



Investigating the Causal Relationship between Family Affective Atmospheres and Academic Self-Handicapping with Academic Dishonesty: The Mediating Role of Academic Self-Concept in Secondary School Students in Khorramabad

Abdalmohammad Ordozadeh¹ , Farah Naderi^{2*} , Zahra Eftekhari Saadi³ ,
Parvin Ehteshamzadeh⁴ 

1. Department of Educational Psychology, Faculty of Humanities, Ahvaz Branch, Islamic Azad University, Ahvaz, Iran. Email: abdolhamidordoozadeh@gmail.com
2. Corresponding Author, Department of Psychology, Faculty of Humanities, Ahvaz Branch, Islamic Azad University, Ahvaz, Iran. Email: naderi@iauahvaz.ac.ir
3. Department of Psychology, Faculty of Humanities, Ahvaz Branch, Islamic Azad University, Ahvaz, Iran. Email: eftekharsaadi@yahoo.com
4. Department of Psychology, Faculty of Humanities, Ahvaz Branch, Islamic Azad University, Ahvaz, Iran. Email: p_ehtesham85@iau.ac.ir

ARTICLE INFO

Article type:
Research Article

Article History:
Received: 25 Sep 2022
Revised: 08 Nov 2022
Accepted: 26 Nov 2022
Published: 30 Dec 2024

Keywords:
Academic Dishonesty, Academic Self-Concept, Academic Self-Handicapping, Family Affective Atmospheres.

ABSTRACT

The aim of this study was to investigate the mediating role of academic self-concept in the relationship between family affective atmospheres and academic self-handicapping and academic dishonesty in secondary school pupils in Khorramabad. In this correlational study, the iterative cluster sampling method was employed to select 300 secondary school students in Khorramabad city during the academic year 2021-2022. In this study, Family affective atmospheres (FEAQ), Academic self-handicapping (ASHQ), Academic dishonesty (ADQ) and Academic self-concept (ASCQ) were used for data collection in this study. The path analysis method and SPSS-27 and AMOS-25 software were employed to evaluate the proposed model. The results showed that all direct paths, with the exception of the family affective atmospheres path and academic dishonesty, were statistically significant ($p < 0.05$). Also, significant familial affective atmospheres and academic self-handicapping were indirect pathways with academic dishonesty, with academic self-concept mediating the relationship ($p = 0.05$). According to the findings of this study, the proposed model has a good fit and is an important step in identifying the factors affecting students' academic dishonesty.

Cite this article: Ordozadeh, A., Naderi, F., Eftekhari Saadi, Z., & Ehteshamzadeh, P. (2024). Investigating the Causal Relationship between Family Affective Atmospheres and Academic Self-Handicapping with Academic Dishonesty: The Mediating Role of Academic Self-Concept in Secondary School Students in Khorramabad. *Journal of Applied Psychological Research*, 15(4), 225-238. doi: 10.22059/japr.2024.349129.644396.



Publisher: University of Tehran Press
DOI: <https://doi.org/10.22059/japr.2024.349129.644396>

© The Author(s).

بررسی رابطه‌ی علی بین جو عاطفی خانواده و خودناتوان‌سازی تحصیلی با بی‌صدافتی تحصیلی: نقش واسطه‌ای خودپنداشت تحصیلی در دانش‌آموزان مقطع متوسطه دوم شهر خرم‌آباد

عبدالمحمد اردوزاده^۱، فرح نادری^{۲*}، زهرا افتخار صغادی^۳، پروین احتشام‌زاده^۴

۱. دانشجوی دکتری روان‌شناسی تربیتی، گروه روان‌شناسی تربیتی، دانشکده علوم انسانی، واحد اهواز، دانشگاه آزاد اسلامی، اهواز، ایران. رایانامه: abdolhamidordoozadeh@gmail.com
۲. نویسنده مسئول، استاد گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم انسانی، واحد اهواز، دانشگاه آزاد اسلامی، اهواز، ایران. رایانامه: naderi@iauhvaz.ac.ir
۳. استادیار گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم انسانی، واحد اهواز، دانشگاه آزاد اسلامی، اهواز، ایران. رایانامه: eftekharsaadi@yahoo.com
۴. دانشیار گروه روان‌شناسی، دانشکده علوم انسانی، واحد اهواز، دانشگاه آزاد اسلامی، اهواز، ایران. رایانامه: p_ehtesham85@iau.ac.ir

چکیده

اطلاعات مقاله

هدف از انجام پژوهش حاضر، بررسی رابطه‌ی علی بین جو عاطفی خانواده و خودناتوان‌سازی تحصیلی با بی‌صدافتی تحصیلی با مطالعه نقش واسطه‌ای خودپنداشت تحصیلی در دانش‌آموزان مقطع متوسطه دوم شهر خرم‌آباد بود. روش مطالعه توصیفی-همبستگی بود. جامعه آماری تحقیق شامل کلیه دانش‌آموزان پسر مقطع متوسطه دوم شهر خرم‌آباد در سال تحصیلی ۱۴۰۱-۱۴۰۰ بودند. با استفاده از روش نمونه‌گیری خوشه‌ای مرحله‌ای، ۳۰۰ نفر به‌عنوان نمونه انتخاب شدند. ابزارهای پژوهش عبارت بودند از: پرسشنامه‌های بی‌صدافتی تحصیلی (ADQ)، جو عاطفی خانواده (FEAQ)، خودناتوان‌سازی تحصیلی (ASQ) و خودپنداشت تحصیلی (ASCQ). ارزیابی مدل پیشنهادی با استفاده از روش تحلیل مسیر و با نرم‌افزار SPSS-27 و AMOS-25 انجام گرفت. نتایج نشان داد تمامی مسیرهای مستقیم به‌جز مسیرهای جو عاطفی خانواده به بی‌صدافتی تحصیلی معنی‌دار شدند ($p < 0/05$). همچنین مسیرهای غیرمستقیم جو عاطفی خانواده با بی‌صدافتی تحصیلی با نقش واسطه‌ای خودپنداشت تحصیلی و نیز رابطه خودناتوان‌سازی تحصیلی با بی‌صدافتی تحصیلی با نقش واسطه‌ای خودپنداشت تحصیلی معنی‌دار شدند ($p = 0/05$). براساس نتایج این پژوهش، الگوی پیشنهادی از برآزش مطلوبی برخوردار است و گام مهمی در جهت شناخت عوامل مؤثر بر بی‌صدافتی تحصیلی دانش‌آموزان محسوب می‌شود.

نوع مقاله:

پژوهشی

تاریخ‌های مقاله:

تاریخ دریافت: ۱۴۰۱/۰۷/۰۳

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۱/۰۸/۱۷

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۲/۰۹/۰۵

تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۱۰/۱۰

کلیدواژه‌ها:

بی‌صدافتی تحصیلی، جو عاطفی خانواده، خودپنداشت تحصیلی، خودناتوان‌سازی تحصیلی.

استناد: اردوزاده، ع، نادری، ف، افتخار صغادی، ز، و احتشام‌زاده، پ. (۱۴۰۳). بررسی رابطه‌ی علی بین جو عاطفی خانواده و خودناتوان‌سازی تحصیلی با بی‌صدافتی تحصیلی: نقش واسطه‌ای خودپنداشت تحصیلی در دانش‌آموزان مقطع متوسطه دوم شهر خرم‌آباد. فصل‌نامه پژوهش‌های کاربردی روانشناختی، ۱۵(۴)، ۲۲۵-۲۳۸.

doi: 10.22059/japr.2024.349129.644396

ناشر: انتشارات دانشگاه تهران

DOI: <https://doi.org/10.22059/japr.2024.349129.644396>

© نویسندگان.



۱. مقدمه

نظام آموزشی از سالیان دور با پدیده‌ای به نام بی‌صدافتی تحصیلی^۱ (تقلب) یا فریبکاری مواجه بوده و در این راستا هزینه‌های زیادی را متحمل شده است (پارکز- لدوک و همکاران^۲، ۲۰۲۲). بی‌صدافتی تحصیلی یکی از مهم‌ترین عوامل مهم تهدیدکننده یادگیری فراگیران است و گاهی دانش‌آموزان و دانشجویان نوعی بی‌صدافتی تحصیلی را در طول دوران تحصیل خود گزارش کرده‌اند (پاولین-برناردیک و همکاران^۳، ۲۰۱۷). این پدیده در سال‌های گذشته روبه‌افزایش بوده و با پیشرفت فناوری‌های نوین به حدی شایع شده که به‌عنوان معضلی همه‌گیر در مراکز آموزشی مطرح شده است (یو و همکاران^۴، ۲۰۲۰).

بی‌صدافتی تحصیلی، نمایش غیرواقعی یک شخص از دانش فردی خود یا نشان دادن خود به‌مثابه فردی باسواد و آگاه با استفاده از راه‌ها و شیوه‌های دروغین و فریب‌آمیز تعریف شده است (پوتارک و پاولین-برناردیک^۵، ۲۰۲۰). در این رفتار، دانش‌آموز به دنبال کسب ارزش برای خود با استفاده از روش‌های غیرمجاز یا اطلاعات ساختگی در آزمون‌های مدرسه‌ای یا جعل اسناد علمی است که موجب آسیب‌رساندن به کار علمی دیگران می‌شود یا به دانش‌آموزان دیگر با روش‌های نادرست کمک می‌شود. تقلب تأثیر مخربی بر کیفیت آموزشی و اطمینان از ارزیابی دارد. این رفتار انحرافی نه‌تنها به دانش‌آموزان آسیب می‌رساند، بلکه به شهرت مؤسسه آموزشی نیز آسیب وارد می‌کند (دیجی و هویی^۶، ۲۰۲۱). پژوهش‌های متعدد نشان می‌دهد افرادی که مرتکب بی‌صدافتی تحصیلی می‌شوند، در مقاطع تحصیلی بالاتر یا دوره‌های شغلی نیز احتمال بیشتری دارد که تقلب کنند (چالا^۷، ۲۰۲۱). گسترش بی‌صدافتی به اندازه‌ای است که در گروه‌ها و کشورهای مختلف مشاهده شده و انواع روش‌های خاص و حتی غیرقابل تشخیص به خود می‌گیرد. در بیشتر مواردی که افراد تقلب نمی‌کنند، می‌دانند که اگر تقلب کنند، گرفتار می‌شوند و مورد تحقیر و تنبیه معلم قرار می‌گیرند، ولی آیا می‌آموزند که بی‌صدافتی عملی نادرست است؟ استفاده از ابزار کنترل خارجی، آزادی عمل شخص را محدود می‌کند. از این‌رو حتی انگیزه‌های نیرومندتری را برای انجام عمل ممنوع پدید می‌آورد؛ درحالی که یکی از راه‌های بسیار مؤثر برای جلوگیری از اعمال ناشایست مانند بی‌صدافتی، درونی کردن ارزش‌ها است (افضلی و همکاران، ۱۳۹۹).

در این راستا نمی‌توان نقش خانواده‌ها را در گرایش فرزندان به بی‌صدافتی تحصیلی از نظر دور نگه داشت. عده‌ای از متخصصان روان‌شناختی و درمانگران خانواده بر این عقیده‌اند که بهترین معیاری که براساس آن می‌توان کیفیت اخلاقی، اجتماعی و روانی فرزندان را مورد ارزیابی و دقت قرار داد، همان شبکه ارتباطی اعضای خانواده و مجموعه قوانین حاکم بر محیط و جو عاطفی خانواده^۸ است. بی‌توجهی والدین به سالم‌سازی روانی و عاطفی فرزندان و نبود روابط مناسب، در بیشتر موارد آن‌ها را با کمبودهای عاطفی، انگیزش و مشکلات روانی و تحصیلی روبه‌رو می‌سازد (دوسی و همکاران^۹، ۲۰۲۱). در پژوهش‌های مشابه نشان داده شد بین جو عاطفی خانواده و بی‌صدافتی تحصیلی رابطه منفی و معنی‌دار وجود دارد؛ به‌نحوی که جو عاطفی خانواده صداقت تحصیلی یادگیرندگان را افزایش می‌دهد (بارانی و همکاران، ۱۳۹۸؛ سبزیان و همکاران، ۱۳۹۷؛ آلن و همکاران^{۱۰}، ۲۰۲۰). درحالی که عامل خودناتوان‌سازی تحصیلی^{۱۱} در افراد، گرایش به بی‌صدافتی تحصیلی را تقویت می‌کند (افضلی و همکاران، ۱۳۹۹). رفتارهای خودناتوان‌سازی تحصیلی به مجموعه اعمالی اشاره دارد که در آن فرد تلاش می‌کند تا شرایط انجام کار را به‌گونه‌ای طراحی کند که عملکردش ضعیف باشد و شرایط را عامل عملکرد ضعیف خود در یک تکلیف بداند (هاشمی رزینی و همکاران، ۱۳۹۳). رفتارهای خودناتوان‌ساز موجب می‌شود افرادی که در انجام تکالیف عملکرد ناموفقی داشته‌اند، خود را مسئول ندانند تا عزت‌نفس خود را حفظ کنند (ریسانن و همکاران^{۱۲}، ۲۰۱۹). افضلی و همکاران (۱۳۹۹) دریافتند بین خودناتوان‌سازی

1. academic dishonesty
2. Parks-Leduc et al.
3. Pavlin-Bernardić et al.
4. Yu et al.
5. Putarek & Pavlin-Bernardić
6. Dejene & HUI
7. Chala
8. family preferences
9. Dossi et al.
10. Alan et al.
11. self-handicapping
12. Rissanen et al.

تحصیلی و بی‌صدافتی تحصیلی رابطه مثبت و معنی‌دار وجود دارد؛ به‌نحوی که خودناتوان‌سازی تحصیلی موجب افزایش بی‌صدافتی تحصیلی در یادگیرندگان می‌شود.

هر دو عامل جو عاطفی خانواده و خودناتوان‌سازی تحصیلی علاوه بر رابطه مستقیم با بی‌صدافتی تحصیلی، با تأثیرپذیرفتن از خودپنداشت تحصیلی^۱ می‌توانند به شکل غیرمستقیم نیز بر بی‌صدافتی تحصیلی در دانش‌آموزان اثر بگذارند؛ به‌طوری که افرادی که در انجام کارها خود را اثربخش‌تر، مطمئن‌تر و توانمندتر می‌دانند، در مقایسه با دیگران از خودپنداشت تحصیلی زیادی برخوردار خواهند بود و بالطبع این خودپنداشت به رشد و پیشرفت تحصیلی فرد و بروز ندادن هیجانات منفی منجر می‌شود (باسلی و مک لین^۲، ۲۰۲۱). فرایند شکل‌گیری ارزشیابی از خودپنداشت متأثر از تجارب آموزشی دانش‌آموزان و تفسیر محیط آموزشی است. همچنین بیانگر دانش و ادراکات فردی درباره قوت‌ها و ضعف‌ها در یک حوزه تحصیلی معین و عقاید فردی درباره توانایی‌ها در انجام تکالیف تحصیلی است (خرمائی و همکاران، ۱۳۹۷).

در این راستا، در پژوهش‌های مشابه نشان داده شد بین خودپنداشت تحصیلی و بی‌صدافتی تحصیلی رابطه منفی و معنی‌دار وجود دارد؛ به‌نحوی که خودپنداشت تحصیلی موجب افزایش صدافت تحصیلی در یادگیرندگان می‌شود (بارانی و همکاران، ۱۳۹۸؛ انو و همکاران^۳، ۲۰۲۱؛ باران و جانسون^۴، ۲۰۲۰؛ ساهرینا^۵، ۲۰۱۷). با این حال نتایج پژوهش سبزیان و همکاران (۱۳۹۷) نشان داد خودپنداشت تحصیلی اثر مستقیمی بر تقلب تحصیلی ندارد.

در این راستا، اخیراً به‌دلیل پاندمی کرونا، به‌دلیل حذف کنترل بیرونی و نظارت مستقیم آموزگار در آموزش مجازی و پرسش و پاسخ مجازی دانش‌آموزان، بی‌صدافتی، در صورتی که از پیش به دانش‌آموز مسئولیت‌پذیری و نحوه کنترل درونی آموزش داده نشده باشد، امری طبیعی است. در شرایط کنونی که بعضاً آموزش به‌صورت مجازی انجام می‌شود، نظام آموزشی، دبیران و والدین باید مدیریت رفتاری دانش‌آموزان را یاد بگیرند؛ چرا که با حذف نظارت بیرونی دبیران، کنترل بیرونی حذف می‌شود و در نهایت دانش‌آموز به بی‌صدافتی یا تقلب روی می‌آورد. با حذف کنترل بیرونی، تنها عاملی که سبب صدافت دانش‌آموز و مسئولیت‌پذیری وی در قبال آموزش می‌شود، کنترل درونی اوست که به آموزش از طرف والدین و نظام آموزشی نیاز دارد (بیلن و ماتروس^۶، ۲۰۲۱). با توجه به مطالب عنوان‌شده و اهمیت پرداختن به عوامل اثرگذار بر بی‌صدافتی تحصیلی دانش‌آموزان و از آنجا که پژوهشی در داخل و خارج از کشور مشاهده نشد که به بررسی هم‌زمان نقش واسطه‌ای خودپنداشت تحصیلی در رابطه بین جو عاطفی خانواده و خودناتوان‌سازی تحصیلی با بی‌صدافتی تحصیلی در دانش‌آموزان پرداخته باشد، لزوم انجام پژوهش حاضر بیش از پیش احساس می‌شود. به این ترتیب پژوهش حاضر به شیوه علمی به این سؤال پاسخ می‌دهد که آیا رابطه علی بین جو عاطفی خانواده و خودناتوان‌سازی تحصیلی با بی‌صدافتی تحصیلی با میانجی‌گری خودپنداشت تحصیلی در دانش‌آموزان مقطع متوسطه دوم شهر خرم‌آباد معنی‌دار است.

۰۲ روش

۱-۲. جامعه، نمونه و روش اجرا

روش پژوهش حاضر توصیفی از نوع همبستگی و روش آن تحلیل مسیر است. جامعه آماری را کلیه دانش‌آموزان پسر مقطع متوسطه دوم شهر خرم‌آباد به تعداد ۴۳۹۴ نفر در سال تحصیلی ۱۴۰۱-۱۴۰۰ تشکیل می‌دهند. در این پژوهش، به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای مرحله‌ای، به‌صورت تصادفی از بین مدارس پسرانه مقطع متوسطه دوم شهر خرم‌آباد، پنج مدرسه و از بین کلاس‌های این مدارس، دو کلاس به‌صورت تصادفی انتخاب شد. سپس با هماهنگی دبیران این کلاس‌ها، لینک پرسشنامه‌های پژوهش در گروه‌های دانش‌آموزی مجازی قرار داده شد. در پایان ۳۰۰ دانش‌آموز به‌طور کامل پرسشنامه‌ها را پاسخ دادند و پاسخ‌ها تحلیل شدند. ملاک‌های ورود به نمونه پژوهش عبارت بودند از جنسیت پسر، تحصیل در دوره مقطع متوسطه دوم و

1. academic self-concept
2. Beasley & McClain
3. Onu et al.
4. Baran & Jonason
5. Syahrina
6. Bilen & Matros

ناآشنایی با ابزارهای سنجش این پژوهش و ملاک‌های خروج شامل انصراف از پاسخگویی، بیماری‌های روان‌شناختی بارز و مصرف داروهای روان‌پزشکی بود.

۲-۲. ابزار پژوهش

۲-۲-۱. پرسشنامه بی‌صدافتی تحصیلی^۱ (ADQ)

پرسشنامه بی‌صدافتی تحصیلی توسط خامسان و امیری (۱۳۹۰) برای مطالعه بی‌صدافتی تحصیلی دانشجویان و دانش‌آموزان ایرانی در ۱۷ گویه و در دو بخش تقلب در امتحانات (برای مثال، در امتحان کلاسی از یادداشت‌های غیرمجاز استفاده کرده‌ام) و تقلب در تکالیف درسی (برای نمونه، کسی را دارم که تکلیف منزل یا کار آزمایشگاهی را برایم انجام می‌دهد) ساخته شد. نمره‌گذاری در مقیاس پنج‌درجه‌ای لیکرت از ۱ تا ۵ انجام می‌شود. حد پایین و بالای آزمون برای هر فرد به ترتیب از ۱۷ تا ۸۵ است. روایی پرسشنامه توسط اعتماد و جوکار (۱۳۹۷) تأیید شد. بارانیان و همکاران (۱۳۹۶) پایایی آزمون را به روش آلفای کرونباخ محاسبه و ۰/۷۲ گزارش کردند. در پژوهش خامسان و امیری (۱۳۹۰) پایایی ۰/۸۶ و ۰/۶۹ محاسبه شد. روایی مقیاس نیز به شیوه تحلیل عامل اکتشافی و با استفاده از روش مؤلفه‌های اصلی بررسی شد و ۰/۸۶ به دست آمد. در پژوهش بارانیان و همکاران (۱۳۹۶)، روایی این مقیاس، از طریق تحلیل عامل تأییدی گزارش شد. در این پژوهش، پایایی پرسشنامه با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۳ به دست آمد.

۲-۲-۲. پرسشنامه جو عاطفی خانواده^۲ (FEAQ)

پرسشنامه ۱۶ گویه‌ای جو عاطفی خانواده توسط هیل برن^۳ (۱۹۶۴) به نقل از حقیقی، شکرکن و موسوی شوشتری، (۱۳۸۱) طراحی شد. این پرسشنامه دربردارنده هشت خرده‌مقیاس است که عبارت‌اند از: محبت، نوازش، تأییدکردن، تجربه‌های مشترک، هدیه‌دادن، تشویق، اعتماد و احساس امنیت. هر دو سؤال این پرسشنامه به یک خرده‌مقیاس مرتبط است. پاسخننامه این آزمون به صورت مقیاس لیکرت و رتبه‌بندی پنج‌گزینه‌ای و دربردارنده پاسخ‌های خیلی کم (۱)، کم (۲)، در حد متوسط (۳)، زیاد (۴) و خیلی زیاد (۵) است و آزمودنی برحسب احساس درونی خود یکی از آن‌ها را علامت می‌زند. حد پایین و بالای آزمون برای هر فرد به ترتیب از ۱۶ تا ۸۰ است. در مطالعه هیل برن (۱۹۶۴) به نقل از حقیقی و همکاران، (۱۳۸۱) روایی هم‌زمان مقیاس اعتبار ضریب پرسشنامه ۰/۶۷ و ضریب پایایی به روش آلفای کرونباخ، ۰/۸۵ بود. در پژوهش سبزیان و همکاران (۱۳۹۷) روایی محتوایی این پرسشنامه توسط چند نفر از استادان و کارشناسان تأیید شد. همچنین سبزیان و همکاران (۱۳۹۷) پایایی پرسشنامه را با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۲ گزارش کردند. در این پژوهش، پایایی پرسشنامه با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۶ به دست آمد.

۲-۲-۳. پرسشنامه خودناتوان‌سازی تحصیلی^۴ (ASHQ)

پرسشنامه خودناتوان‌سازی تحصیلی، یک ابزار خودگزارشی ۲۳ سؤالی است که برگلاس و جونز (۱۹۷۸) با سه خرده‌مقیاس خلق منفی، عذرتراشی و تلاش ارائه کرد. این ابزار براساس مقیاس لیکرت پنج‌گزینه‌ای (از ۱=هرگز تا ۵=همیشه) تنظیم شده است. حد پایین و بالای آزمون برای هر فرد به ترتیب از ۲۳ تا ۱۱۵ است. برگلاس و جونز (۱۹۷۸) ضریب پایایی آن را به روش آلفای کرونباخ، ۰/۸۲ گزارش کرده است. سیدصالحی و دلاور (۱۳۹۴) این پرسشنامه را روی نمونه‌ای ۵۲۰ نفری از دانشجویان چهار دانشگاه شهر تهران اجرا کردند که روایی محتوایی و روایی سازه آن با استفاده از تحلیل عامل اکتشافی و تأییدی مورد استفاده قرار گرفت و ۰/۹۲ گزارش شد. در پژوهش سید صالحی و فرخی (۱۳۹۶) ضریب اعتبار از طریق آلفای کرونباخ بین ۰/۸۷ تا ۰/۹۲ محاسبه شد. در این پژوهش، پایایی پرسشنامه با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۳ به دست آمد.

1. Academic Dishonesty Questionnaire (ADQ)
2. Family Emotional Atmosphere Questionnaire (FEAQ)
3. Hill Burn
4. Academic Self-Handicapping Questionnaire (ASHQ)

۲-۲-۴. پرسشنامه خودپنداشت تحصیلی^۱ (ASCQ)

پرسشنامه خودپنداشت تحصیلی توسط چن و توماس (۲۰۰۳) پس از اجرا روی ۱۶۱۲ دانش‌آموز تایوانی معرفی شد. این پرسشنامه ۱۵ سؤال دارد و هدف آن ارزیابی ابعاد مختلف خودپنداشت تحصیلی (عمومی، آموزشی، غیرآموزشگاهی) است. تمرکز پرسشنامه بر سنجش خودپنداشت دانش‌آموزان و دانشجویان است. نمره‌گذاری آن براساس طیف لیکرت چهاردرجه‌ای (۱= کاملاً مخالف تا ۴= کاملاً موافق) انجام می‌شود. حد پایین و بالای آزمون برای هر فرد به ترتیب از ۱۵ تا ۶۰ است. چن و توماس (۲۰۰۳) ضریب پایایی پرسشنامه را به روش آلفای ۰/۷۲ گزارش کردند. در پژوهش افشاری‌زاده و همکاران (۱۳۹۲) روایی محتوایی، روایی سازه و روایی همگرایی این پرسشنامه با پرسشنامه عزت‌نفس روزنبرگ^۲ سنجش و تأیید شد. به‌علاوه، ضریب پایایی آن به روش آلفای ۰/۷۸ گزارش شد. در این پژوهش، پایایی پرسشنامه با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۱ به‌دست آمد.

۲-۳. روش تجزیه و تحلیل اطلاعات

برای تحلیل داده‌ها افزون بر آمار توصیفی (میانگین و انحراف معیار) از آزمون همبستگی پیرسون و روش تحلیل مسیر با کمک نرم‌افزار SPSS-27 و AMOS-24 استفاده شد.

۳. یافته‌ها

۳-۱. توصیف جمعیت‌شناختی

یافته‌های توصیفی بیانگر سن شرکت‌کنندگان در دامنه ۳۸/۴۳ درصد ۱۶ سال، ۳۴/۹۰ درصد ۱۷ سال و ۲۶/۶۷ درصد ۱۸ سال بود. ۳۸/۸۲ درصد در رشته انسانی، ۳۱/۷۷ درصد رشته تجربی و ۲۹/۴۱ درصد در رشته ریاضی-فیزیک تحصیل می‌کردند. در جدول ۱، میانگین، انحراف معیار و ضریب همبستگی پیرسون برای کلیه متغیرها آمده است.

۳-۲. شاخص‌های توصیفی

میانگین، انحراف معیار و ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱. میانگین، انحراف معیار و ماتریس ضریب همبستگی پیرسون در متغیرهای پژوهش				
متغیر	میانگین	انحراف معیار	ماتریس ضریب همبستگی پیرسون	
۱ بی‌صدافتی تحصیلی	۵۱/۳۲**	۶/۰۸**	۱	
۲ جو عاطفی خانواده	۴۸/۸۲**	۹/۳۷**	-۰/۱۹۲**	۱
۳ خودناتوان‌سازی تحصیلی	۶۷/۹۹**	۱۱/۹۳**	-۰/۴۹۰**	۰/۳۶۳**
۴ خودپنداشت تحصیلی	۳۷/۹۵**	۷/۰۵**	-۰/۵۷۹**	-۰/۴۸۳**

**p<۰/۰۱

در پژوهش حاضر ضریب چولگی و کشیدگی متغیرها به ترتیب بی‌صدافتی تحصیلی ۰/۰۵ و ۰/۲۸، جو عاطفی خانواده ۰/۴۲- و ۰/۰۵، خودناتوان‌سازی تحصیلی ۰/۷۲- و ۰/۳۳ و خودپنداشت تحصیلی ۰/۲۹- و ۰/۲۲- به‌دست آمد. با توجه به معیار نرمال بودن، متغیرهای پژوهش همگی دارای قدرمطلق ضریب کجی کمتر از ۳ و قدرمطلق کشیدگی کمتر از ۱۰ هستند؛ بنابراین، تخطی از نرمال بودن داده‌ها مشاهده نشد.

برای متغیر بی‌صدافتی تحصیلی آماره تحمل (و عامل تورم واریانس) به ترتیب برای متغیرهای خودناتوان‌سازی تحصیلی ۰/۷۴ (۱/۳۴)، جو عاطفی خانواده ۰/۷۲ (۱/۳۷) و خودپنداشت تحصیلی ۰/۵۸ (۱/۷۱) به‌دست آمد. با توجه به اینکه ارزش‌های تحمل به‌دست‌آمده برای متغیرها بالای ۰/۱۰ است، بین متغیرها همخطی چندگانه وجود ندارد. همچنین مقدار عامل تورم

1. Academic Self-Concept Questionnaire (ASCQ)

2. Rosenberg Self-Esteem Scale

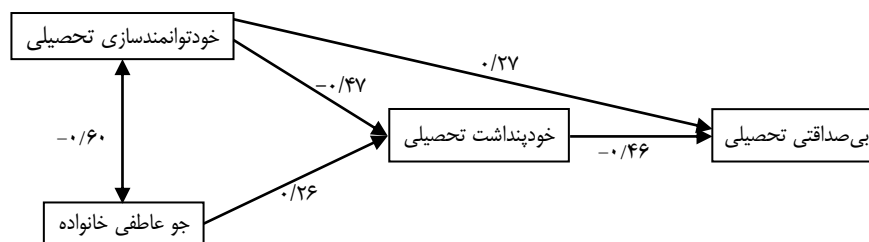
واریانس برای متغیرها کوچک‌تر از ۱۰ است که نشان می‌دهد بین متغیرها همخطی چندگانه وجود ندارد. شاخص‌های برازندگی الگوی پژوهش حاضر در جدول ۲ آمده است.

۳-۳. بررسی مدل علی

جدول ۲. شاخص‌های برازندگی مدل اولیه و نهایی

شاخص نیکویی برازش	X ²	df	X ² /df	IFI	RFI	TLI	CFI	NFI	RMSEA
مدل اولیه	-	-	-	-	۰/۷۵	۰/۸۱	۰/۸۱	-	۰/۳۷۴
مدل نهایی	۱/۲۴	۱	۱/۲۴	۰/۹۹	۰/۹۷	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۹۹	۰/۰۲۹

با توجه به داده‌های جدول ۲ شاخص جذر برآورد واریانس خطای تقریب^۱ ($RMSEA=0/374$) نشان می‌دهد مدل اولیه نیاز به اصلاح دارد. در مدل اولیه، از آنجا که مدل اشباع است به این معنا که تمام مسیرهای ممکن رسم شده‌اند، در این مدل امکان محاسبه‌ی دو و سایر شاخص‌ها وجود ندارد و بعد از حذف یکی از مسیرها (جو عاطفی خانواده به بی‌صدافتی تحصیلی)، مدل از حالت اشباع درآمد و امکان محاسبه‌ی دو و سایر شاخص‌ها برای نرم‌افزار ایجاد شد. در مدل نهایی، شاخص جذر برآورد واریانس خطای تقریب $RMSEA=0/029$ بود که نشان‌دهنده‌ی برازش خوب مدل است. نتایج مسیرهای مستقیم در پژوهش حاضر در جدول ۳ و ضرایب مسیر استاندارد الگوی پژوهش حاضر در شکل ۲ نشان داده شده است.



شکل ۲. مدل نهایی در حالت استاندارد

جدول ۳. ضرایب مسیر اثرات مستقیم بین متغیرهای پژوهش در مدل اولیه و نهایی استاندارد

مسیرها	مدل اولیه در حالت استاندارد (β)	معنی‌داری	ضرایب مسیر استاندارد (β)	معنی‌داری
جو عاطفی خانواده-بی‌صدافتی تحصیلی	-0/053	0/264	-	-
جو عاطفی خانواده-خودپنداشت تحصیلی	0/255	0/001	0/255	0/001
خودناتوان‌سازی تحصیلی-بی‌صدافتی تحصیلی	0/280	0/001	0/275	0/001
خودناتوان‌سازی تحصیلی-خودپنداشت تحصیلی	-0/467	0/001	-0/467	0/001
خودپنداشت تحصیلی-بی‌صدافتی تحصیلی	-0/428	0/001	-0/446	0/001

یافته‌های جدول ۳ نشان داد نسبت جو عاطفی خانواده به بی‌صدافتی تحصیلی ($\beta=-0/053$) از لحاظ آماری معنی‌دار نیست ($p<0/05$) و این مسیر حذف شد. نسبت جو عاطفی خانواده به خودپنداشت تحصیلی ($\beta=0/255$)، خودناتوان‌سازی تحصیلی به بی‌صدافتی تحصیلی ($\beta=0/280$)، خودناتوان‌سازی تحصیلی به خودپنداشت تحصیلی ($\beta=-0/467$) و خودناتوان‌سازی تحصیلی به خودپنداشت تحصیلی ($\beta=-0/428$) از لحاظ آماری معنی‌دار است ($p<0/01$). جدول ۴ نتایج روش بوت‌استرپ در نرم‌افزار AMOS-24 را برای روابط واسطه‌ای نشان می‌دهد.

جدول ۴. نتایج روش بوت‌استرپ در بررسی مسیرهای غیرمستقیم در مدل اولیه و نهایی

متغیرهای پیش‌بین	متغیر میانجی	متغیر ملاک	مدل اولیه		مدل نهایی	
			معنی‌داری بوت‌استرپ	معنی‌داری بوت‌استرپ	معنی‌داری بوت‌استرپ	معنی‌داری بوت‌استرپ
جو عاطفی خانواده	خودپنداشت تحصیلی	بی‌صدافتی تحصیلی	-۰/۰۷۱	۰/۰۱۰	-۰/۰۷۴	۰/۰۱۰
خودناتوان‌سازی تحصیلی	خودپنداشت تحصیلی	بی‌صدافتی تحصیلی	۰/۱۰۲	۰/۰۱۰	۰/۱۰۶	۰/۰۱۰

سطوح اطمینان جدول ۴ حاکی از معنی‌داری مسیر غیرمستقیم جو عاطفی خانواده به بی‌صدافتی تحصیلی با نقش واسطه‌ای خودپنداشت تحصیلی است ($\beta = -0/074$). به علاوه، مسیر غیرمستقیم خودناتوان‌سازی تحصیلی به بی‌صدافتی تحصیلی با نقش واسطه‌ای خودپنداشت تحصیلی $\beta = 0/106$ به دست آمد که در سطح $p = 0/05$ معنی‌دار است.

۴. بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی رابطه علی بین جو عاطفی خانواده و خودناتوان‌سازی تحصیلی به بی‌صدافتی تحصیلی با واسطه‌ای خودپنداشت تحصیلی در دانش‌آموزان مقطع متوسطه دوم شهر خرم‌آباد انجام شد. نتایج نشان داد تمام مسیرهای مستقیم به جز مسیر جو عاطفی خانواده به بی‌صدافتی تحصیلی معنی‌دارند. مسیرهای غیرمستقیم نیز از طریق خودپنداشت تحصیلی با بی‌صدافتی تحصیلی معنی‌دار شدند. براساس نتایج این پژوهش، الگوی پیشنهادی از برآزش قابل‌قبولی برخوردار است و می‌تواند گام مهمی در جهت شناخت عوامل مؤثر در بی‌صدافتی تحصیلی دانش‌آموزان محسوب شود. نتایج پژوهش نشان داد بین جو عاطفی خانواده با بی‌صدافتی تحصیلی رابطه معنی‌دار وجود ندارد. این نتیجه با یافته‌های بارانی و همکاران (۱۳۹۸)، سبزیان و همکاران (۱۳۹۷)، و آن و همکاران (۲۰۲۰) ناهمسو و با پژوهش‌های آنو و همکاران (۲۰۲۱)، باران و جانسون (۲۰۲۰) و ساهرینا (۲۰۱۷) همسو است. در توجیه این یافته و تبیین چرایی عدم تأثیر جو عاطفی خانواده بر بی‌صدافتی تحصیلی شاید بتوان به ضعف محیط‌های آموزشی اشاره کرد. محیط‌های آموزشی موجود، به معلم‌محوری و موضوع‌محوری گرایش دارند و در آن‌ها به یادگیرنده، توانمندی‌ها و علایق فراگیران و دانش‌آموزان در فرایند یادگیری و آموزش توجه نمی‌شود. به علت این بی‌توجهی یا کم‌توجهی، دانش‌آموزان محتوا، مواد آموزشی، روش تدریس معلمان و در مجموع، جو و محیط آموزشی را فاقد جذابیت، معنی‌داری، چالش‌پذیری و انتخاب دانسته‌اند. نتیجه این امر نیز می‌تواند در ایجاد نگرش‌های تحصیلی مثبت یا منفی و تقلب تحصیلی دانش‌آموزان نمود یابد؛ بنابراین در صورت وجود محیط‌های آموزشی فراگیر محور و فعال آموزشی است که می‌توان انتظار داشت فراگیران کمتر به تقلب تحصیلی روی بیاورند. شاید بتوان یکی از دلایل دیگر آن را شیوه اندازه‌گیری بی‌صدافتی تحصیلی دانست.

یافته دیگر نشان داد بین خودناتوان‌سازی تحصیلی و بی‌صدافتی تحصیلی رابطه مثبت و معنی‌دار وجود دارد؛ به نحوی که خودناتوان‌سازی تحصیلی موجب افزایش بی‌صدافتی تحصیلی در یادگیرندگان می‌شود. این نتیجه با یافته‌های افصلی و همکاران (۱۳۹۹) هم‌راستا است. در تبیین این یافته می‌توان گفت بی‌صدافتی پدیده‌ای فراگیر است که نظام‌های آموزشی از سالیان دور با پدیده آن روبه‌رو هستند و ناگزیر به پرداخت هزینه‌های زیادی در این خصوص شده‌اند (پاولین-برناردیک و همکاران، ۲۰۱۷). در این راستا، یکی از عواقب خودناتوان‌سازی عملکرد نامناسب تحصیلی است. خودناتوان‌سازی می‌تواند سبب تمایل دانش‌آموزان به جبران عملکرد تحصیلی نامناسب از طریق تقلب تحصیلی شود. این دانش‌آموزان آگاهانه از تلاش خودداری می‌کنند، مطالعه خود را به آخرین لحظه موکول می‌کنند، شب قبل از امتحان را به بطالت می‌گذرانند و از راهبردهای خودناتوان‌سازی استفاده می‌کنند تا از تلویحات منفی شکست احتمالی بکاهند (افصلی و همکاران، ۱۳۹۹). به‌طور کلی دانش‌آموزانی که از راهبردهای خودناتوان‌سازی استفاده کرده‌اند، بازده تحصیلی کمی نشان دادند. در نتیجه برای جبران این نقص تمایل بیشتری به تقلب و بی‌صدافتی تحصیلی داشتند.

یافته دیگر نشان داد بین خودپنداشت تحصیلی و بی‌صدافتی تحصیلی دانش‌آموزان رابطه منفی و مستقیم وجود دارد. با افزایش خودپنداشت تحصیلی دانش‌آموزان می‌توان انتظار داشت که بی‌صدافتی تحصیلی آن‌ها کاهش یابد. این یافته با نتایج پژوهش‌های بارانی و همکاران (۱۳۹۸)، آنو و همکاران (۲۰۲۱)، باران و جانسون (۲۰۲۰) و ساهرینا (۲۰۱۷) هماهنگی دارد، اما با

نتایج پژوهش سبزیان و همکاران (۱۳۹۷) که نشان دادند خودپنداشت تحصیلی اثر مستقیمی بر تقلب تحصیلی ندارد، ناهمسو است. خودپنداشت بازخوردها، دانش فرد را درخصوص قابلیت پذیرش، مهارت و توانایی بیان می‌کند که شامل سه مؤلفه تصویر خود یا خود حقیقی، خود آرمانی و حرمت خود است. هرچه فاصله بین تصویر خود و خودآرمانی زیادتر شود، حرمت خود کاهش پیدا می‌کند. در زمینه تحصیلی نیز خودپنداشت حاصل مقایسه بین این دو خود در موفقیت یا شکست در زمینه وظایف، تکالیف و مسئولیت‌های تحصیلی است؛ بنابراین هرچه دانش‌آموز در زندگی تجربه‌های منفی‌تر و شکست‌های بیشتری را تجربه کند، قطعاً فاصله بین این دو خود افزایش و حرمت کاهش می‌یابد. در نتیجه خودپنداشت او دچار خدشه می‌شود (بارانی و همکاران، ۱۳۹۸).

دانش‌آموزان برای افزایش مجدد حرمت خود و کم کردن فاصله بین این دو نیازمند تجارب مثبت و موفقیت‌های بیشتر در زمینه تحصیلی هستند که این نیازمند تلاشی مضاعف است. اگر دانش‌آموز احساس کند که شکست‌ها به اندازه‌ای به خودپنداشت او آسیب رسانده است، ممکن است تصور کند توانایی لازم برای موفقیت در آن زمینه را ندارد و دست به رفتارهایی نامشروع بزند. دانش‌آموزان در مواردی به دنبال سریع‌ترین راه برای بهبود و جبران خودپنداشت خود هستند و تقلب را برای به‌دست‌آوردن بهترین رتبه، کارآمدترین روش می‌بینند. از این‌رو دانش‌آموز مرتکب رفتارهای تقلب و بی‌صدقتی تحصیلی می‌شود. این رفتار مبتنی بر فریب برای رسیدن به نتایج مطلوب است که دانش‌آموز شایستگی آن را ندارد (انو و همکاران، ۲۰۲۱). از این‌رو فرد رفتاری مانند تقلب در جلسه امتحان به شکل کمک‌گرفتن از دیگران، یادداشت‌برداری و... انجام می‌دهد. براین اساس هرچه فرد در زمینه تحصیلی خودپنداشت ضعیف‌تر و نامطلوب‌تری داشته باشد، احتمالاً به رفتارهای بی‌صدقتی تحصیلی بیشتری دست خواهد زد. در نتیجه رابطه منفی این دو سازه قابل قبول است (بارانی و همکاران، ۱۳۹۸).

همچنین نتایج نشان داد خودپنداشت تحصیلی در رابطه بین جو عاطفی خانواده و خودناتوان‌سازی تحصیلی با بی‌صدقتی تحصیلی نقش میانجی دارد. با جست‌وجوی پیشینه، مطالعه‌ای برای مقایسه با این یافته در دسترس محقق قرار نگرفت. در مسیر مستقیم، نتایج نشان داد بین جو عاطفی خانواده و بی‌صدقتی تحصیلی رابطه معنی‌دار وجود ندارد؛ درحالی‌که مسیر غیرمستقیم مشخص کرد فقط زمانی بین جو عاطفی خانواده و بی‌صدقتی تحصیلی رابطه وجود دارد که ابتدا جو عاطفی خانواده در دانش‌آموزان با افزایش خودپنداشت تحصیلی در آن‌ها همراه باشد تا بی‌صدقتی تحصیلی کاهش یابد. روابط عاطفی والدین با یکدیگر و فرزندان، شیوه‌های فرزندپروری، قاطعیت همراه با دادن آزادی به فرزندان و در مجموع جو عاطفی حاکم بر خانواده، ارتباط نزدیکی با رشد و شکل‌گیری برخی ویژگی‌های فرزندان خانواده و افزایش صداقت تحصیلی و خودکارآمدی دارد. به این ترتیب می‌توان گفت هر اندازه خانواده محیط و جو عاطفی سالم و در نتیجه رفتارها و تعاملات سالم‌تری داشته باشد و به عبارتی صداقت، صمیمیت، یکدلی، یکرنگی، ملاحظت، مهربانی و عشق بر فضای عمومی خانواده مستولی شود، به همان میزان نیز صداقت تحصیلی افزایش می‌یابد (بارانی و همکاران، ۱۳۹۸).

از طرفی بین خودناتوان‌سازی تحصیلی و بی‌صدقتی تحصیلی رابطه معنی‌دار وجود دارد. مسیر غیرمستقیم نیز نشان داد خودناتوان‌سازی تحصیلی در دانش‌آموزان با کاهش خودپنداشت تحصیلی در آن‌ها همراه می‌شود و از آن طریق بی‌صدقتی تحصیلی را افزایش می‌دهد. این یافته‌ها نشان از انتخاب صحیح متغیر میانجی در این پژوهش دارد. به‌طور کلی نگرش مثبت به تقلب و اقدام به آن را از پیامدهای خودناتوان‌سازی می‌دانند؛ چرا که فرد خودناتوان‌ساز به دنبال اثبات شایستگی خود از طریق خودناتوان‌سازی است. در این شرایط، فرد خودپنداشت تحصیلی کمی دارد و ممکن است از دست‌زدن به هر عملی برای نیل به این هدف خودداری نکند. به همین دلیل تقلب را نیز شیوه‌ای مناسب برای رسیدن به هدف بداند.

با توجه به اینکه در این پژوهش، مدل مفهومی اصلاح‌شده از برازش خوبی برخوردار بود، می‌توان آن را به‌عنوان یک نوآوری و یافته علمی جدید تلقی کرد که در افزایش صداقت تحصیلی دانش‌آموزان در سایر مقاطع تحصیلی مؤثر واقع می‌شود. با وجود آنکه نتایج پژوهش حاضر، اطلاعات ارزشمندی را درباره ویژگی‌های خودناتوان‌سازی تحصیلی، جو عاطفی خانواده و خودپنداشت تحصیلی در بافت مطالعاتی پیشایندهای بی‌صدقتی تحصیلی فراهم کرده است، برخی از محدودیت‌های این پژوهش ممکن است تعمیم‌پذیری نتایج آن را با مشکل روبه‌رو کند.

نخست به‌کارگیری ابزار خودگزارشی است که ممکن است به‌علت سوگیری در پاسخ‌ها، صحت گزارش آن‌ها تحت تأثیر قرار

گرفته باشد. محدودیت دیگر این پژوهش، محدودبودن جامعه آماری به دانش‌آموزان مقطع متوسطه دوم شهر خرم‌آباد است که تعمیم نتایج به سایر دانش‌آموزان در دیگر مقاطع تحصیلی در سایر شهرها را با احتیاط همراه می‌سازد؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود پژوهش‌های مشابه در دیگر شهرها و در سایر دانش‌آموزان و دانشجویان در دیگر مقاطع تحصیلی نیز صورت پذیرد و نتایج با هم مقایسه شود. همچنین از ابزارها و روش‌هایی استفاده شود که مبین رفتارهای واقعی تری از افراد باشد. از طرفی بی‌صدافتی تحصیلی در نظام آموزشی کشور و به‌طور خاص در مدارس و دانشگاه‌ها که یکی از نهادهای جامعه‌پذیرکردن جوانان است، زنگ خطری است مبنی بر اینکه قوانین بخش‌هایی از جامعه دچار مشکل جدی و نیازمند بازنگری است. درنهایت اینکه با وجود شواهد پژوهشی متعددی که نشان می‌دهند جو عاطفی خانواده، رفتارهای غیراخلاقی را کاهش می‌دهد، نتایج پژوهش حاضر نشان داد جو عاطفی خانواده به‌تنهایی قادر به کاهش رفتار غیراخلاقی بی‌صدافتی تحصیلی نیست، بلکه متخصصان حوزه مشاوره تحصیلی در کنار آموزش جو عاطفی خانواده لازم است توانمندی‌هایی مانند خودپنداشت تحصیلی را نیز آموزش دهند تا از میزان خودناتوان‌سازی و بی‌صدافتی تحصیلی کاسته شود.

۵. ملاحظات اخلاقی

اطلاعات شرکت‌کنندگان به‌صورت محرمانه مورد استفاده قرار گرفت و یافته‌های پژوهش به‌صورت کلی و بدون نام منتشر شد. کد اخلاق این پژوهش IR.IAU.AHVAZ.REC.1401.048 است.

۶. سپاسگزاری و حمایت مالی

نویسندگان بر خود لازم می‌دانند که از افرادی که در این تحقیق شرکت کردند، صمیمانه قدردانی کنند. این مطالعه بدون حمایت مالی انجام شده است.

۷. تعارض منافع

براساس اعلام نویسندگان، هیچ‌گونه تضاد منافی در این مقاله وجود ندارد.

منابع

- اعتماد، ج.، و جوکار، ب. (۱۳۹۷). بی‌صدافتی تحصیلی و باورهای شناخت‌شناسی: واری‌شناسی نقش تعدیل‌گری جنسیت. مطالعات آموزش و یادگیری. ۱۰(۱)، ۱۳۰-۱۱۱. <https://doi.org/10.22099/jsli.2018.4918>
- افشاری‌زاده، س. ا.، کارشکی، ح.، و ناصریان، ح. (۱۳۹۲). بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامه خودپنداره تحصیلی دانش‌آموزان دبستانی شهر تهران. روش‌ها و مدل‌های روان‌شناختی. ۳(۱)، ۶۶-۵۳. <https://dori.net/dor/20.1001.1.22285516.1392.3.11.4.6>
- افضلی، ا.، قشمی، س. م. ا.، و هندی ورکانه، ع. (۱۳۹۹). تدوین مدل پیش‌بینی گرایش به تقلب در دانشجویان براساس متغیرهای تحصیلی. روان‌شناسی تربیتی. ۱۶(۵۶)، ۹۶-۷۵. <https://doi.org/10.22054/jep.2020.31112.2261>
- بارانی، ح.، درخشان، م.، و اناری‌نژاد، ع. (۱۳۹۸). جو عاطفی خانواده و بی‌صدافتی تحصیلی: نقش واسطه‌ای خودپنداشت تحصیلی. روان‌شناسی تحولی: روان‌شناسان ایرانی. ۱۶(۶۱)، ۱۰۸-۹۷. <https://sanad.iau.ir/journal/jip/Article/668722?jid=668722>
- بارانیان، س.، حاجی یخچالی، ع.، و آتش‌افروز، ع. (۱۳۹۶). مدلی برای تبیین رابطه پنج عامل بزرگ شخصیت و بی‌صدافتی تحصیلی با میانجی‌گری باورهای خودکارآمدی تحصیلی و حرمت خودتحصیلی در دانشجویان. پژوهش در یادگیری آموزشگاهی و مجازی. ۵(۱)، ۳۴-۲۳. <https://dori.net/dor/20.1001.1.23456523.1396.5.1.2.1>
- حقیقی، ج.، شکرکن، ح.، و موسوی شوشتری، م. (۱۳۸۱). بررسی رابطه جو عاطفی خانواده با سازگاری دختران پایه سوم متوسطه شهر اهواز. دستاوردهای روان‌شناختی. ۹(۲)، ۱۰۸-۷۹. <https://doi.org/10.22055/psy.2002.16482>

خامسان، ا.، و امیری، م. ا. (۱۳۹۰). بررسی تقلب تحصیلی در میان دانشجویان دختر و پسر. *فصلنامه اخلاق در علوم و فناوری*. ۶(۱)، ۶۱-۵۳
<http://ethicsjournal.ir/article-1-722-fa.html>

خرمائی، ف.، فصیحانی، س.، و آزادی‌دهبیدی، ف. (۱۳۹۷). پیش‌بینی سازگاری تحصیلی براساس سبک‌های یادگیری و خودتنظیمی تحصیلی. *رویش روان‌شناسی*. ۷(۳)، ۱۱۱-۱۲۸. ۱۱۱-۱۲۸. ۱۳۹۷. ۷. ۳. ۶. ۹
<http://dorl.net/dor/20.1001.1.2383353.1397.7.3.6.9>

سبزیان، س.، قدم‌پور، ع.، میردربیکوند، ف. (۱۳۹۷). تدوین مدل علی تقلب تحصیلی براساس عوامل فردی و بافتی با نقش واسطه‌ای خودکارآمدی تحصیلی. *پژوهش در یادگیری آموزشگاهی و مجازی*. ۵(۳)، ۴۳-۶۶.
https://etl.journals.pnu.ac.ir/article_4498.html?lang=fa

سیدصالحی، م.، و دلاور، ع. (۱۳۹۴). بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مقیاس خودناتوان‌سازی. *اندازه‌گیری تربیتی*. ۵(۲۰)، ۹۷-۱۱۷.
<https://doi.org/10.22054/jem.2015.1789>

سیدصالحی، م.، و فرخی، ن. (۱۳۹۶). تبیین خودناتوان‌سازی تحصیلی براساس عوامل مؤثر بر آن: آزمون یک مدل مفهومی جامع. *پژوهش در یادگیری آموزشگاهی و مجازی*. ۴(۱۶)، ۹-۲۲.
https://etl.journals.pnu.ac.ir/article_3645.html

هاشمی رزینی، ه.، موسوی‌پناه، س. م.، و شیرینی، م. (۱۳۹۳). رابطه جهت‌گیری هدفها پیشرفت و باورهای انگیزشی با اهمال‌کاری و خودناتوان‌سازی تحصیلی دانش‌آموزان. *مطالعات آموزشی و آموزشگاهی دانشگاه فرهنگیان*. ۳(۴)، ۶۷-۷۹.
<https://dorl.net/dor/20.1001.1.2423494.1393.3.4.4.6>

References

- Afsharizade, S. E., Kareshki, H., & Naserian, H. (2013). Psychometric Properties of School Self-concept in Primary Students of Tehran. *Psychological Models and Methods*, 3(11), 53-66.
<https://dorl.net/dor/20.1001.1.22285516.1392.3.11.4.6> (In Persian)
- Afzali, A., Ghashami, S. M. A., & Hendi Varkane, A. (2020). Developing a prediction model for the incidence of academic Cheating tendency in students based on academic variables. *Educational Psychology*, 16(56), 75-96. <https://doi.org/10.22054/jep.2020.31112.2261> (In Persian)
- Alan, S., Ertac, S., & Gumren, M. (2020). Cheating and incentives in a performance context: Evidence from a field experiment on children. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 179, 681-701.
<https://doi.org/10.1016/j.jebo.2019.03.015>
- Baran, L., & Jonason, P. K. (2020). Academic dishonesty among university students: The roles of the psychopathy, motivation, and self-efficacy. *Plos one*, 15(8), 0238141.
<https://doi.org/10.1371/journal.pone.0238141>
- Barani, H., Derakhshan, M., & Anarnejad, A. (2019). The relation of family emotional atmosphere and academic dishonesty: The mediating role of self-concept. *Journal of Developmental Psychology Iranian Psychologists*, 16(61), 97-108.
<https://sanad.iau.ir/en/Journal/jip/Article/668722?jid=668722> (In Persian)
- Baranian, S., Hajiyakhchali, A., & Atashafrouz, A. (2017). A model to explain the relationship of the big five personality factors and academic dishonesty with mediating role of academic self-efficacy beliefs and academic self-esteem among students. *Research in School and Virtual Learning*, 5(1), 23-34. <https://dorl.net/dor/20.1001.1.23456523.1396.5.1.2.1> (In Persian)
- Beasley, S. T., & McClain, S. (2021). Examining psychosociocultural influences as predictors of black college students' academic self-concept and achievement. *Journal of Black Psychology*, 47(2-3), 118-150. <https://doi.org/10.1177/0095798420979794>
- Berglas, S., & Jones, E. E. (1978). Drug choice as a self-handicapping strategy in response to noncontingent success. *Journal of Personality and Social Psychology*, 36(4), 405-417.
<https://doi.org/10.1037/0022-3514.36.4.405>

- Bilen, E., & Matros, A. (2021). Online cheating amid COVID-19. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 182, 196-211. <https://doi.org/10.1016/j.jebo.2020.12.004>
- Chala, W. D. (2021). Perceived seriousness of academic cheating behaviors among undergraduate students: An ethiopian experience. *International Journal for Educational Integrity*, 17(1), Article Number 2. <https://doi.org/10.1007/s40979-020-00069-z>
- Chen, Y. H., & Thompson, M. S. (2003). *Confirmatory Factor analysis of school self-concept inventory*. Collected in the database of education resources information center. https://www.researchgate.net/publication/286626313_Confirmatory_Factor_Analysis_of_a_School_Self-Concept_Inventory
- Dejene, W., & HUI, S. K. F. (2021). Academic cheating in Ethiopian secondary schools: Prevalence, perceived severity, and justifications. *Cogent Education*, 8(1). <https://doi.org/10.1080/2331186X.2020.1866803>
- Dossi, G., Figlio, D., Giuliano, P., & Sapienza, P. (2021). Born in the family: preferences for boys and the gender gap in math. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 183, 175-188. <https://ideas.repec.org/a/eee/jeborg/v183y2021icp175-188.html>
- Etemaad. J., & Jowkar, B. (2018). Academic dishonesty and epistemological beliefs: verifying the mediating role of gender. *Studies in Learning & Instruction*, 1(1), 111-130. <https://doi.org/10.22099/jsli.2018.4918> (In Persian)
- Haghighi, J., Shokrkon, H., & Mousavi Shooshtari, M. (2002). A study of the parent-child relationships and the individual and social adjustment of the ninth grade girl students at ahvaz schools. *Psychological Achievements*, 9(2), 79-108. <https://doi.org/10.22055/psy.2002.16482> (In Persian)
- Hashemi Razini, H., Moosavi Panah, S. M., & Shiri, M. (2014). The relationship between achievement purposes and beliefs, motivational orientations of students' educational procrastination and self-handicapping. *Educational and Scholastic Studies*, 3(4), 67-79. <https://dorl.net/dor/20.1001.1.2423494.1393.3.4.4.6> (In Persian)
- Khamesan, A., & Amiri, M. A. (2011). The study of academic cheating among male and female students. *Ethics in Science and Technology*, 6(1), 54-62. <http://ethicsjournal.ir/article-1-722-en.html> (In Persian)
- Khormaei, F., Fasehani, S., & Azadi Dehbidi, F. (2018). Prediction of academic adjustment based on learning styles and academic self regulation. *Rooyesh*, 7(3), 111-128. <http://frooyesh.ir/article-1-458-en.html> (In Persian)
- Mirakbarzade, Z., Khanjarkhani, M., & Nastiezaie, N. (2021). The relationship of quality of life in school with academic self-concept, psychological well-being and academic eagerness. *Rooyesh*, 10(1), 63-74. <http://frooyesh.ir/article-1-2475-en.html> (In Persian)
- Onu, D. U., Onyedibe, M. C. C., Ugwu, L. E., & Nche, G. C. (2021). Relationship between religious commitment and academic dishonesty: is self-efficacy a factor?. *Ethics & Behavior*, 31(1), 13-20. <https://doi.org/10.1080/10508422.2019.1695618>
- Parks-Leduc, L., Guay, R. P., & Mulligan, L. M. (2022). The Relationships between Personal Values, Justifications, and Academic Cheating for Business vs. Non-Business Students. *Journal of Academic Ethics*, 20(4), 499-519. <https://doi.org/10.1007/s10805-021-09427-z>
- Pavlin-Bernardić, N., Rovani, D., & Pavlović, J. (2017). Academic cheating in mathematics classes: A motivational perspective. *Ethics & Behavior*, 27(6), 486-501. <https://doi.org/10.1080/10508422.2016.1265891>
- Putarek, V., & Pavlin-Bernardić, N. (2020). The role of self-efficacy for self-regulated learning, achievement goals, and engagement in academic cheating. *European Journal of Psychology of Education*, 35, 647-671. <https://doi.org/10.1007/s10212-019-00443-7>

- Rissanen, I., Kuusisto, E., Tuominen, M., & Tirri, K. (2019). In search of a growth mindset pedagogy: A case study of one teacher's classroom practices in a Finnish elementary school. *Teaching and Teacher Education*, 77, 204-213. <https://doi.org/10.1016/j.tate.2018.10.002>
- Sabzian, S., Ghadampour, E., & Mirderikvand, F. (2018). The causal model academic cheating based on individual and contextual factors with the mediating role academic Self-Efficacy. *Research in School and Virtual Learning*, 5(3), 43-66. https://etl.journals.pnu.ac.ir/article_4498.html?lang=en (In Persian)
- Seidsalehi, M., & Farrokhi, N. (2017). Explanation of academic self-handicapping based on effective factors: examination of a comprehensive conceptual model. *Research in School and Virtual Learning*, 4(16), 9-22. https://etl.journals.pnu.ac.ir/article_3645.html?lang=en (In Persian)
- Seisalehi, M., & Delavar, A. (2015). Studding the psychometric properties of self-handicapping scale. *Quarterly of Educational Measurement*, 5(20), 97-117. <https://doi.org/10.22054/jem.2015.1789> (In Persian)
- Syahrina, I. A. (2017). Self Efficacy dengan Academic Dishonesty pada Mahasiswa Universitas Putra Indonesia "YPTK" Padang. *Jurnal RAP (Riset Aktual Psikologi Universitas Negeri Padang)*, 7(1), 24-35. <https://doi.org/10.24036/rapun.v7i1.6604>
- Yu, H., Glanzer, P. L., & Johnson, B. R. (2020). Examining the relationship between student attitude and academic cheating. *Ethics & Behavior*, 31(7), 475-487. <https://doi.org/10.1080/10508422.2020.1817746>