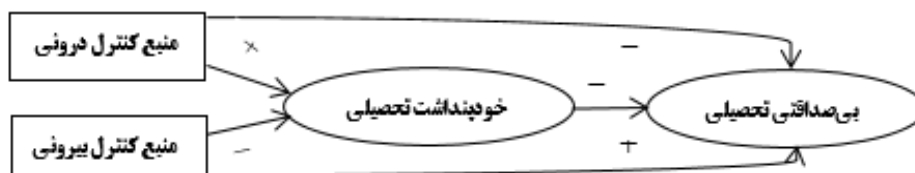
افزون بر این، پژوهش‌های پیشین مشخص نموده‌اند که خودپنداشت تحصیلی فراتر از عوامل خارجی (فشار معلمان)، عوامل درونی (صفات شخصیتی و خودکارآمدی) و عوامل محیطی (جو محیطی و سیاست مدرسه) واریانس قابل‌توجهی از بی‌صدافتی تحصیلی را تبیین می‌کند (سینگ و همکاران، ۲۰۱۶؛ رحمان و وحید، ۲۰۱۴؛ لیستر و رابرتز، ۲۰۱۱؛ تس و تکایا، ۲۰۱۰). خودپنداشت

توجه به مدل پیشنهادی، فرضیه‌های این پژوهش به شرح زیر ارائه شده است:

- (۱) منبع کنترل درونی به شکل مثبت خودپنداشت تحصیلی را پیش‌بینی می‌کند.
- (۲) منبع کنترل بیرونی به شکل منفی خودپنداشت تحصیلی را پیش‌بینی می‌کند.
- (۳) خودپنداشت تحصیلی به شکل منفی بی‌صداقتی تحصیلی را پیش‌بینی می‌کند.
- (۴) منبع کنترل درونی به صورت غیرمستقیم از طریق خودپنداشت تحصیلی با بی‌صداقتی تحصیلی رابطه دارد.
- (۵) منبع کنترل بیرونی به صورت غیرمستقیم از طریق خودپنداشت تحصیلی با بی‌صداقتی تحصیلی رابطه دارد.
- (۶) منبع کنترل درونی به شکل منفی بی‌صداقتی تحصیلی را پیش‌بینی می‌کند.
- (۷) منبع کنترل بیرونی به شکل مثبت بی‌صداقتی تحصیلی را پیش‌بینی می‌کند.

دهند و خودپنداشت تحصیلی پایدارتری دارند. به طوری که این ادراک از شایستگی‌های خود در رابطه با یادگیری‌های تحصیلی، کاهش ارتکاب رفتار بی‌صداقتی تحصیلی را به دنبال دارد.

در مجموع، با توجه به اینکه ارزش‌های اخلاقی بخش مهمی از آموزش پرستاری در دوره تحصیلی به شمار می‌رود، تحقیقات معدودی وجود دارد که ادراکات دانشجویان پرستاری از رفتار بی‌صداقتی تحصیلی و عوامل مرتبط با آن را در نمونه دانشجویان ایرانی توصیف نمایند (بهرامی و همکاران، ۱۳۹۴؛ ایمانی و همکاران، ۱۳۹۴). از سوی دیگر، ادبیات پژوهشی فوق‌الذکر، مبنایی برای بررسی ماهیت و قدرت روابط بین منبع کنترل، خودپنداشت تحصیلی و بی‌صداقتی تحصیلی فراهم می‌کند (رین و همکاران، ۲۰۱۴؛ رحمان و وحید، ۲۰۱۴؛ لیستر و رابرتز، ۲۰۱۱). بنابراین، هدف این مطالعه بررسی رابطه بین منبع کنترل و بی‌صداقتی تحصیلی از طریق میانجی‌گری خودپنداشت تحصیلی در دانشجویان پرستاری بود. با



نمودار ۱. مدل پیشنهادی رابطه علی منبع کنترل و بی‌صداقتی تحصیلی با میانجی‌گری خودپنداشت تحصیلی در دانشجویان پرستاری

SPSS نسخه ۲۲ و جهت انجام آمار توصیفی (میانگین، انحراف معیار) و استنباطی (ضریب همبستگی پیرسون و تحلیل عامل تأییدی و آزمون بوت استراپ (Bootstrapping) مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفتند. جامعه آماری این مطالعه کلیه دانشجویان پرستاری می‌باشند که در سال تحصیلی ۹۷-۱۳۹۶ در دانشگاه علوم پزشکی جندی‌شاپور اهواز به تحصیل اشتغال داشتند و دو ترم از تحصیل خود را گذرانده بودند. کلان (۲۰۱۱) پیشنهاد می‌کند که اندازه نمونه ۱۰ تا ۲۰ پاسخگو به

مواد و روش‌ها

پژوهش حاضر توصیفی از نوع همبستگی است که به منظور ارزیابی روابط بین سازه‌ها و متغیرهای اندازه‌گیری شده در الگوی مفهومی پیشنهاد شده و با استفاده از مدل‌یابی معادلات ساختاری (Structural Equation Model) طراحی شده است. از روش درست‌نمایی بیشینه (Maximum Likelihood) برای آزمون مدل فرضی پژوهش و برازش آن با داده‌های گردآوری شده استفاده شد. داده‌ها با استفاده از نرم‌افزارهای AMOS و

نیز به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. آکپوچافو (۲۰۱۷) در پژوهش خود خاطرنشان ساخت که مقیاس فوق از روایی و پایایی مطلوبی برخوردار است. افزون بر این، نودهی و همکاران (۱۳۹۳) نشان دادند روایی سازه این مقیاس مطلوب (۰/۷۵) و پایایی آن به روش آلفای کرونباخ ۰/۸۳ گزارش کردند. در پژوهش حاضر، برای تعیین روایی این مقیاس از تحلیل عامل تأییدی تک عاملی استفاده شده است. یافته‌ها به استثنای گویه‌های ۳، ۱۳ و ۱۸ که بار عاملی کمتر از ۰/۳۰ داشتند، بیان‌کننده روایی مطلوب مقیاس بودند ($RMSEA = ۰/۰۴$ ، $GFI = ۱/۴۶$ ، $\chi^2/df =$ همچنین، پایایی مقیاس فوق با استفاده از روش آلفای کرونباخ برای خرده مقیاس‌های منبع کنترل درونی و بیرونی به ترتیب برابر ۰/۷۸ و ۰/۸۱ به دست آمد.

۲- مقیاس خودپنداشت تحصیلی: این مقیاس ۲۰ ماده دارد و به‌منظور سنجش خودپنداشت تحصیلی توسط لیو و وانگ (۲۰۰۵) ساخته شده است که شامل دو زیر مقیاس اعتماد تحصیلی (احساسات و ادراکات دانشجویان درباره کیفیت تحصیلی خودشان) و تلاش تحصیلی (تعهد، میزان یادگیری و علاقه دانشجویان به تکالیف دانشگاهی) است. در مقابل هر ماده طیف چهارگزینه‌ای از نمره ۱ برای «کاملاً مخالف» و تا ۴ برای «کاملاً موافق» در نظر گرفته شده است. لازم به ذکر است که در این مقیاس ماده‌های (۲، ۴، ۷، ۹، ۱۱، ۱۳، ۱۴، ۱۶، ۱۷ و ۲۰) به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. روایی (به روش تحلیل عامل تأییدی و روایی همگرا) و پایایی (به روش آلفای کرونباخ) این مقیاس توسط سازندگان آن احراز گردید. بشرپور و همکاران (۱۳۹۲) پایایی مقیاس فوق از طریق روش آلفای کرونباخ برای خرده مقیاس اعتماد تحصیلی ۰/۷۷، خرده مقیاس تلاش تحصیلی ۰/۸۳ و برای کل مقیاس ۰/۹۱ گزارش کردند. در مطالعه کنونی، روش تحلیل عامل تأییدی به‌منظور تعیین روایی و روش آلفای کرونباخ برای بررسی پایایی این مقیاس به کار گرفته شد. نتایج نشان داد به‌جز ماده ۱۳ که بار عاملی

ازای هر پارامتر تخمین زده شده برای نمونه کافی است. باین‌حال، 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. بر این اساس ۲۹۸ نفر (۱۲۱ دانشجوی پسر با میانگین و انحراف معیار سنی $20/91 \pm 1/55$ و ۱۷۷ دانشجوی دختر با میانگین و انحراف معیار سنی $20/41 \pm 1/54$) با روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند و به صورت فردی پرسشنامه‌ها را تکمیل نمودند. معیارهای ورود به مطالعه شامل دانشجوی رشته پرستاری بودن، حداقل گذراندن دو ترم تحصیلی و داشتن تمایل به مشارکت در پژوهش بود. انصراف و عدم رضایت جهت همکاری در مطالعه به‌عنوان معیار خروج از پژوهش در نظر گرفته شد. لازم به ذکر است ملاحظات اخلاقی صورت گرفته شامل اخذ مجوز لازم از دانشگاه علوم پزشکی جندی‌شاپور اهواز با کد ۳/۱۳۱۰/۵۰۲، توضیحات کافی در مورد هدف‌های پژوهش برای مشارکت‌کنندگان، کسب رضایت آگاهانه از آنان در ابتدای فرایند گردآوری داده‌ها، حق خروج از پژوهش و اطمینان دادن به آنان در راستای محفوظ ماندن اطلاعاتشان بود. در این مطالعه برای گردآوری داده‌ها و آزمون فرضیه‌ها از چندین ابزار مختلف به شرح زیر استفاده شده است.

۱- مقیاس منبع کنترل: این مقیاس توسط راتر (۱۹۶۶) به‌منظور ارزیابی انتظارات تعمیم‌یافته فرد، در زمینه کنترل بیرونی یا درونی تهیه شده است. این مقیاس شامل ۲۹ گویه است که ۲۳ مورد به‌عنوان گویه‌های کلیدی و ۶ مورد نیز به صورت خنثی می‌باشند که تنها کارکردشان، پنهان نگاه‌داشتن هدف مقیاس برای پاسخ-دهندگان است. هر گویه دارای دو عبارت به صورت «الف» و «ب» است که در یکی منبع کنترل درونی و در دیگری منبع کنترل بیرونی قرار دارد. برای نمره‌گذاری مقیاس به گزینه الف نمره «۱» و به گزینه ب نمره «۰» تعلق می‌گیرد. گویه‌های ۴، ۵، ۱۰، ۱۱، ۱۲، ۱۳، ۱۵، ۲۲ و ۲۶

$\chi^2/df =$ افزون بر این، در مطالعه کنونی ضرایب آلفای کرونباخ برای خرده مقیاس‌های تقلب سنتی و تقلب پیشرفته به ترتیب برابر با ۰/۸۱ و ۰/۸۴ به دست آمد. همانند تمامی روش‌های آماری، مدل‌سازی معادلات ساختاری نیازمند این است که مفروضات زیربنایی خاصی به‌منظور حصول اطمینان از نتایج رعایت شوند. کلاین (۲۰۱۱) پیشنهاد می‌کند یک پیش‌فرض اصلی که اساس استفاده استاندارد از مدل‌سازی معادلات ساختاری است، نرمال بودن است. او عنوان می‌کند که قدر مطلق چولگی و کشیدگی متغیرها به ترتیب نباید از ۳ و ۱۰ بیشتر باشد. مطابق با جدول ۱ قدر مطلق چولگی و کشیدگی تمامی متغیرها بین ± 2 است؛ بنابراین، این پیش‌فرض، یعنی نرمال بودن تک متغیری، برقرار است. از سوی دیگر، تحلیل‌های بیشتری برای بررسی همگنی واریانس، خطای ورودی و داده‌های پرت اجرا گردید و مناسب بودن آن‌ها تأیید گردید.

یافته‌ها

در جدول ۱ شاخص‌های توصیفی متغیرها شامل میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی و ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش ارائه شده است.

جدول ۱. میانگین، انحراف معیار، چولگی و کشیدگی و ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش

متغیر	میانگین \pm انحراف معیار	چولگی		کشیدگی		۱	۲	۳	۴	۵	۶
		آماره	آماره	آماره	آماره						
۱. منبع کنترل درونی	۶/۷۰ \pm ۲/۲۵	-۰/۸۲	-۰/۲۵	۱							
۲. منبع کنترل بیرونی	۱۱/۴۳ \pm ۲/۰۲	۰/۷۳	۰/۰۶	-۰/۳۵**	۱						
۳. اعتماد تحصیلی	۲۶/۲۸ \pm ۳/۵۷	۰/۰۸	-۰/۲۳	-۰/۱۶**	-۰/۱۸**	۱					
۴. تلاش تحصیلی	۲۶/۱۸ \pm ۳/۹۵	-۰/۱۶	-۰/۲۴	۰/۱۴**	-۰/۲۰**	۰/۴۲**	۱				
۵. تقلب سنتی	۱۰/۸۵ \pm ۶/۷۵	۰/۵۸	-۰/۱۷	-۰/۰۱	۰/۱۷**	-۰/۱۱	-۰/۳۲**	۱			
۶. تقلب پیشرفته	۶/۱۴ \pm ۶/۰۱	۱/۲۷	۰/۹۰	-۰/۱۲*	۰/۱۹**	-۰/۱۶**	-۰/۳۱**	۰/۶۵**	۱		

* $p < 0.05$, ** $p < 0.01$

کنترل درونی (-۰/۱۲)، اعتماد تحصیلی (-۰/۱۶) و تلاش تحصیلی (-۰/۳۱) به صورت منفی و با منبع کنترل بیرونی (۰/۱۹) به‌طور مثبت و معنی‌دار است. در جدول ۲، شاخص‌های برازش مطلق (Absolute)، نسبی (Comparative) و ایجازی (Parsimonious) را به تفکیک گزارش کرده است. در پژوهش حاضر،

کمتر از ۰/۳۰ داشت، بقیه ماده‌ها مناسب بودند (۰/۰۴). $RMSEA = ۰/۹۲$ ، $GFI = ۰/۸۹$ ، $CFI = ۱/۵۷$ ، همچنین، ضرایب پایایی مقیاس فوق با استفاده از روش آلفای کرونباخ برای زیر مقیاس‌های اعتماد و تلاش تحصیلی به ترتیب برابر ۰/۷۶ و ۰/۸۳ به دست آمد.

۳- مقیاس بی‌صدافتی تحصیلی: این مقیاس را ویترسپون و همکاران (۲۰۱۰) به‌منظور اندازه‌گیری بی‌صدافتی تحصیلی در دو بعد رفتارهای تقلب سنتی و رفتارهای تقلب پیشرفته، تهیه کرده‌اند. این مقیاس شامل ۲۴ گویه است که ۱۲ گویه رفتار تقلب سنتی و ۱۲ گویه رفتار تقلب امروزی را می‌سنجد. پاسخ‌ها روی یک طیف لیکرت چهارگزینه‌ای نمره‌گذاری می‌شوند به این صورت که گزینه‌های هرگز (۱)، یک‌بار (۲)، دو تا پنج بار (۳) و بیش از پنج بار (۴) رفتارهای ارتکاب بی‌صدافتی تحصیلی را نشان می‌دهد. روایی و پایایی این مقیاس با استفاده از روش‌های تحلیل عامل تأییدی و آلفای کرونباخ توسط سازندگان آن مطلوب گزارش شده است. در پژوهش حاضر، نتایج تحلیل عامل تأییدی در مورد روایی مقیاس بی‌صدافتی تحصیلی، مؤید قابل قبول بودن این ابزار بود ($CFI = ۰/۸۷$ ، $GFI = ۰/۹۰$ ، $RMSEA = ۰/۰۷$)

با توجه به جدول ۱، رابطه منبع کنترل بیرونی با تقلب سنتی (۰/۱۷)، مثبت و معنی‌دار است. همچنین، ارتباط بین تلاش تحصیلی با تقلب سنتی (-۰/۳۲)، منفی و معنی‌دار است. همچنین، تقلب سنتی با منبع کنترل درونی (-۰/۰۱) و اعتماد تحصیلی (-۰/۱۱) رابطه معنی‌داری ندارند. افزون بر این، رابطه تقلب پیشرفته با منبع

(Mean Square Error of Approximation) به‌عنوان شاخص‌های برازش تعدیل‌یافته در نظر گرفته می‌شوند. مقادیر به‌دست‌آمده در مطالعه کنونی و حد قابل‌پذیرش هر یک از شاخص‌های برازش گزارش شده است. همان‌طور که در جدول ۲ مشاهده می‌شود، تمامی شاخص‌های برازش در حد مطلوبی قرار دارند و می‌توان نتیجه گرفت که مدل آزمون شده برازش مناسبی با داده‌های گردآوری شده دارد.

شاخص‌های نیکویی برازش (Goodness of Fit Index)، شاخص نیکویی برازش تعدیل‌یافته (Adjusted Goodness of Fit Index) به‌عنوان شاخص‌های برازش مطلق، شاخص برازش تطبیقی (Comparative Fit Index) و شاخص برازش هنجار شده (Normed Fit Index) به‌عنوان شاخص‌های برازش نسبی و شاخص مجذور خی بر درجه آزادی و جذر میانگین مجذورات خطای تقریب (X^2/df)

جدول ۲. شاخص‌های نیکویی برازش و نتایج مربوط به اثرات مستقیم و غیرمستقیم مدل رابطه علی منبع کنترل و بی‌صدافتی تحصیلی با میانجی‌گری خودپنداشت تحصیلی

در دانشجویان پرستاری

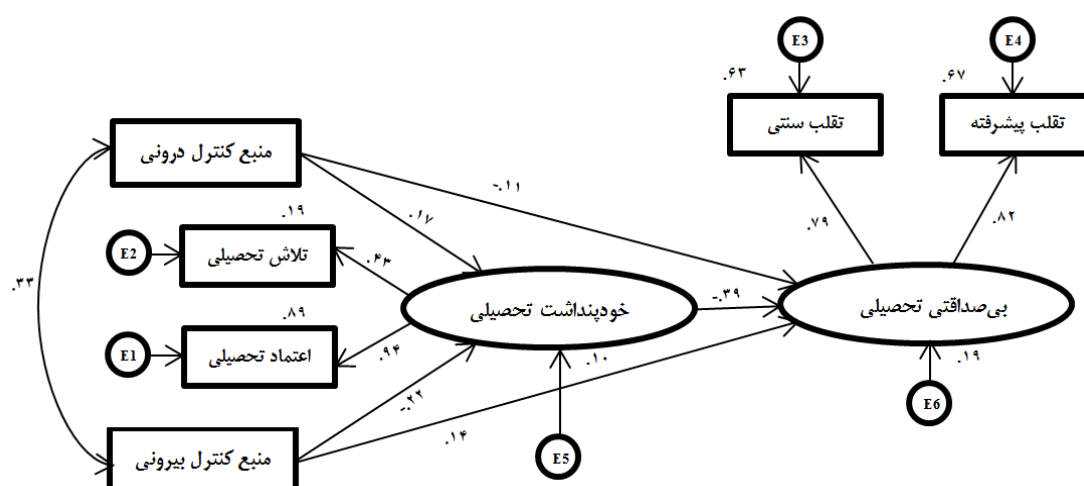
شاخص‌های برازش ایجازی		شاخص‌های برازش تطبیقی		شاخص‌های برازش مطلق		شاخص
RMSEA	X2/df	NFI	CFI	AGFI	GFI	
۰/۰۳	۱/۴۳	۰/۹۸	۰/۹۹	۰/۹۷	۰/۹۹	مقدار به دست آمده
کمتر از ۰/۰۸	کمتر از ۳	بیشتر از ۰/۹۰	بیشتر از ۰/۹۰	بیشتر از ۰/۸۰	بیشتر از ۰/۹۰	حد قابل‌پذیرش
سطح معنی‌داری		خطای استاندارد	ضریب مسیر استاندارد	برآورد پارامتر	اثرات مسیر مستقیم	
۰/۰۴	-۱/۲۴	۰/۱۴	-۰/۱۱	-۰/۱۳	از منبع کنترل درونی به بی‌صدافتی تحصیلی	
۰/۰۴	۲/۰۵	۰/۱۸	۰/۱۴	۰/۳۷	از منبع کنترل بیرونی به بی‌صدافتی تحصیلی	
۰/۰۰۱	-۲/۹۲	۰/۱۹	-۰/۳۹	-۰/۵۶	از خودپنداشت تحصیلی به بی‌صدافتی تحصیلی	
۰/۰۳	۱/۲۱	۰/۱۰	۰/۱۷	۰/۳۶	از منبع کنترل درونی به خودپنداشت تحصیلی	
۰/۰۰۱	-۳/۵۸	۰/۱۱	-۰/۲۱	-۰/۴۰	از منبع کنترل بیرونی به خودپنداشت تحصیلی	
حد بالا		سطح معنی‌داری	خطای استاندارد	ضریب مسیر استاندارد	اثرات مسیر غیرمستقیم	
-۰/۰۳	-۰/۲۱	۰/۰۴	۰/۱۲	-۰/۰۹	از منبع کنترل درونی به خودپنداشت تحصیلی با میانجی‌گری خودپنداشت تحصیلی	
۰/۱۹	۰/۰۱	۰/۰۰۳	۰/۱۷	۰/۱۴	از منبع کنترل بیرونی به خودپنداشت تحصیلی با میانجی‌گری خودپنداشت تحصیلی	

کنترل بیرونی بر خودپنداشت تحصیلی ($-۰/۲۱$) با آماره t ($-۳/۵۸$) در سطح $۰/۰۰۱$ منفی و معنی‌دار است. یکی از ویژگی‌های روش مدل‌یابی معادلات ساختاری، برآورد اثرات غیرمستقیم متغیرها بر یکدیگر است. این ویژگی به پژوهشگران این امکان را می‌دهد تا نقش میانجی‌گری متغیرها را در مدل موردبررسی قرار دهند. از روش بوت استرپ (Bootstrapping) به منظور تعیین معنی‌داری اثر غیرمستقیم منبع کنترل بیرونی و منبع کنترل درونی بر بی‌صدافتی تحصیلی از طریق خودپنداشت تحصیلی استفاده شد. بوت استرپ در برنامه AMOS توزیع نمونه‌گیری برآورد پارامترها و خطای معیار مربوط به آن را ارزیابی می‌کند. بر این اساس به منظور برآورد روابط غیرمستقیم در مدل‌یابی معادلات

افزون بر این، در جدول ۲، نتایج مربوط به اثرات مستقیم و غیرمستقیم متغیرها گزارش شده است. مطابق با جدول فوق، اثرات مستقیم منبع کنترل درونی ($-۰/۱۱$) با آماره t ($-۱/۲۴$) در سطح $۰/۰۵$ و خودپنداشت تحصیلی بر بی‌صدافتی تحصیلی ($-۰/۳۹$) با آماره t ($-۲/۹۲$) در سطح $۰/۰۰۱$ منفی و معنی‌دار است. همچنین، اثر مستقیم منبع کنترل بیرونی بر بی‌صدافتی تحصیلی ($۰/۱۴$) با آماره t ($۲/۰۵$) در سطح $۰/۰۵$ مثبت و معنی‌دار است. افزون بر این، اثر مستقیم منبع کنترل درونی بر

خودپنداشت تحصیلی ($۰/۱۷$) با آماره t ($۱/۲۱$) در سطح $۰/۰۵$ مثبت و معنی‌دار است. در نهایت، اثر مستقیم منبع

تحصیلی از طریق خودپنداشت تحصیلی (۰/۱۴) است که در سطح ۰/۰۱ مثبت و معنی دار است؛ بنابراین، می توان چنین اظهار داشت که خودپنداشت تحصیلی نقش میانجی گری در ارتباط بین منبع کنترل درونی و منبع کنترل بیرونی ایفا کرده است. مدل آزمون شده پژوهش در نمودار ۲ نشان داده شده است.



نمودار ۲. مدل رابطه علی منبع کنترل و بی صدقاتی تحصیلی با میانجی گری خودپنداشت تحصیلی در دانشجویان پرستاری

صورت مثبت و منبع کنترل بیرونی خودپنداشت تحصیلی را به شکل منفی پیش بینی نمودند. این یافته ها همسو با نتایج تحقیقات پیشین است؛ چراکه تحقیقات مذکور بیان کننده تأثیر مثبت منبع کنترل درونی و اثر منفی منبع کنترل بیرونی بر خودپنداشت تحصیلی بوده اند (رین و همکاران ۲۰۱۴). در تبیین این نتایج می توان چنین اظهار داشت دانشجویانی که باور دارند می توانند تکلیف را انجام دهند و انتظار موفقیت دارند، به پیشرفت های بیشتری دست می یابند، از نظر شناختی بیشتر درگیر تکلیف می شوند، سخت کوش ترند و مداومت طولانی تری روی تکلیف به خرج می دهند، درحالی که دانشجویان با منبع کنترل بیرونی، بازنمایی منفی از خودپنداشت تحصیلی شان نسبت به موفقیت ها و شکست های تحصیلی مرتبط با آن دارند، به طوری که کناره گیری و بی اعتنائی در انجام تکلیف از خود نشان می دهند و شانس یا عوامل بیرونی دیگر (برای مثال، والدین یا محیط خانوادگی) را تعیین کننده اصلی نمرات و موفقیت های خود می دانند. به سخن دیگر، دانشجویان با منبع کنترل درونی، گرایش

ساختاری از روش بوت استرپ یا خودگردان سازی استفاده شد (چونگ و لاو ۲۰۰۷). همان طور که در جدول ۲ مشاهده می شود، اثر غیرمستقیم منبع کنترل درونی بر بی صدقاتی تحصیلی از طریق خودپنداشت تحصیلی (۰/۰۹-) می باشد که در سطح ۰/۰۵ منفی و معنی دار است. همچنین، منبع کنترل بیرونی بر بی صدقاتی

مطابق با نمودار ۲، منبع کنترل بیرونی، منبع کنترل درونی و خودپنداشت تحصیلی در مجموع ۱۹٪ از واریانس بی صدقاتی تحصیلی را تبیین می کنند. همچنین، منبع کنترل درونی و منبع کنترل بیرونی نیز ۱۰٪ از واریانس خودپنداشت تحصیلی را تبیین می کنند.

بحث

پژوهش حاضر مدلی از بی صدقاتی تحصیلی دانشجویان پرستاری را مورد بررسی قرار داد که در آن منبع کنترل، بی صدقاتی تحصیلی را به طور مستقیم و از طریق نقش واسطه گری خودپنداشت تحصیلی پیش بینی می کند. نتایج حاکی از آن بود که مدل فرض شده برازش بسیار خوبی با داده ها دارد و فرضیات پژوهش در همه مسیرها تأیید شدند. در خصوص فرضیه اول و دوم پژوهش مبنی بر پیش بینی خودپنداشت تحصیلی توسط

منبع کنترل درونی و بیرونی، نتایج مورد انتظار بود. بدین صورت که منبع کنترل درونی خودپنداشت تحصیلی را به

آن بود که خودپنداشت تحصیلی نقش واسطه‌ای معنی-داری بین ارتباط منبع کنترل درونی و بیرونی با بی‌صدافتی تحصیلی ایفا می‌کند (فرضیه‌های چهارم و پنجم). البته بر اساس ضرایب به‌دست آمده باید توجه کرد که خودپنداشت تحصیلی یک واسطه‌گر ضعیف برای بی‌صدافتی تحصیلی بود. یک توضیح احتمالی مربوط به رین و همکاران (۲۰۱۴) می‌باشد که اظهار می‌دارند منبع کنترل درونی با خودپنداشت تحصیلی مثبت مرتبط است و خودپنداشت تحصیلی بالا، با کاهش ارتکاب به اشکال مختلف بی‌صدافتی تحصیلی، نظیر تقلب و کپی کردن همراه است. به طور دقیق‌تر، هنگامی که افراد منبع کنترل درونی را تجربه می‌کنند و احساس می‌کنند که می‌توانند به طور مؤثر موفقیت‌ها و شکست‌های تحصیلی‌شان را هدایت نمایند، احتمالاً کمتر مرتکب رفتار بی‌صدافتی تحصیلی می‌شوند. همچنین، دانشجویانی که دارای منبع کنترل درونی هستند، تمایل دارند یک برتری را در عملکرد تحصیلی‌شان (عدم ارتکاب به بی‌صدافتی تحصیلی) نسبت به افرادی که واجد منبع کنترل بیرونی می‌باشند، نشان دهند؛ چراکه آنان معتقدند وقتی یاد می‌گیرند احساس راحتی بیشتری می‌کنند، تأثیرگذاری بهتری بر انجام تکالیف دارند، بر آموختن و پیشرفت خود کنترل دارند و در کسب و استفاده از دانش موفق‌تر از دانشجویان با منبع کنترل بیرونی هستند. از این رو، افزایش کنترل درونی و اثر آن بر خودپنداشت تحصیلی دانشجویان، به آنان کمک می‌کند تا نسبت به توانایی‌های خود اعتماد داشته باشند و این به‌نوبه خود زمینه‌ساز کاهش فراوانی درگیری و مشارکت در رفتار بی‌صدافتی تحصیلی می‌گردد.

اگرچه این اثرات مهم بودند، دو اثر مستقیم معنی‌دار از منبع کنترل درونی و منبع کنترل بیرونی بر بی‌صدافتی تحصیلی در مدل نیز وجود داشتند. همسو با نتایج پژوهش‌های دیگر (جانسن و همکاران، ۲۰۱۸؛ سربا و هیمن، ۲۰۰۶؛ رتینجر و کرامر، ۲۰۰۹)، این مطالعه مشخص نمود دانشجویانی که سطوح بالاتری از منبع

کمتری در به تعویق انداختن، طفره رفتن و تعلل ورزی در انجام تکالیف و فعالیت‌های تحصیلی نسبت به دانشجویان دارای منبع کنترل بیرونی داشتند. این بدان معنی است افرادی که دارای منبع کنترل درونی هستند، بیشتر قادر به شروع یک تکلیف با هدف تکمیل کردن آن نسبت به دیگر افراد هستند (لو و چوی، ۲۰۱۳).

یافته‌های دیگر پژوهش حاضر این است که خودپنداشت تحصیلی، بی‌صدافتی تحصیلی را به صورت منفی و معنی-دار پیش‌بینی می‌کند؛ یعنی دانشجویانی که دارای احساس بالایی از خودپنداشت تحصیلی بودند، به احتمال کمتری مرتکب رفتار بی‌صدافتی تحصیلی می‌شوند. این نتایج همسو با ادبیات پیشین است که متذکر شده‌اند خودپنداشت تحصیلی، مشارکت در رفتارهای ناسازگار و پرخطر تحصیلی، از قبیل بی‌صدافتی تحصیلی را کاهش می‌دهد (سینگ و همکاران، ۲۰۱۶؛ رحمان و وحید، ۲۰۱۴؛ لیستر و رابرتز، ۲۰۱۱)؛ بنابراین، امکان بی‌صدافتی تحصیلی برای دانشجویان بستگی به این دارد که چگونه خودشان را در رابطه با انجام تکالیف درسی و موفقیت در امتحانات تحصیلی‌شان در نظر می‌گیرند. دانشجویان با سطوح پایین‌تر خودپنداشت تحصیلی نسبت به توانایی‌های خود در موفقیت، به احتمال بیشتری از فرصت‌ها برای کار غیرقانونی با دیگران استفاده می‌کنند. این عمل دانشجویان، به‌عنوان یک پوشش محافظ خود-ارزشمندی عمل می‌کند تا ضمن بهسازی و ایجاد اعتمادبه‌نفس خود، اطمینان حاصل نمایند که در مسیر درستی برای تکالیف درسی عمل می‌کنند. به سخن دیگر، عدم توانایی یک فرد در دستیابی به نتایج مطلوب، ممکن است منجر به اتکا به راهبردهایی دیگر (مانند بی‌صدافتی تحصیلی) برای موفقیت شود (تس و تکایا، ۲۰۱۰؛ اوگن-ماکین و اکومولاف، ۲۰۱۳).

افزون بر این، هم‌راستا با تحقیقات قبلی که مشخص کردند خودپنداشت تحصیلی رابطه منبع کنترل با بی‌صدافتی تحصیلی را واسطه‌گری می‌کند (رین و همکاران، ۲۰۱۴؛ لو و چوی، ۲۰۱۳)، نتایج حاضر بیانگر

هایی را به اشتباه تفسیر کرده یا مطابق با رفتار واقعی خود پاسخ نداده باشند. در این راستا، پژوهش‌های آینده می‌توانند با جمع‌آوری اطلاعات از منابع دیگر مانند مشاهده و مصاحبه با اساتید، سبب تقویت و تعمیق بخشیدن به یافته‌های فعلی گردند. دوم، مدل فرضی ارائه‌شده مبتنی بر منطق مفهومی بود و در تجزیه و تحلیل این مطالعه، دیدگاه تأییدی بیشتر از دیدگاه اکتشافی لحاظ گردید. از آنجایی که داده‌ها خود را به آزمودن انواع مدل‌های مختلف می‌گذارند، در پژوهش حاضر دیدگاه توصیه‌شده توسط جورسکوگ و سوریم (۱۹۹۳) در نظر گرفته شد که اظهار می‌دارند آزمایش مدل باید بر مبنای منطق مفهومی پیشین باشد تا اینکه توسط خود داده‌ها تولید شود. لذا، این رویکرد قدرت مطالعه حاضر است. با این حال، آزمون واقعی سودمندی مدل پیشنهادی زمانی نتیجه‌بخش است که روشن سازد آیا مداخلات تجربی که پیش‌بینی کننده‌های کلیدی خودپنداشت تحصیلی و بی‌صدافتی تحصیلی را هدف قرار می‌دهند، واقعاً تفاوت معنی‌داری ایجاد می‌کنند. در نهایت، استفاده از نمونه مقطعی باعث ایجاد چالش‌های بالقوه در تفسیر نتایج می‌شود. در حالی که پژوهش حاضر از برآزش مدل پیشنهادی حمایت می‌کند، مطالعات آینده می‌توانند از داده‌های طولی استفاده کنند تا تأییدی در جهت تعمیم نتایج حاضر و تعیین صحت توجیهاتی که برای این یافته‌ها ارائه شده است، فراهم نمایند.

نتیجه‌گیری

در پژوهش حاضر، یک مدل از بی‌صدافتی تحصیلی مورد کنکاش قرار گرفت که در آن منبع کنترل به صورت مستقیم و از طریق میانجی‌گری خودپنداشت تحصیلی، پیش‌بین بی‌صدافتی تحصیلی دانشجویان پرستاری بود. مدل پیشنهادی، یک برآزش قابل‌قبول با داده‌ها داشت و نقش‌های مهمی را برای هر دو سازه منبع کنترل و خودپنداشت تحصیلی مشخص نمود. این مدل نشان داد که نوع منبع کنترلی که در هنگام مواجه شدن با ادراکات شخصی شکل می‌گیرد در سطح عاطفه مربوط به موضوع

کنترل درونی را گزارش کرده‌اند، کمتر درگیر بی‌صدافتی تحصیلی بودند (فرضیه پنجم). در مقابل، دانشجویانی که دارای منبع کنترل بیرونی بودند، فراوانی بیشتری در ارتکاب به بی‌صدافتی تحصیلی از خود نشان دادند (فرضیه ششم). در تبیین این نتایج می‌توان بیان داشت دانشجویان دارای منبع کنترل درونی معتقدند که رویدادهای مثبت زندگی در نتیجه برنامه‌ریزی دقیق و کوشش پیگیر خود آن‌ها به دست می‌آید. لذا، برای هرگونه عمل و رفتار خود و پیامدهای ناشی از آن قبول مسئولیت می‌کنند و نیز برای مهارت‌ها و توانایی‌های خود ارزش قائل می‌شوند؛ بدین جهت، احتمال کمتری دارد که در معرض وسوسه ارتکاب رفتار بی‌صدافتی تحصیلی قرار گیرند. از سوی دیگر، افراد دارای منبع کنترل بیرونی بر این باورند که رفتارها و مهارت‌های خود آنان بر تقویت‌هایی که دریافت می‌کنند چندان تأثیری ندارد، از لحاظ تحصیلی آسیب‌پذیرند، آن‌ها به کنترل زندگی تحصیلی خود به دست خویش در حال و آینده چندان ایمانی ندارند و برای کوشش‌های خود ارزشی قائل نمی‌شوند. در نتیجه، به طور منطقی انتخاب می‌کنند که خطر را بپذیرند و در رفتار بی‌صدافتی تحصیلی مشارکت نمایند (پینو و اسمیت، ۲۰۰۳؛ هنینگ و همکاران، ۲۰۱۳).

این یافته‌ها با هم به ایجاد دانشی نو در ساختار پیچیده بی‌صدافتی تحصیلی کمک می‌کند که نتایج متفاوتی را در کارهای قبلی نشان داده است. افزون بر این، نتایج نشان داد که خودپنداشت تحصیلی ممکن است یک سازه مهم برای مداخله جهت کمک به کاهش نرخ مشارکت در رفتار بی‌صدافتی تحصیلی باشد. در حالی که این مدل برآزش خوبی با داده‌ها دارد و یافته‌های مهمی را در سازه‌های منبع کنترل، خودپنداشت تحصیلی و بی‌صدافتی تحصیلی برای دانشجویان پرستاری ایجاد کرده است، محدودیت‌هایی نیز وجود دارد که به هنگام تفسیر داده‌ها باید مدنظر واقع شوند. اول، همه داده‌ها خود-گزارشی بودند و در نتیجه برخی دانشجویان ممکن است پرسش-

Nigeria. *Journal of Educational and Social Research*, Vol. 7, No. 2, Pp. 25-30.

Allen C, Stanley S, Cascoe K, Stennett R 2017, Academic dishonesty among undergraduate nursing students. *Int Arch Nurs Health Care*, Vol. 3, No. 3, Pp. 1-3.

Anderman EM, Won S 2017, Academic cheating in disliked classes. *Ethics & Behavior*, Vol. 29, No. 2, Pp. 1-22.

Bahrami M, Hassanzade M, Zandi Z, et al 2015, Student's attitude about cheating and its confronting strategies. *Education Strategies in Medical Sciences*, Vol. 8, No. 2, Pp. 99-104. [In Persian]

Barzegar Bafrooei K, Barzegar Bafrooei M 2016, the predictive model of academic cheating based on religious orientation, orientation of achievement goals and locus of control in students. *Journal of Islamic and Educational Research*, Vol. 8, No. 1, Pp. 49-60. [In Persian]

Basharpoor S, Essazadegan A, Zahed A, et al 2014, Comparison of academic self-concept and enthusiasm for school in students with learning disabilities and normal. *Studies in Learning and Instruction*, Vol. 5, No. 2, Pp. 47-64. [In Persian]

Birks M, Smithson J, Antney J, et al 2018, exploring the paradox: A cross-sectional study of academic dishonesty among Australian nursing students. *Nurse Education Today*, Vol. 65, Pp. 96-101.

Brown T, Bourke-Taylor H, Isabel S, et al 2018, Exploring similarities and differences among the self-reported academic integrity of Australian occupational therapy domestic and international students. *Nurse Education Today*, Vol. 70, Pp. 13-19.

Bultas MW, Schmuke AD, Davis RL, et al 2017, crossing the "line": College students and academic integrity in nursing. *Nurse Education Today*, Vol. 56, Pp. 57-62.

Cheung GW, Lau RS 2007, testing mediation and suppression effects of latent variables: Bootstrapping with structural equation models.

درسی، یعنی تجارب موفقیت یا شکست تحصیلی استفاده می‌شود، احتمالاً بر خودپنداشت تحصیلی تأثیر می‌گذارد و این به نوبه خود بر نرخ ارتکاب رفتارهای بی‌صدافتی تحصیلی دانشجویان اثرگذار است. به طور کلی، با وجود برخی محدودیت‌ها، این یافته‌ها مفاهیم و پیامدهایی برای افرادی که منبع کنترل و خودپنداشت تحصیلی را به عنوان وسیله‌ای برای ترویج نگرش‌های مثبت و رفتارهایی که سبب کاهش مشارکت دانشجویان در رفتار بی‌صدافتی تحصیلی در نظر می‌گیرند، به ارمغان آورد. همچنین، انتظار می‌رود که این مطالعه نوآورانه جهت توسعه و پیاده‌سازی راهبردهای مبتنی بر آموزش، ضمن شفاف‌سازی بی‌صدافتی تحصیلی و عوامل مرتبط با آن، با تحت تأثیر قرار دادن مداخلات آینده به منظور پیشگیری و کاهش انواع رفتارهای بی‌صدافتی تحصیلی در دانشجویان پرستاری کمک موثری نماید.

تشکر و قدردانی

این مطالعه به صورت مستقل اجرا شده است و مجوز اجرای آن روی افراد نمونه از سوی معاونت آموزشی دانشگاه علوم پزشکی جندی‌شاپور اهواز، با شماره ۵۰۵/۳۱۳۱۰ و تاریخ ۱۳۹۷/۲/۱۸ صادر شد. بدین‌وسیله نویسندگان بر خود لازم می‌دانند از معاونت محترم آموزش، رئیس دانشکده پرستاری و مامایی دانشگاه جندی‌شاپور اهواز و تمامی دانشجویانی که ما را در انجام این پژوهش یاری رسانند، تشکر و قدردانی نمایند.

سهم نویسندگان

نویسندگان به صورت مشترک این پژوهش را انجام داده‌اند و از سهم برابری در انجام مطالعه حاضر برخوردار هستند.

تضاد منافع

هیچ‌گونه تعارض منافی بین نویسندگان این مطالعه وجود ندارد.

References:

Akpochofo GO 2017, Locus of control as correlate of career decision making among secondary school students in Delta State of

- Kline RB 2011, *Principles and practice of structural equation modeling*. Second Edition, New York: The Guilford Press.
- Litster K, Roberts J 2011, the self-concepts and perceived competencies of gifted and non-gifted students: A meta-analysis. *Journal of Research in Special Educational Needs*, Vol. 11, Pp. 130-140.
- Liu WC, Wang CKJ 2005, Academic self-concept: A cross-sectional study of grade and gender differences in a Singapore Secondary School. *Asia Pacific Education Review*, Vol. 6, No. 1, Pp. 20-27.
- Loo CW, Choy JLF 2013, Sources of self-efficacy influencing academic performance of engineering students. *American Journal of Educational Research*, Vol. 1, No. 3, Pp. 86-92.
- Lynch J, Everett B, Ramjan LM, et al 2017, Plagiarism in nursing education: an integrative review. *Journal of Clinical Nursing*, Vol. 26, No. 20, Pp. 2845-2864.
- Macale L, Ghezzi V, Rocco G, et al 2017, Academic dishonesty among Italian nursing students: A longitudinal study. *Nurse Education Today*, Vol. 50, Pp. 57-61.
- Marsh HW, Seaton M 2013, *Academic self-concept*. In J. Hattie, & E. M. Anderman (Eds.), *International Guide to Student Achievement*. New York: Routledge.
- McClung EL, Schneider JK 2017, the development and testing of the Nursing Student Perceptions of Dishonesty Scale. *Nurse Education Today*, Vol. 61, Pp. 28-35.
- Nick JM, Llaguno M 2015, dealing with academic dishonesty: A redemptive approach. *Journal of Christian Nursing*, Vol. 32, No. 1, Pp. 50-54.
- Nodehi H, Rashidi A, Khalili A, et al 2014, The relationship between self-control and locus of control and organizational commitment of the staff members at the education department of Sabzevar. *Research Organizational Research Methods*, Vol. 11, Pp. 296-326.
- Coleman N, Mahaffey T 2000, Business student ethics: Selected predictors of attitudes toward cheating. *Teaching Business Ethics*, Vol. 4, Pp. 121-135.
- Gallagher JA 2010, Academic integrity and personality. Unpublished Master's thesis. California State University.
- Hakim L, Soesato Y, Dwiharja LM 2018, the impact of alienation through neutralization on students' academic dishonesty. *Journal of Teaching in International Business*, Vol. 29, No. 2, Pp.161-179.
- Henning MA, Ram S, Malpas P, et al 2013, Reasons for academic honesty and dishonesty with solutions: A study of pharmacy and medical students in New Zealand. *Journal of Medical Ethics*, Vol. 40, No. 10, Pp. 702-709.
- Imani E, Abed Saeidi J 2015, Review the types of scientific misconduct in nursing research and strategies to deal with it. *Iranian Journal of Nursing Research*, Vol. 10, No. 1, Pp. 76-85. [In Persian]
- Jansen AM, Giebels E, Van Rompay TJJ, et al 2018, the influence of the presentation of camera surveillance on cheating and pro-social behavior. *Frontiers in Psychology*, Vol. 9, Pp. 1-12.
- Joreskog KG, Sorbom D 1993, *LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language*. Chicago, IL, US: Scientific Software International; Hillsdale, NJ, US: Lawrence Erlbaum Associates.
- Kadir MS, Yeung AS, Diallo TMO 2017, Simultaneous testing of four decades of academic self-concept models. *Contemporary Educational Psychology*, Vol. 51, Pp. 429-446.
- Karabenick SA, Srull TK 1978, Effects of personality and situational variation in locus of control on cheating: Determinants of the congruence effect. *Journal of Personality*, Vol. 46, Pp. 72-95.

- Sierra JJ, Hyman MR 2006, a dual-process model of cheating intentions. *Journal of Marketing Education*, Vol. 28, Pp. 193-204.
- Singh P, Thambusamy RX, Aidin Z 2016, Insidious, invasive, invisible: Academic dishonesty and ongoing assessments in higher education. *The European Journal of Social and Behavioral Sciences*, Vol. 17, No. 3, Pp. 31-45.
- Tas Y, Tekkaya C 2010, Personal and contextual factors associated with students' cheating in science. *The Journal of Experimental Education*, Vol. 78, Pp. 440-463.
- Whitley BE 1998, Factors associated with cheating among college students: A review. *Research in Higher Education*, Vol. 39, 235-274.
- Witherspoon M, Maldonado N, Lacey CH 2010, *Academic dishonesty of undergraduates: Methods of cheating*. Paper presented at the annual meeting of American Education Research Association, Denver.
- Yesilyurt E 2014, Academic locus of control, tendencies towards academic dishonesty and test anxiety levels as the predictors of academic self-efficacy. *Educational Sciences: Theory & Practice*, Vol. 14, No. 5, Pp. 1945-1956.
- on *Educational Leadership and Management*, Vol. 1, No. 1, Pp. 49-66. [In Persian]
- Ogunmakin AO, Akomolafe MJ 2013, Academic self-efficacy, locus of control and academic performance of secondary school students in Ondo state, Nigeria. *Mediterranean Journal of Social Sciences*, Vol. 4, No. 11, Pp. 570-576.
- Peled Y, Eshet Y, Barczyk C, et al 2018, Predictors of academic dishonesty among undergraduate students in online and face-to-face courses. *Computers & Education*, Vol. 131, Pp. 49-59.
- Pino NW, Smith WL 2003. College students and academic dishonesty. *College Student Journal*, Vol. 37, Pp. 490-500.
- Rehman RR, Waheed A 2014, Ethical perception of university students about academic dishonesty in Pakistan: Identification of student's dishonest acts. *The Qualitative Report*, Vol.19, No. 4, Pp. 1-13.
- Rettinger DA, Kramer Y 2009, Situational and personal causes of student cheating. *Research in Higher Education*, Vol, 50, Pp. 293-313.
- Rinn AN, Boazman J, Jackson A, et al 2014, Locus of control, academic self-concept, and academic dishonesty among high ability college students. *Journal of the Scholarship of Teaching and Learning*, Vol. 14, No. 4, Pp. 88-114.
- Rotter JB 1966, Generalized expectancies for internal versus external control of reinforcement. *Psychological Monographs*, Vol. 80, Pp. 1-28.

Today's Falsehood, Tomorrow's Immoral Actions: A Causal Modeling of Relationship between Locus of Control and Academic Dishonesty with Mediation Role of Academic Self-concept among Nursing College Students

Kamyar Azemi*: Ph.D. Student of Educational Psychology, Department of Psychology, Faculty of Educational Sciences and Psychology, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran.

Manijeh Shehni Yailagh: Faculty member, Department of Psychology, Faculty of Educational Sciences and Psychology, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran

Marziyeh Amini: M.Sc. of Educational Psychology, Department of Psychology, Faculty of Educational Sciences and Psychology, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran.

Abstract: Despite the upward literature in ethical behavior of nurses, little attention has been given to the importance of the academic dishonesty behaviors. This conflict puts higher education institutions and faculty members to face new problems, because they don't know how to guarantee the academic integrity. Hence, present research examined the role of academic self-concept meditation in relation to locus of control and academic dishonesty in a form of a structural model. The sample of this research was 298 nursing students of the Ahvaz Jundishapur University of Medical Sciences. The structural equation modeling was used to analyze the relationship between the components. Moreover, to collect data, locus of control, academic self-concept and academic dishonesty scales were used; and also, their validity and reliability were confirmed by confirmatory factor analysis method and Cronbach's alpha coefficient. Additionally, SPSS and AMOS software's version 22 were used for analyses data. As the results revealed that academic self-concept fully mediated the relationship between internal locus of control and external locus of control, the internal locus of control was a positive predictor and external locus of control was a significant negative predictor of academic self-concept. Furthermore, academic self-concept decreased academic dishonesty. In addition, there was a direct effect of internal locus of control and external locus of control on academic dishonesty. It means these findings had practical and experiential benefits for researchers; these concepts help them to analyze and decrease the academic dishonesty in clinical and academic environments among nursing.

Key words: academic dishonesty, locus of control, academic self-concept, nursing students.

***Corresponding author:** Ph.D. Student of Educational Psychology, Department of Psychology, Faculty of Educational Sciences and Psychology, Shahid Chamran University, Ahvaz, Iran.

Email: kamyarazemi@yahoo.com