eISSN: 2322-1445
Volume 10, Issue 1, Spring and Summer 2024, Pages 236 to 245

Sociology of Education

Canonical Analysis of the Relations between Identity Styles and Self Handicapping in High School Students

Farhad Tanhaye Reshvanloo[1*], Mohadeseh Rajabi Joghortain[2], Hadi Samadieh[3]

1. Department of Psychology, Shandiz Institute of Higher Education, Mashhad, Iran (Corresponding Author).
2. Department of Psychology, Torbat-e Jam Branch, Islamic Azad University, Torbat-e Jam, Iran.
3. Department of Psychology, University of Birjand, Birjand, Iran.

❖ **Corresponding Author Email**: ftreshvanloo@gmail.com

Receive: 2023/07/30
Accept: 2024/01/07
Published: 2024/05/01

Keywords:
Identity Styles, Self-Handicapping, Canonical Correlation.

Article Cite:
Tanhaye Reshvanloo F, Rajabi Joghortain M, Samadieh H. (2024). Canonical Analysis of the Relations between Identity Styles and Self Handicapping in High School Students, Sociology of Education. 10(1): 236-245.

Purpose: This study aimed to investigate the relationship between identity styles and self-handicapping by canonical correlation analysis.

Methodology: The design of the current research was descriptive-correlational and focal correlation analysis was used to investigate the relationships between two sets of predictor changes (identity styles) and criteria (dimensions of self-impairment). The statistical population of the study was high school students in Bojnourd. By multi-stage random sampling, 210 students were selected. Data collection was done with the identity styles questionnaire (Berzonsky, 1992) and the self-management scale (Jones, and Rhodewalt, 1982). Data analysis was done with Pearson correlation coefficient and focal correlation using SPSS.27 software.

Findings: Findings from the analyses indicated a significant relationship between identity styles and self-handicapping dimensions. The common variance of identity styles and self-handicapping was 28%. In the function of identity styles, informational identity was most important (0.81) and in the function of self-handicapping, it was assigned to claim self-handicapping (-0.99).

Conclusion: In general, the processing of identity information can impact the use of self-handicapping strategies, and teenagers with an informational and normative identity and a high identity commitment use less self-handicapping behaviors.

https://doi.org/10.22034/ijes.2024.2007848.1445
https://dorl.net/dor/20.1001.1.23221445.1401.15.1.1.0

Creative Commons: CC BY 4.0

eISSN: 2322-1445
دوره ۱۰ شماره ۱ بهار و تابستان ۱۴۰۳ صفحات ۲۴۵- ۲۳۶

جامعه شناسی آموزش و پرورش

تحلیل کانونی رابطه سبک‌های هویت با خودناتوان‌سازی در دانش آموزان دبیرستانی

فرهاد تنهای رشوانلو[1*]، محدثه رجبی جغرتین[2]، هادی صمدیه[3]

۱. گروه روان‌شناسی، موسسه آموزش عالی غیردولتی غیرانتفاعی شاندیز، مشهد، ایران (نویسنده مسئول).
۲. گروه روان‌شناسی، واحد تربت جام، دانشگاه آزاد اسلامی، تربت جام، ایران
۳. گروه روان‌شناسی، دانشگاه بیرجند، بیرجند، ایران.

❖ **ایمیل نویسنده مسئول:** ftreshvanloo@gmail.com

چکیده

هدف: پژوهش حا ضر با هدف برر سی رابطه سبک‌های هویت و خودناتوان سازی با ا ستفاده از تحلیل همب ستگی کانونی انجام شد.

روش شنا سی: طرح پژوهش حا ضر از نوع تو صیفی- همب ستگی بود و از تحلیل همب ستگی کانونی برای برر سی روابط میان دو مجموعه از متغیر پیش بین (سبک‌های هویت) و ملاک (ابعاد خودناتوان سازی) ا ستفاده شد. جامعه آماری پژوهش را دانش آموزان دوره متو سطه دوم شهر بجنورد تشکیل می‌دادند. تعداد ۲۱۰ نفر از این دانش آموزان با روش نمونه گیری تصادفی چندمرحله‌ای انتخاب شدند. گردآوری داده‌ها با پرسشنامه سبک‌های هویت (برزونسکی، ۱۹۹۲) و مقیاس خودناتوان سازی (جونز و رودوالت، ۱۹۸۲) انجام شد. تحلیل داده‌ها با ضریب همبستگی پیرسون و همبستگی کانونی و با استفاده از نرم افزار SPSS.27 انجام شد.

یافته‌ها: نتایج نشـان داد که میان سـبک‌های هویت و ابعاد خودناتوان‌سـازی رابطه معناداری وجود دارد. واریانس م شترک سبک‌های هویت و خودناتوان سازی ۲۸ در صد بود. بی شترین اهمیت در تابع سبک‌های هویت به هویت اطلاعاتی (۰/۸۱) و در تابع خودناتوان سازی به خودناتوان سازی ادعایی اختصاص داشت (۰/۹۹-).

بحث و نتیجه‌گیری: در مجموع به نظر می‌ر سد، پردازش اطلاعات مربوط به هویت می‌تواند بر میزان ا ستفاده از راهبردهای خودناتوان سازی تأثیر دا شته با شد و نوجوانانی که هویت اطلاعاتی و هنجاری دا شته و از تعهد هویت بالایی برخوردارند از رفتارهای خودناتوان ساز کمتر استفاده می کنند.

مقاله تحقیقاتی

دریافت: ۱۴۰۲/۰۵/۰۸
پذیرش ۱۴۰۲/۱۰/۱۷
انتشار: ۱۴۰۳/۰۲/۱۲

واژگان کلیدی:
سبک‌های هویت، خودناتوان سازی، همبستگی کانونی.

استناد مقاله:
تنهای رشوانلو ف، رجبی جغرتین م، صمدیه ه. (۱۴۰۳). تحلیل کانونی رابطه سبک‌های هویت با خودناتوان‌سازی در دانش آموزان دبیرستانی، جامعه شناسی آموزش و پرورش. ۱۰(۱): ۲۴۵- ۲۳۶.

https://doi.org/10.22034/ijes.2024.2007848.1445
https://dorl.net/dor/20.1001.1.23221445.1401.15.1.1.0

Creative Commons: CC BY 4.0

مقدمه

فراگیران در شرایط تحصیلی، به دنبال راهبردهایی هستند که آنان را از استرس‌های ناشی از عدم موفقیت مصون بدارد (Núñez, et al, 2023). خود ناتوان سازی[1] مجموعه‌ای از راهبردهاست که طی آن افراد تلاش می‌کنند تا برای عملکرد خود موانعی ایجاد کنند، تا در صورت شکست، عدم موفقیت به این موانع نسبت داده شود. به نظر می‌رسد افراد از خودناتوان سازی به عنوان دلیل‌تراشی اولیه برای شکست بالقوه استفاده می‌کنند (Xing, et al, 2022). طفره رفتن و به تعویق انداختن، جبران مفرط، فقدان تلاش و عدم خلق فرصت‌های تمرین، از جمله رفتارهای خودناتوان ساز هستند. این رفتارها می‌توانند اثراتی دو سویه داشته باشند؛ نوعی حمایت از خود و کسب تصویر مثبت از خود بوده و در کوتاه مدت از عزت نفس محافظت کنند، یا در حالت شدید، یک راهبرد ناسازگارانه بوده و با اجتناب از وظیفه، انتظارات شکست، عذرها و اسنادهای خارجی، اثرات منفی بر مفهوم خود داشته باشند (Stewart, and De George-Walker, 2014).

خودناتوان سازی ناشی از عدم اطمینان به شایستگی خود به واسطه وجود سابقه دریافت پاداش‌های تصادفی و غیرمرتبط با عملکرد و نیز سابقه عدم دریافت مراقبت و عشق بی‌قید و شرط است. بایستی، بنیان‌های اصلی رفتارهای خودناتوان ساز را در نیاز افراد برای جبران احساسات ذهنی، حقارت و ضعف‌های خود دانست (Higgins, Snyder, and Berglas, 2013) خودناتوان‌سازی می‌تواند به صورت رفتاری یا ادعایی باشد. خودناتوان‌سازی رفتاری[2] بیشتر ناسازگارانه بوده و به انجام دادن یا عدم انجام کاری با هدف عذرتراشی، اشاره دارد. خودناتوان سازی ادعایی[3] تلاش کلامی برای توجیه دیگران در مورد دلایل شکست است، به نحوی که فرد مورد سوال و سرزنش قرار نگیرد (Del Mar Ferradás, Freire, Valle, Núñez, 2016). خودناتوان‌سازی با دامنه‌ی گسترده‌ای از پیامدهای منفی همانند اضطراب، افسردگی، عملکرد تحصیلی ضعیف در ارتباط است (Stewart, De George-Walker, 2014; Robinson, Suhr, Buelow, and Beasley, 2023).

عوامل شناختی و اجتماعی در خودناتوان سازی دخیل هستند. به طور مثال کمال‌گرایی، مکان کنترل و خودکارآمدی را می‌توان عوامل مهم در خودناتوان سازی دانست (Stewart, and De George-Walker, 2014). در پژوهشی Del Mar Ferradás, Freire, Rodríguez, and Piñeiro (2018) روابط معناداری میان عزت نفس و اهداف پیشرفت با خودناتوان سازی به دست آوردند. Putwain(2019) نیز نشان داد که تنظیم شناختی هیجان با خودناتوان سازی در ارتباط است. Barutçu Yıldırım, Demir(2020) نیز دریافتند که عزت‌نفس، اضطراب امتحان، اهمال کاری و مقایسه خود با دیگران می‌توانند خودناتوان سازی را پیش بینی کنند. به نظر می‌رسد، لازمه‌ی عدم بروز خودتواناسازی[4] این اعتقاد است که «هیچ چیز از جمله من، کامل نیست و هنگامی که مشکلی پیش می‌آید، خود من باید آغاز حل مسأله باشم» (Gabriel, 2017). این امر نیازمند رسیدن به تعریفی دقیق از خود، توانایی‌ها و نیازهای خود است. بر این اساس اطلاعات هویت می‌تواند به ایجاد این بینش و ثبات در فرد کمک کند. شکل‌گیری هویت، یک وظیفه محوری است و فرد را از احساس یگانگی و وحدت در طول زمان و مکان برخوردار می‌سازد (Taylor, Muchnik, Kumar, and Aral, 2023).

هویت به عنوان یک سیستم پیچیده خودتعریفی، در بافت اجتماعی شکل گرفته و تو صیفات فرد از زندگی را شکل می‌دهد (Kerpelman, Pittman, and Adler-Baeder, 2008). در جریان هویت یابی، فرد از احساسات، ارزش‌ها و اهدافی که او را در جامعه جای می‌دهد، آگاه می‌شود (Sarmova, Bianchi, Lasticova, Fichnova, and Hamranova, 2008). می‌توان هویت را بازنمایی‌های شناختی دانست که برای تفسیر اطلاعات و مواجه شدن با وقایع زندگی مورد استفاده قرار می‌گیرد (Beaumont, 2009).

Berzonsky (1989) با بررسی زیربناهای شناختی و اجتماعی پردازش اطلاعات مرتبط با خود، سه وضعیت یا سبک مشتمل بر هویت اطلاعاتی[5] هویت هنجاری[6] هویت سردرگم/اجتنابی[7] را شناسایی کرد. سبک هویت اطلاعاتی سازگارانه‌ترین شیوه اداره موقعیت‌های روزانه است. افراد واجد این سبک هویتی، درون‌نگر، جستجوگر و پردازش‌کننده هستند. این افراد پذیرای تجارب جدید بوده و نگرش فعالی نسبت به حل مسأله دارند (Berzonsky, and Skhirtladze, Javakhishvili, Schwartz, and Luyckx, Papini, 2022). افراد دارای هویت اطلاعاتی والدین حمایتگر با کنترل روانی پایین دارند (Berzonsky and Kinney, 2019)، تعمق درباره‌ی خود، مقابله‌ی مسأله‌مدار و تصمیم‌گیری هدفمند (Abdizarin, Sajjadian, Shahdad, BaianMemar, and Azimi, 2010) رابطه مثبت دارد. نوجوانان دارای هویت اطلاعاتی از عزت نفس و خوش

---

1. self-handicapping
2. Behavioral self-handicapping
3. Claim self-handicapping
4. Self-empowerment
5. Informational style
6. Normative style
7. Diffuse / Avoidant style

بینی بالاتری برخوردارند (Tanhaye Reshvanloo, Keramati, and Seadatee Shamir, 2012). افراد دارای سبک هویت هنجاری، با هنجارها و انتظارات آماده شده از سوی دیگران همنوایی کرده و غیرمحتمل است که تمایل به داشتن دیدگاه‌ها و تعهدات شخصی داشته باشند (Gebelt, Thompson, and Miele, 2009). این سبک شامل دیدگاه بسته‌ی ذهنی و خودپنداره‌ای ثابت و سرکوب‌کننده بوده و نسبت به تجارب جدید غیرانعطاف پذیر است (Abdizarin et al., 2010). این سبک هویتی با بهزیستی ذهنی رابطه منفی (Zahaj, and Dimitrova, 2018) و با عزت نفس (Luyckx, et al, 2007) و اعتیاد به اینترنت رابطه مثبت دارد (Zarei, and Gibi, 2018).

افراد دارای سبک هویت سردرگم/اجتنابی، از راهبردهای متمرکز بر هیجان، که با سطح پایینی از تعهد و اعتماد به نفس و نیز بی‌ثباتی خودپنداری همراه هستند، استفاده کرده و پیش از تصمیم‌گیری، احساس ترس و اضطراب را تجربه می‌کنند و معمولاً از راهبردهای تصمیم‌گیری نامناسب، مانند اجتناب کردن، بهانه آوردن و دلیل‌تراشی استفاده می‌کنند (Abdizarin et al., 2010). هویت سردرگم/اجتنابی با مهارت‌های مقابله‌ای و حل مساله‌ی ضعیف‌تر همراه بوده و شادکامی افراد را کاهش می‌دهد (Gebelt et al., 2009). این سبک هویتی با بهزیستی ذهنی رابطه منفی (Zahaj, and Dimitrova, 2018) و با خودناتوان سازی (Berzonsky, and Ferrari, 2009) و اعتیاد به اینترنت رابطه مثبت دارد (Zarei, and Gibi, 2018).

Berzonsky and Kinney(2019) دریافتند که هویت سردرگم/اجتنابی با افسردگی رابطه مثبت و با خودتنظیمی رابطه منفی دارد. تعهد هویت[1] به تمایل و تلاش فرد برای ثابت نگه داشتن رفتار خود در موقعیت‌هایی که می‌تواند به گونه‌های دیگری رفتار کند، اشاره دارد. تعهد هویت یک چارچوب مرجع است که امکان کنترل، ارزیابی و تنظیم رفتار را فراهم می‌کند. افراد دارای هویت اطلاعاتی و هنجاری از تعهدات بالاتری در مقایسه با افراد دارای هویت سردرگم/اجتنابی برخوردارند (Berzonsky, and Kuk, 2022). افراد دارای تعهد هویت، مادرانی با حمایت بالا و پدرانی با کنترل روانی بالا دارند (Skhirtladze, Javakhishvili, Schwartz, Luyckx, 2018). تعهد هویت با احساس عاملیت[2] (Berzonsky, and Kuk, 2022) و عزت نفس فردی و اجتماعی (Crocetti, Rubini, Berzonsky, and Meeus, 2009) رابطه مثبت و با جهت گیری بیرونی در خودتنظیمی، نشخوارگری و نشانگان افسردگی (Luyckx et al., 2007) و اعتیاد به اینترنت رابطه منفی دارد (Zarei, and Gibi, 2018).

در مجموع و بر اساس آنچه مورد بحث قرار گرفت، سبک های هویتی نوجوانان می‌توانند با ادراکات آنان از خود، عزت نفس، احساس کارآمدی و نیز سلامت روان در ارتباط باشد. پیشینه پژوهشی مورد بررسی نشان داد که روابط میان سبک های پردازش هویت و خودناتوان سازی مورد بررسی قرار نگرفته است. بر این اساس و با توجه به اهمیت خودناتوان سازی و هویت‌یابی در نوجوانی و تبعات روان شناختی هر یک از این سازه‌ها بر روی نوجوانان، بررسی روابط این سازه‌های روان‌شناختی ضروری به نظر می‌رسد. یافته‌های چنین پژوهشی می‌تواند به مشاوران مدارس در شناسایی چالش های تحولی و تحصیلی نوجوانان یاری رسانده و در زمینه طراحی راهبردهای مداخله ای نیز راهگشای آنان باشد. بر این اساس هدف از پژوهش حاضر، بررسی روابط میان سبک‌های هویت و خودناتوان‌سازی نوجوانان با استفاده از تحلیل همبستگی کانونی[3] بود.

روش‌شناسی

طرح پژوهش حاضر از نوع توصیفی- همبستگی بود و از تحلیل همبستگی کانونی برای بررسی روابط میان دو مجموعه از متغیر پیش بین (سبک‌های هویت) و ملاک (ابعاد خودناتوان سازی) استفاده شد. جامعه آماری را دانش آموزان دوره متوسطه دوم شهر بجنورد در سال تحصیلی ۱۴۰۲-۱۴۰۱ تشکیل می‌دادند. بنابر پیشنهاد Cohen (1992) جهت دستیابی به سطح متوسطی از اندازه اثر حداقل ۱۱۸ نفر نمونه لازم است. اما Garson(2015) در خصوص تحلیل همبستگی کانونی، ۱۰ نفر به ازای هر متغیر موجود در مدل و حداقل ۲۰۰ نفر نمونه را پیشنهاد می‌کند. با توجه به احتمال ریزش نفرات و روش نمونه گیری، این تعداد به ۲۴۰ نفر افزایش یافت. نمونه گیری با روش تصادفی چندمرحله ای صورت گرفت. بدین ترتیب که در ابتدا شهر بجنورد به چهار منطقه تقسیم گردید. در ادامه از هر منطقه یک مدرسه متوسطه دوم دخترانه و یک آموزشگاه پسرانه انتخاب شدند. در هر آموزشگاه از هر پایه یک کلاس به طور تصادفی انتخاب و پرسشنامه در میان ۱۰ نفر از دانش آموزان آن کلاس‌ها توزیع گردید. در نهایت پس از حذف پرسشنامه‌های ناقص، داده‌های مربوط به ۲۱۰ نفر تحلیل شد. گردآوری داده‌ها با پرسشنامه‌های زیر صورت گرفت:

پرسشنامه سبک‌های هویت[4] (ISI): این پرسشنامه توسط Berzonsky (1992) تدوین شده و با ۴۰ عبارت، هویت اطلاعاتی، هویت هنجاری، هویت سردرگم/ اجتنابی و تعهد هویت را می سنجد. این پرسشنامه برای افراد سنین نوجوانی و بالاتر مورد استفاده قرار گرفته است (Crocetti et al., 2009).

1. Identity commitment
2. Agency
3. Canonical correlation analysis
4. Identity Style Inventory (ISI)

پاسخ آزمودنی‌ها در طیف۵ درجه‌ای ازکاملاً مخالف (۱) تا کاملاً موافق (۵) مرتب می شود. ضرایب پایایی این پرسشنامه با استفاده از آلفای کرونباخ در مطالعه Berzonsky, and Neimeyer (1994) از ۰/۶۱ تا ۰/۷۸ گزارش شده است. در نمونه ایرانی Khodaie, Shokri, Crosity, and Garavand (2009) ضرایب آلفای کرونباخ ۰/۵۳ تا ۰/۷۱ را برای سبک‌های هویتی گزارش و روایی پرسشنامه را از طریق تحلیل‌عاملی تأییدی و اکتشافی تأیید کردند. در پژوهش حاضر ضرایب آلفای کرونباخ برای هویت اطلاعاتی، هنجاری، سردرگم/اجتنابی و تعهد هویت به ترتیب ۰/۶۲، ۰/۷۴، ۰/۶۶ و ۰/۷۳ و برای کل پرسشنامه برابر با ۰/۷۱ به دست آمد.

مقیاس خودناتوان سازی: این مقیاس توسط Jones, and Rhodewalt (1982) تدوین شده و نسخه اصلی آن دارای ۲۵ عبارت است که میزان گرایش افراد به خودناتوان سازی را در طیف ۵ درجه‌ای از کاملاً موافق تا کاملاً مخالف می سنجد. سه خرده مقیاس خلق منفی، تلاش و عذرتراشی مورد ارزیابی قرار می‌گیرند و از ترکیب آنها خودناتوان سازی رفتاری، ادعایی و کلی محاسبه می‌گردد. روایی این مقیاس با تحلیل عاملی تأییدی بررسی و مطلوب گزارش شده است. آلفای کرونباخ این مقیاس ۰/۹۰ و ضریب بازآزمایی آن تا ۰/۹۴ و ضرایب همبستگی عبارت ها نیز از ۰/۳۰ تا ۰/۵۹ به دست آمده است (Akin, 2012). Heidari, Khodapanahi, and Dehghani (2010) در بررسی پایایی و روایی این مقیاس، ساختاری متشکل از ۲۳ عبارت و سه خرده مقیاس را در نمونه ایرانی به دست آوردند. آنان روایی عاملی اکتشافی و تأییدی را مطلوب گزارش کردند. در مطالعه آنان ضرایب همسانی درونی زیر مقیاس ها از ۰/۶۰ تا ۰/۸۶ و ضرایب آلفای کرونباخ از ۰/۶۰ تا ۰/۷۷ گزارش شد. ضرایب آلفای کرونباخ خرده مقیاس‌های خودناتوان سازی در مطالعه حاضر از ۰/۶۰ تا ۰/۷۸ در تغییر بود.

پس از اخذ مجوزهای لازم، گردآوری داده‌ها به صورت گروهی و توسط نویسندگان صورت گرفت. پیش از اجرا، در خصوص اهداف طرح توضیحاتی به شرکت کنندگان داده شده و رضایت شفاهی آنان جهت تکمیل پرسشنامه‌ها اخذ گردید. شرکت در پژوهش کاملاً داوطلبانه بوده و تمامی پرسشنامه‌ها بی‌نام بودند. به شرکت کنندگان اطمینان داده شد که اطلاعات آنان محرمانه بوده و تنها در اختیار پژوهشگران می‌باشد.

تحلیل داده‌ها با استفاده از روش تحلیل همبستگی کانونی صورت گرفت. این روش امکان بررسی روابط میان چند متغیر پیش بین با چندمتغیر ملاک را به طور همزمان فراهم می‌آورد. این تحلیل ترکیب خطی متغیرهای پیش بینی کننده را برای برآورد ترکیب خطی متغیرهای پیش بینی شونده به کار می‌برد. در این تحلیل دو تابع کانونی[1]تشکیل می‌شود. وزن‌های کانونی[2]در درون هر تابع نشان دهنده سهم هر یک از متغیرهای اصلی در ضرایب همبستگی کانونی بوده و همانند ضرایب بتا در رگرسیون هستند. بارهای کانونی[3]همبستگی ساده میان متغیرهای اصلی و تابع کانونی متناظر آنها ست (Zhuang, Yang, and Cordes, 2020). تجزیه و تحلیل داده با محاسبه شاخص‌های توصیفی، ضریب همبستگی پیرسون و همبستگی کانونی با نرم افزار SPSS.27 انجام شد.

یافته‌ها

توصیف جمعیت شناختی نشان داد که در کل نمونه ۵۲/۴ درصد دختر و ۴۷/۶ درصد پسر بودند؛ میانگین و انحراف معیار سنی به ترتیب ۱۷/۳۵ و ۰/۷۷ با دامنه ۱۶ تا ۱۸ بود؛ ۵۵/۷ در صد دانش آموزان در پایه دوازدهم، ۲۴/۳ در صد در پایه یازدهم و ۲۰ در صد در پایه دهم مشغول به تحصیل بودند؛ رشته تحصیلی ۵۵/۲ درصد دانش آموزان تجربی، ۳۸/۱ درصد ریاضی و ۶/۷ درصد علوم انسانی بود. پیش از تحلیل به غربالگری داده‌ها پرداخته شده و مقادیر دورافتاده شناسایی و اصلاح شدند. مقادیر گم‌شده نیز با میانگین جایگزین شده و پرت‌های تک متغیره با نمودار جعبه‌ای مورد بررسی قرار گرفتند. نتایج نشان داد که پرت تک‌متغیره‌ای وجود ندارد. شناسایی پرت‌های چندمتغیره نیز با آماره ماهالانوبیس[4]انجام شد. سپس فواصل مورد نظر بر اساس درجات آزادی (تعداد متغیرها که در اینجا چهار متغیر پیش بین موجود در مدل بود) در آزمون خی دو (χ^2) اصلاح و در سطح P<۰/۰۰۱ مورد بررسی قرار گرفت (Meyers, Gamst, and Guarino, 2016).

نتایج حاکی از عدم وجود پرت چندمتغیره بود. بر این اساس تحلیل با داده های مربوط به ۲۱۰ نفر شرکت کننده ادامه یافت. شاخص اصلاح شده در مورد تمامی شرکت کنندگان از P<۰/۰۲ بزرگتر بود. شاخص‌های توصیفی و ماتریس همبستگی متغیرها در جدول ۱ آورده شده است.

1. Canonical Function
2. Weight Canonical
3. Canonical Loading
4. Mahalanobis

جدول ۱. ضرایب همبستگی سبک های هویت و ابعاد خودناتوان سازی

متغیرها	سبک‌های هویت					خودناتوان سازی	
	اطلاعاتی	هنجاری	سردرگم/اجتنابی	تعهدهویت	رفتاری	ادعایی	کلی
هویت اطلاعاتی	۱						
هویت هنجاری	۰/۳۱**	۱					
هویت سردرگم/اجتنابی	-۰/۴۵**	-۰/۳۵**	۱				
تعهد هویت	۰/۴۲**	۰/۳۲**	-۰/۴۲**	۱			
خودناتوان سازی رفتاری	-۰/۲۸**	-۰/۲۸**	۰/۲۷**	-۰/۳۲**	۱		
خودناتوان سازی ادعایی	-۰/۴۴**	-۰/۳۳**	۰/۳۱**	-۰/۴۰**	۰/۶۶**	۱	
خودناتوان سازی کلی	-۰/۲۶**	-۰/۳۱**	۰/۲۴**	-۰/۴۱**	۰/۷۸**	۰/۷۴**	۱
میانگین	۳۷/۰۴	۲۹/۸۹	۲۳/۳۷	۲۸/۷۱	۳۷/۴۳	۵۲/۳۷	۶۱/۵۳
انحراف معیار	۵/۱۰	۴/۱۶	۷/۲۸	۶/۱۸	۸/۴۷	۱۱/۸۱	۱۲/۴۱
کجی	-۰/۴۴	-۰/۱۲	۰/۱۷	-۰/۲۶	۰/۰۴	-۰/۳۱	۰/۰۵
کشیدگی	-۰/۱۲	-۰/۱۶	-۰/۹۱	-۰/۶۵	-۰/۶۲	-۰/۷۲	-۰/۳۲

**P< ۰/۰۱ *P<۰/۰۵

نتایج جدول ۱ نشان می‌دهد که میان سبک هویت اطلاعاتی، هویت هنجاری و تعهد هویت با ابعاد خودناتوان سازی روابط منفی و معناداری وجود دارد (P≤۰/۰۱). رابطه هویت سردرگم/اجتنابی با ابعاد خودناتوان سازی مثبت و معنادار است (P≤۰/۰۱). در ادامه مفروضات نرمال بودن تک متغیره و چند متغیره توزیع متغیرها، عدم همخطی چندگانه و استقلال خطاها بررسی شد. نتایج جدول ۱ نشان داد که با در نظر گرفتن کجی ۲± (Whittaker, and Schumacker, 2022) و کشیدگی ۷ ± (West, Finch, and Curran, 1995)، نرمال بودن تک متغیره برای تمامی متغیرها محقق شده است. در بررسی نرمال بودن چند متغیره، پس از محاسبه مقادیر باقیمانده‌های استاندارد شده، توزیع باقیمانده ها با آزمون کالموگروف-اسمیرنوف یکراهه مورد بررسی قرار گرفت. بزرگتر بودن سطح معناداری آزمون از آلفای P≤۰/۰۰۱ نشان از نرمال بودن توزیع متغیرها دارد (میرز و همکاران، ۲۰۱۶). نتایج نشان داد که توزیع باقیمانده‌ها (P≤۰/۰۵، df=۲۱۰، Z=۰/۰۶) نرمال است. در بررسی عدم همخطی متغیرهای پیش بین مدل، اگر شاخص تحمل[1] کوچکتر از ۱ و بزرگتر از ۰/۴۰ و شاخص تورم واریانس[2] (VIF) کوچکتر از ۱۰ باشد (Pituch, and Stevens, 2016) مفروضه عدم همخطی چندگانه محقق شده است. نتایج نشان داد که ضرایب تحمل متغیرهای پیش بین از ۰/۷۰ تا ۰/۸۳ و تورم واریانس از ۱/۲۱ تا ۱/۴۲ در تغییر هستند. بر این اساس می توان رأی به تحقق مفروضه داد. در بررسی مفروضه استقلال خطاها از آماره دوربین واتسون[3] استفاده شد. ضرایب نزدیک به ۲ برای این آماره نشان از استقلال خطاها دارند (Neter, Kutner, Nachtsheim, and Wasserman, 1996). این ضریب در پژوهش حاضر ۱/۲۶ بود. نتایج همبستگی کانونی سبک‌های هویت و خودناتوان سازی در جدول ۲ آورده شده است.

جدول ۲. ضرایب همبستگی کانونی سبک های هویت و خودناتوان سازی

توابع کانونی	مقادیر ویژه	همبستگی کانونی	مجذور همبستگی	لامبدای ویلکز	F	df	سطح معناداری
۱	۰/۳۹	۰/۵۳	۰/۲۸	۰/۶۷	۷/۲۱	۱۲	۰/۰۰۱
۲	۰/۰۶	۰/۲۴	۰/۰۶	۰/۹۴	۲/۱۶	۶	۰/۰۶
۳	۰/۰۳	۰/۰۵	۰/۰۳	۰/۹۹	۰/۲۷	۲	۰/۷۶

جدول ۲ نشان می‌دهد که همبستگی میان متغیرهای کانونی سبک‌های هویت و خودناتوان سازی برابر با ۰/۵۳ است. مجذور همبستگی (۰/۲۸) نشان می‌دهد که واریانس مشترک میان این دو مجموعه (ترکیب خطی متغیرها) ۲۸ درصد است. بدین معنی که با آگاهی از متغیر کانونی سبک‌های هویت، ۲۸ درصد از تغییرات متغیر کانونی خودناتوان سازی قابل پیش بینی است. وزن و بار کانونی در توابع کانونی سبک‌های هویت و خودناتوان سازی در جدول ۳ آورده شده است.

1. Tolerance
2. Variance inflation facto(VIF)
3. Durbin-Watson

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

جدول ۳. وزن و بار کانونی اجزا در توابع سبک‌های هویت و خودناتوان سازی

توابع کانونی	اجزای تابع	وزن کانونی	بار کانونی
سبک های هویت	اطلاعاتی	۰/۸۱	۰/۴۹
	هنجاری	۰/۶۵	۰/۳۴
	سردرگم/اجتنابی	-۰/۵۸	-۰/۱۶
	تعهد هویت	۰/۷۸	۰/۴۴
خودناتوان سازی	رفتاری	-۰/۷۳	-۰/۱۹
	ادعایی	-۰/۹۹	-۰/۸۸
	کلی	-۰/۸۰	-۰/۱۸

وزن‌های کانونی نشان دهنده سهم نسبی هر یک از متغیرهای اصلی در میزان همبستگی کانونی و بارهای کانونی نشان دهنده سهم هر متغیر اصلی در تشکیل متغیر کانونی است. نتایج جدول ۳ نشان می‌دهد که در تابع سبک‌های هویت، سبک هویت اطلاعاتی (۰/۸۱) بیشترین وزن یا اهمیت را در همبستگی کانونی داشته است. در تابع خودناتوان سازی نیز خودناتوان سازی ادعایی دارای بیشترین وزن است (۰/۹۹-). در حالت اول با فرض ثابت نگه داشته شدن سایر متغیرها، با یک واحد افزایش در هویت اطلاعاتی میزان همبستگی دو تابع به اندازه ۸۱ صدم افزایش می یابد. در حالت دوم نیز با یک واحد تغییر در خودناتوان سازی ادعایی میزان همبستگی ۹۹ صدم کاهش می‌یابد. بارهای کانونی نشان می‌دهند که در تشکیل متغیر کانونی سبک‌های هویت، بیشترین سهم مربوط به هویت اطلاعاتی (۰/۴۹) و در متغیر کانونی خودناتوان سازی بیشترین سهم مربوط به خودناتوان سازی ادعایی (۰/۸۸-) است. تلخیص یافته‌ها در شکل ۱ آورده شده است.

شکل ۱. مدل کانونی روابط میان سبک های هویت و خودناتوان سازی

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی روابط میان مجموعه‌های کانونی سبک‌های هویت (اطلاعاتی، هنجاری، سردرگم/اجتنابی و تعهد هویت) به عنوان متغیرهای مستقل و ابعاد خودناتوان سازی (رفتاری، ادعایی و کلی) به عنوان متغیرهای وابسته بود. در این راستا رابطه دو مجموعه متغیر مذکور با استفاده از تحلیل همبستگی کانونی مورد بررسی و آزمون قرار گرفت. نتایج نشان داد که میان سبک هویت اطلاعاتی، هویت هنجاری و تعهد هویت با ابعاد خودناتوان سازی روابط منفی و معناداری وجود دارد و رابطه هویت سردرگم/اجتنابی با ابعاد خودناتوان سازی مثبت و معنادار است. سایر نتایج نشان داد که مجموعه متغیرهای پیش بینی کننده خودناتوان سازی (رفتاری، ادعایی و کلی) و سبک‌های هویت دارای اطلاعات مشترکی هستند. بدین معنی که با آگاهی از متغیر کانونی سبک‌های هویت، می توان ۲۸ درصد از تغییرات متغیر کانونی خودناتوان سازی را پیش بینی کرد. اما با آگاهی از متغیر کانونی خودناتوان سازی تنها می توان ۱۴ درصد از واریانس سبک‌های هویت را تبیین کرد. بر این اساس چنین استنباط می‌شود که با تمرکز بر سبک‌های هویت نوجوانان می توان خودناتوان سازی آنان را تبیین نمود.

نتایج پژوهش نشان داد که در تابع سبک‌های هویت، هویت اطلاعاتی و در تابع خودناتوان سازی بعد ادعایی دارای بیشترین وزن هستند. بدین معنی که آگاهی از هویت اطلاعاتی سهم بیشتری در شناسایی سبک‌های هویت نوجوانان ایفا می‌کند. در خصوص خودناتوان سازی نیز بعد ادعایی بیشترین سهم را

در تعیین میزان خودناتوان سازی نوجوانان بر عهده دارد. در پیشینه پژوهشی مورد بررسی، مطالعه ای که روابط میان این سازه ها را بررسی کرده باشد، به دست نیامد. اما Stone (2002) بر این باور است که هویت اجتماعی افراد می تواند بر استفاده آنان از راهبردهای خودناتوان‌سازی اثر داشته باشد. Chorba, Was, and Isaacson (2012) نیز میان پایگاه هویت (تعلیق، پراکندگی، عدم اکتساب) با خودناتوان سازی رابطه مثبت و بین دستیابی به هویت با خودناتوان‌سازی رابطه منفی به دست آوردند. Kimble, and Hirt(2005) نیز نشان دادند که تمرکز بر خود با رفتارهای خودناتوان ساز در ارتباط است. آنان دریافتند که مردانی که تمرکز بالایی بر خود دارند از راهبردهای خودناتوان ساز استفاده می‌کنند اما این یافته در خصوص زنان به شکل دیگری بوده و آنان با تمرکز بر خود و دیگران، کمتر از خودناتوان سازی بهره می‌گیرند.

Stewart, and De George-Walker (2014) بر این باورند که خودناتوان سازی از عوامل شناختی و اجتماعی تأثیر می‌پذیرد. در همین را ستا، ارتباط خودناتوان سازی با عزت نفس و اهداف پیشرفت (Del Mar Ferradás et al., 2018) و تنظیم شناختی هیجان (Putwain, 2019) به تأیید رسیده است. می‌توان هویت را بازنمایی‌هایی دانست که دارای زیربناهای شناختی و اجتماعی است (Beaumont, 2009). همسو با یافته های پژوهش حاضر، به نظر می رسد افرادی که دارای سبک هویت اطلاعاتی بوده و درون‌نگر، جستجوگر و پردازش‌کننده هستند با نگرش فعال نسبت به حل مساله و پذیرش موقعیت‌های جدید (Gebelt et al., 2009) از خودتنظیمی (Berzonsky, and Kinney, 2019) و خوداندیشی (Luyckx et al., 2007) ، تعمق درباره ی خود، مقابله‌ی مسأله‌مدار و تصمیم‌گیری هدفمند (Abdizarin et al., 2010) بالاتری برخوردار بوده و با عزت نفس و خوش بینی بیشتر (Tanhaye Reshvanloo et al., 2012) کمتر به راهبردهای رفتاری و کلامی برای دلیل تراشی شکست های احتمالی خود مبادرت ورزند. علاوه بر آن افراد که دارای سبک هویت هنجاری هستند، علی رغم عدم تمایل به داشتن دیدگاه‌ها و تعهدات شخصی (Gebelt et al., 2009) و دیدگاه بسته‌ی ذهنی و خودپنداره‌ای ثابت و سرکوب‌کننده (Abdizarin et al., 2010) به واسطه برخورداری از عزت نفس بالاتر (Luyckx et al., 2007).

از راهبردهای خودناتوان سازی رفتاری و ادعایی کمتری استفاده می‌کنند. در مقابل افرادی که دارای سبک هویت سردرگم/اجتنابی هستند به واسطه پایین بودن اعتماد به نفس و نیز بی‌ثباتی خودپنداره، از راهبردهای تصمیم گیری نامناسب و متمرکز بر هیجان همانند اجتناب کردن، بهانه آوردن و دلیل تراشی استفاده می‌کنند (Abdizarin et al., 2010). Berzonsky, and Ferrari (2009) بر این باورند افراد دارای سبک هویت سردرگم/اجتنابی در صورتی که از تعهد هویت پایینی برخوردار باشند، به واسطه خودناتوان سازی از عملکرد پایینی برخودار خواهند بود. به نظر می رسد، دستیابی به تعهد هویت و تمایل و تلاش فرد برای ثابت نگه داشتن رفتار خود در موقعیت‌هایی که می‌تواند به گونه‌های دیگری رفتار کند، امکان کنترل، ارزیابی و تنظیم رفتار را فراهم می‌کند (Berzonsky, and Kuk, 2022). این افراد به واسطه برخورداری از احساس عاملیت و عزت نفس فردی و اجتماعی بالاتر (Crocetti et al., 2009)، جهت گیری درونی در خودتنظیمی داشته (Luyckx et al., 2007) و کمتر از راهبردهایی همانند طفره رفتن و به تعویق انداختن، جبران مفرط، فقدان تلاش و عدم خلق فرصت‌های تمرین استفاده می‌کنند. در مجموع به نظر می‌رسد، پردازش‌های شناختی اطلاعات مربوط به هویت، که خود در بستری اجتماعی روی می‌دهند، می‌تواند زمینه ساز تعمق نوجوانان و خوداندیشی آنان بوده و با افزایش میزان عزت نفس، تمایل آنان را به استفاده از راهبردهای ناسازگارانه و خودناتوان سازی را کاهش دهند. اما بدیهی است اطمینان از این روابط مستلزم بررسی روابط چندگانه میان متغیرهای اثرگذار در این زمینه است. یکی از مهم ترین این متغیرها، عزت نفس است. چرا که خودناتوان سازی بیشتر در میان افرادی بروز می‌یابد که از سطوح پایینی از عزت نفس برخوردار هستند (Del Mar Ferradás et al., 2018).

علاوه بر آن عزت نفس در خلال هویت یابی و پردازش اطلاعات شناختی و اجتماعی مربوط به خود پرورش می‌یابد. این امر در میان نوجوانان تفاوت‌هایی را به وجود می‌آورد. به گونه ای که طی سنین نوجوانی سبک اطلاعاتی به تدریج در میان نوجوانان جایگاه بالاتری را در پردازش شناختی هویت به دست می‌آورد به ویژه اگر عزت نفس آنان در سطوح بالاتری قرار داشته باشد. نوجوانان دارای هویت هنجاری نیز به تدریج از خلال تعاملات درون و برون مدرسه‌ای، با تغییر در نظام باورهای خود در تعامل با الگوهای اجتماعی، به تدریج به سمت تعهد به هویت خویش پیش رفته و از این خلال عزت نفس بالاتری به دست می‌آورند. اما نوجوانان دارای هویت سردرگم/اجتنابی به واسطه بسته بودن نسبت به تجربیات و اطلاعات جدید، فرصت‌های کمتری برای ارتقای عزت نفس خود از خلال دریافت بازخوردهای مثبت از دیگران به دست می‌آورند (Tanhaye Reshvanloo et al., 2012). به نظر می‌رسد در چنین وضعیتی این افراد به استفاده از راهبردهای خودناتوان سازی روی آورده (Berzonsky, and Ferrari, 2009) و از این طریق به دنبال حفظ عزت نفس خود خواهند بود. اما به نظر می‌رسد دستیابی به اطلاعات بیشتر در این زمینه می‌تواند به افزایش وضوح در چگونگی ارتباط میان سبک‌های هویت و خودناتوان سازی نوجوانان منتهی گردد. بر این اساس بررسی روابط سبک‌های هویت و خودناتوان سازی با در نظر گرفتن سطوح عزت نفس نوجوانان به پژوهشگران آتی پیشنهاد می‌گردد.

پژوهش حاضر، همانند هر مطالعه‌ای، با محدودیت‌هایی همچون استفاده از ابزار خودگزارشی و نیز اجرا در یک بافت فرهنگی خاص مواجه بوده و تعمیم

یافته‌های آن به سایر گروه ها باید با احتیاط صورت گیرد. چرا که سازه‌های مورد مطالعه در این پژوهش، دارای بستری اجتماعی بوده و ممکن است در سایر گروه ها وضعیت متفاوتی داشته باشد.

ملاحظات اخلاقی

در این پژوهش نکات و ملاحظات اخلاقی از جمله اصول رازداری، محرمانه بودن اطلاعات شخصی شرکت کنندگان، ارائه توضیحات در خصوص اهداف پژوهش و اخذ رضایت شفاهی آنان جهت تکمیل پرسشنامه‌ها رعایت شد.

تعارض منافع

در این مطالعه هیچ گونه تضاد منافعی وجود نداشت.

تشکر و قدردانی

بدین وسیله از تمامی مدیران، دبیران و سایر عوامل اجرایی مدارسی که با سعه صدر و حسن خلق، زمینه اجرای این پژوهش را فراهم کردند، تقدیر و تشکر می‌شود. به طور ویژه قدردان دانش آموزانی هستیم که فعال و مشتاقانه، پرسشنامه‌های این پژوهش را تکمیل کردند.

References

Abdizarin S, Sajjadian P, Shahdad SH, et al. (2010). Relationship between Identity Style, Identity Commitment and Psychological Well-being in Guidance Girl students in Qom City. The Journal of Toloo-e-behdasht, 9(1): 69-77. (In Persian) [Link]

Akın A. (2012). Self-handicapping Scale: A study of validity and reliability. Education and Science, 37(164): 176-187. [Link]

Barutçu Yıldırım F, Demir A. (2020). Self-handicapping among university students: The role of procrastination, test anxiety, self-esteem, and self-compassion. Psychological reports, 123(3): 825-843. [Link]

Beaumont S L. (2009). Identity Processing and Personal Wisdom: An Information-Oriented Identity Style Predicts Self-Actualization and Self-Transcendence. Identity: An International Journal of Theory and Research, 9(2): 95-115. [Link]

Berzonsky M D. (1989). Identity style: conceptualization and measurement. Journal of Adolescent Research, 4(3): 268-282. [Link]

Berzonsky M D. (1992). Identity Style Inventory - Revised Version (ISI-3) [Database record]. APA PsycTests. [Link]

Berzonsky M D, Ferrari J F. (2009). A Diffuse-Avoidant Identity Processing Style: Strategic Avoidance or Self-Confusion?. Identity: An International Journal of Theory and Research, 9(2): 145-158. [Link]

Berzonsky M D. & Kinney A. (2019). Identity processing style and depression: The mediational role of experiential avoidance and self-regulation. Identity, 19(2): 83-97. [Link]

Berzonsky M D, Kuk L. (2022). Identity styles and college adaptation: the mediational roles of commitment, self-agency and self-regulation. Identity, 22(4): 310-325. [Link]

Berzonsky M D, Neimeyer G J. (1994). Ego identity status and identity processing orientation: The moderating role of commitment. Journal of Research in Personality, 28(4): 425-435. [Link]

Berzonsky M D, Papini D R. (2022). Cross-lagged associations between cognitive dispositions, identity processing styles, and identity commitments. Self and Identity, 21(8): 963-979. [Link]

Chorba K, Was C A, Isaacson R M. (2012). Individual Differences in Academic Identity and Self-Handicapping in Undergraduate College Students. Individual Differences Research, 10(2): 60-68. [Link]

Cohen J. (1992). A power primer. Psychological bulletin, 112(1): 155-159. [Link]

Crocetti E, Rubini M, Berzonsky M D, Meeus W. (2009). Brief report: The identity style inventory–validation in Italian adolescents and college students. Journal of adolescence, 32(2): 425-433. [Link]

Del Mar Ferradás M, Freire C, Rodríguez S, Piñeiro I. (2018). Self-handicapping and self-esteem profiles and their relation to achievement goals. Annales of Psychology, 34(3): 545-554. [Link]

Del Mar Ferradás M, Freire C, Valle A, Núñez J C. (2016). Academic goals and self-handicapping strategies in university students. The Spanish journal of psychology, 19: 1-9. [Link]

Gabriel D. (2017). Overcoming objectification and dehumanization in academia. In D. Gabriel & S. A. Tate (Eds.), Inside the ivory tower: Narratives of women of colour surviving and thriving in British academia (pp. 25-38). London, England: Trentham Books. [Link].

Garson G D. (2015). GLM multivariate, MANOVA & canonical correlation. Asheboro, NC: Statistical Associates Publishers. [Link]

Gebelt J L, Thompson S K, Miele K A. (2009). Identity Style and Spirituality in a Collegiate Context. Identity: An International Journal of Theory and Research, 9(3): 218-232. [Link]

Heidari M, Khodapanahi MK, Dehghani M. (2010). Psychometric examination of self-handicapping scale (SHS). Journal of Research in Behavioural Sciences, 7(2): 97- 105. (In Persian) [Link]

Higgins R L, Snyder C R, Berglas S. (2013). Self-handicapping: The paradox that isn't. Springer Science & Business Media. [Link]

Jones E E, & Rhodewalt F. (1982). The self-handicapping scale. Princeton, NJ: Princeton University. [Link]

Kerpelman J L, Pittman J F, Adler-Baeder F. (2008). Identity as a moderator of intervention-related change: Identity style and adolescents' responses to relationships education. Identity: An International Journal of Theory and Research, 8(2): 151-171. [Link]

Khodaie A, Shokri O, Crosity E, Garavand F. (2009). Factor Structure and Psychometric Properties of the Identity Style Inventory (ISI). Advances in Cognitive Sciences, 11(1): 40-48. (In Persian) [Link]

Kimble C E, Hirt E R. (2005). Self-focus, gender, and habitual self-handicapping: Do they make a difference in behavioral self-handicapping? Social Behavior and Personality: an international journal, 33(1): 43-56. [Link]

Luyckx K, Soenens B, Berzonsky M D, et al. (2007). Information-oriented identity processing, identity consolidation, and well-being: The moderating role of autonomy, self-reflection, and self-rumination. Personality and Individual differences, 43(5): 1099-1111. [Link]

Meyers L S, Gamst G, Guarino A J. (2016). Applied multivariate research: Design and interpretation. Sage publications. [Link]

Neter J, Kutner M H, Nachtsheim C J, Wasserman W. (1996). Applied linear statistical moDels (Vol. 4, p. 318). Chicago: Irwin. [Link]

Núñez J C, Freire C, Ferradás M D M, et al. (2023). Perceived parental involvement and student engagement with homework in secondary school: The mediating role of self-handicapping. Current Psychology, 42(6): 4350-4361. [Link]

Pituch K A, Stevens J P. (2016). Applied multivariate statistics for the social sciences. Routledge. [Link]

Putwain D W. (2019). An examination of the self-referent executive processing moDel of test anxiety: control, emotional regulation, self-handicapping, and examination performance. European Journal of Psychology of Education, 34: 341-358. [Link]

Robinson D, Suhr J, Buelow M, Beasley C. (2023). Factors related to academic self-handicapping in Black students attending a predominantly White University. Social Psychology of Education, 1-18. [Link]

Skhirtladze N, Javakhishvili N, Schwartz S J, Luyckx K. (2018). Identity styles in the Georgian context and associations with parenting dimensions. European Journal of Developmental Psychology, 15(1): 24-40. [Link]

Skhirtladze N, Javakhishvili N, Schwartz S J, Luyckx K. (2018). Identity styles in the Georgian context and associations with parenting dimensions. European Journal of Developmental Psychology, 15(1): 24-40. [Link]

Šramová B, Bianchi G, Lášticová B, Fichnová K, Hamranová A. (2008). Analyses of socio-cognitive identity styles by Slovak Adolescents. International Journal of Human and Social Sciences, 2(4): 432-436. [Link]

Stewart M A, De George-Walker L. (2014). Self-handicapping, perfectionism, locus of control and self-efficacy: A path moDel. Personality and Individual Differences, 66: 160-164. [Link]

Stone J. (2002). Battling doubt by avoiding practice: The effects of stereotype threat on self-handicapping in white athletes. Personality and Social Psychology Bulletin, 28(12): 1667-1678. [Link]

Tanhaye Reshvanloo F, Keramati R, Seadatee Shamir A. (2012). Optimism and self-esteem in adolescence girls: the role of identity styles. Journal of Applied Psychology, 6 (3): 73-90. [Link]

Taylor S J, Muchnik L, Kumar M, Aral S. (2023). Identity effects in social media. Nature Human Behaviour, 7(1): 27-37. [Link]

West S G, Finch J F, Curran P J. (1995). Structural equation moDels with non-normal variables: Problems and remedies, In R. H. Hoyle (Ed.), Structural equation moDeling: Concepts, issues and … 56-75), Sage, Thousand Oaks, 1995. [Link]

Whittaker T A, Schumacker R E. (2022). A beginner's guide to structural equation moDeling. Routledge. [Link]

Xing H, Yao M, Zhu W, et al. (2022). The role of perceived parent social comparisons in adolescent academic social comparison, self-efficacy, and self-handicapping: A person-centered approach. Current Psychology, 42: 1-16. [Link]

Zahaj S, Dimitrova R. (2018). The Influence of Identity Styles on Adolescents' Psychological Problems in Postcommunist Albania. Changing Values and Identities in the Post-Communist World, 281-294. [Link]

Zarei H A, Gibi A. (2018). Prediction of Internet addiction based on emotion seeking and identity styles in students. Shenakht Journal of Psychology and Psychiatry, 5(3): 53-65. [Link]

Zhuang X, Yang Z, Cordes D. (2020). A technical review of canonical correlation analysis for neuroscience applications. Human Brain Mapping, 41(13): 3807-3833. [Link]

.