تاریخ دریافت مقاله: ۹۸/۳/۸
تاریخ پذیرش مقاله: ۹۸/۹/۱۶

فصلنامه علمی- پژوهشی روان‌سنجی
دورهٔ هشتم، شمارهٔ ۳۱، زمستان ۱۳۹۸
صفحات: ۷۷-۵۳

ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی سنجه‌ی چندوجهی اهمال‌کاری تحصیلی (MMAP) در نمونه‌ای از دانشجویان

Psychometric Properties of the Persian version of Multifaceted Measure of Academic Procrastination (MMAP) in a Sample of College Students

سهیلا صمدی[۱]، سید ولی الله موسوی[۲]، سجاد رضائی[۳]، بهمن اکبری [۴]

چکیده

سنجه‌ی چندوجهی اهمال‌کاری تحصیلی (MMAP) یکی از ابزارهای جامع و جدید برای ارزیابی این سازه است که در پژوهش حاضر ویژگی‌های روانسنجی آن در دانشجویان مورد بررسی قرار گرفته است. این مطالعه یک پژوهش توصیفی- مقطعی و از نوع اعتبارسنجی است. جامعه آماری دانشجویان دانشگاه گیلان در سال تحصیلی ۹۸-۹۷ بودند که طی نمونه‌گیری خوشه‌ای انتخاب شدند. ابتدا پایایی ابزار پژوهش به روش بازآزمایی (n=۴۴)، سپس بعدپذیری و ویژگی‌های روانسنجی بررسی گردید (n=۴۰۰) و سرانجام عامل‌های اکتشاف شده تحت تحلیل عاملی تاییدی قرار گرفتند (n=۴۰). اندازه همبستگی برای نمرات کل MMAP بافاصله‌ی ۳ هفته نشان داد

Abstract

Multifaceted Measure of Academic Procrastination (MMAP) is one of the comprehensive and new tools for evaluating this construct. The present study was conducted with the aim of investigating the psychometric properties of MMAP in students. This study was a descriptive cross-sectional design and validiation study. The research population consisted of all students of University of Guilan in the academic year 2018-2019 that selected During cluster sampling. the first test-retest reliability of the tool (n=44), Then, dimensionality and psychometric properties of the tool were evaluated (n=400), Finally, the explored factors underwent

۱ . دانشجوی دکتری، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد رشت، رشت، ایران
۲. نویسنده مسئول: دانشیار، گروه روان‌شناسی، دانشکده ادبیات وعلوم انسانی، دانشگاه گیلان، رشت، ایران
۳. استادیار، گروه روان‌شناسی، دانشکده ادبیات وعلوم انسانی، دانشگاه گیلان، رشت، ایران
۴. دانشیار، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد رشت، رشت، ایران

پایایی بازآزمایی ۰/۸۵ اســـت. همچنین نتایج تحلیل عاملی اکتشافی آشکار ساخت سه عامل استخراج‌شده مجموعاً ۵۴/۹۴ درصـــد از واریانس کل MMAP را تبیین می‌کنـد. ضـــرایـب آلفـای کرونبـاخ برای زیرمقیاس‌های پیامدهای منفی، رفتار اهمال‌کاری، هیجان‌های منفی و کل پر سشنامه به ترتیب ۰/۹۴، ۰/۹۳، ۰/۸۷ و ۰/۹۵ و ضـــریـب هـمبســـتـگی زیرمقیاس ها با نمره کل در دامنه ۰/۳۳ تا ۰/۹۱ (P<۰/۰۱) به‌دســـت آ مد. روایی همگرا و واگرای MMAP از طریق همبســـتـه کردن بـا آزمون اهمال‌کاری ســـواری و زیرمقیاس وظیفه‌شـــناســـی پرسشنامه نئو به‌ترتیب ۰/۶۸ و ۰/۴۸- برآورد گردید که نشان از روایی سازه‌ای مطلوب ا ست. با این‌وجود نتایج تحلیل عاملی تاییدی با قطعیت وجود این ســـه‌عامل را تایید ننمود (GFI=۰/۴۸، CFI=۰/۵۹، NFI=۰/۴۶، TLI=۰/۵۴، RMSEA=۰/۱۷). هرچنـد بعدپذیری MMAP با قطعیت همراه نیست اما عوامل اســـتخراج‌شـده از آن با نمره‌کل همســـبتگی مطلوبی داشـــته، پایایی و روایی همگرا و واگرای آن نیز تایید می‌شود. بنابراین نسخه فارسی MMAP ابزاری معتبر اســـت که می‌تواند در محیط های آموزشـــی برای سنجش اهمال‌کاری تحصیلی استفاده شود

واژه های کلیدی: اهمال کاری، روایی، پایایی، ساختار عاملی، بعدپذیری، دانشجویان

confirmatory factor analysis (n=40). correlation of total scores of MMAP with a 3-week interval showed that the test-retest reliability was 0.85. Exploratory factor revealed that three extracted factors explained 54.94% of the total variance of MMAP. Cronbach's alpha coefficients for subscales of negative outcomes, procrastination behavior, negative emotions and total questionnaire were calculated 0.94, 0.93, 0.87 and 0.95, respectively. The correlation coefficient of the subscales with total score was obtained in a range 0.33 to 0.91 (P<0.01). The MMAP convergent and divergent validity through correlating with the Savari Procrastination Test and the Conscientiousness Subscale of NEO Questionnaire were estimated 0.68 and -0.48, respectively, which indicates that construct validity is desirable. However, the results of the confirmatory factor analysis did not confirm the existence of these structures with certainty (GFI=0.488, CFI=0.593, NFI=0.462, TLI=0.544, RMSEA=0.178). Although the MMAP dimensionality is not associated with certainty, but the factors extracted from it have good correlation with the total score and its reliability and convergent and divergent validity are confirmed. Therefore, the Persian version of MMAP is a valid tool that can be used in educational settings to measure the procrastination problems

Keywords: Procrastination, Validity, Reliability, Factor Structure, Dimensionality, College Students

مقدمه

اهمال‌کاری از ریشه‌ی لاتین pro+crastine (از فردا) گرفته شده است و روان‌شناسان، اهمال‌کاری را نوعی تاخیر ناسازگارانه و منفی می‌دانند؛ به‌سخن دیگر باوجود آگاهی از این موضوع که دلیل خوبی برای انجام تکلیف وجود دارد و تأخیر بی‌مورد می‌تواند از طریق پیامدهایش (مثل افزایش سطح استرس، عملکرد ضعیف) تاثیر منفی بر فرد داشته باشد، تکلیفِ از پیش تعیین‌شده، بدون دلیل و عامدانه به تأخیر می‌افتد (سیروئیس و پیچیل[1]۲۰۱۶). حق‌بین[2] (۲۰۱۵) طی پژوهشی برای مفهوم سازی اهمال کاری، آن را در سه سطح رفتار، صفت و مشکل روان‌شناختی تعریف کرده است. از دیدگاه وی رفتار اهمال‌کاری به معنای تاخیر بی‌مورد تکلیف علی‌رغم قصد اولیه برای آغاز یا اتمام آن است. صفت اهمال‌کاری به معنای گرایش عادتی دراز مدت به تأخیر تکالیف یا تصمیمات (در بیشتر تکالیف) علی‌رغم قصد اولیه برای انجام آن، که اغلب غیرمنطقی، همراه با هیجان‌های منفی است و می‌تواند موجب عملکرد ضعیف یا نارضایتی شخصی درباره‌ی نتیجه‌ی عملکرد شود. اهمال‌کاری به عنوان مشکل روان‌شناختی که در آن رفتار یا صفت اهمال‌کاری با هیجانات منفی همراه است و موجب عملکرد ضعیف یا نارضایتی شخصی درباره پیامد آن می‌شود.

یکی از انواع شایع اهمال‌کاری، اهمال‌کاریِ تحصیلی است. استیل و کلینگ سیک[3](۲۰۱۶) اهمال‌کاری تحصیلی را تأخیر ارادی در برنامه‌های تحصیلی از پیش‌تعیین شده (باوجود این‌آگاهی که تأخیر وضعیت را بدتر می‌نماید) تعریف کرده‌اند. اهمال‌کاری نوعی رفتار مخربِ تکرار شونده، رایج و گسترده است. به طوری که برآورد می‌شود ۲۰ تا ۲۵ درصد از زنان و مردان بزرگسال ملیت های مختلف به عنوان اهمال‌کاران مزمن شناسایی می شوند (فراری، اوکلاگون و نئوبین[4] ۲۰۰۵، هریوت[5] فراری و داویدیو[6] ۱۹۹۶ به نقل از آرگیروپولو[7] و همکاران، ۲۰۱۵). بر اساس نتایج فراتحلیل استیل و وان‌ایرد[8](۲۰۰۷ و۲۰۰۳) مردان و افراد جوان احتمالا بیشتر از زنان و افراد بزرگسال اهمال کار هستند. همچنین محققان دریافته‌اند اهمال‌کاری بخش جدایی ناپذیر زندگی روزمره دانشجویان است. تخمین زده می‌شود که حدود ۸۰ تا ۹۵ درصد از دانشجویان در برخی موارد زندگی‌شان اهمال می‌کنند. ۷۵ درصد از آن‌ها معتقدند که نسبت به وظایف تحصیلی خود اهمال می‌کنند. ۵۰ درصد به طور منظم اهمال می‌کنند و ۴۰ درصد از دانشجویان مشکلات جدی‌تری را گزارش می‌نمایند (آرگیروپولو و همکاران، ۲۰۱۵). در پژوهش جانسن[9](۲۰۱۵) ۹۱/۷ درصد از دانشجویان گزارش

1- Sirois & Pychyl
2- Haghbin
3- steel & Klingsieck
4- Ferrari, O`callahan & Newbegin
5- Harriott
6- Dovidio
7- Argiropoulou
8- Van Eerde
9- Janssen

کرده‌اند که اهمال‌کاری تحصیلی را تجربه کرده‌اند که ۷۹ درصد از آنان دچار اهمال‌کاری بالا یا شدید بودند.

نتایج مطالعه حق بین (۲۰۱۵) نشان داد که تقریبا ۳۵ درصد از دانشجویان از مشکلات اهمال‌کاری شدید رنج می‌برند و ۲۸ درصد از دانشجویان مشکلات اهمال‌کاری مزمن دارند. پژوهش کرمی (۱۳۸۸) و مرتضایی (۱۳۹۰) در دانشجویان ایرانی نشان داد که به ترتیب ۶۱ و ۷۲ درصد از گروه نمونه آنان رفتار اهمال‌کاری گزارش کرده‌اند. در پژوهش توکلی (۱۳۹۲) ۱۴ درصد دانشجویان اهمال‌کاری شدید و ۷۰/۸ درصد اهمال‌کاری متوسط داشتند. در مطالعه شاهرخی و نصری (۱۳۹۳) نیز ۷۳ درصد از شرکت‌کنندگان در پژوهش، اهمال‌کاری تحصیلی را گزارش نموده اند.

تحقیقات انجام شده در طول دو دهه گذشته، اطلاعات زیادی در مورد همبسته‌ها و پیامدهای اهمال‌کاری فراهم کرده است. در بین این تحقیقات رابطه قوی اهمال‌کاری با خلق منفی مثل افسردگی و اضطراب (سنکال، کاستنر و والرند[1] ۱۹۹۵؛ رابین و فوگل[2]۲۰۱۱؛ فلت[3] حق‌بین و پیچیل، ۲۰۱۶)، پریشانی و استرس (تیس و بامیستر[4] ۱۹۹۷؛ سیروئیس و همکاران، ۲۰۰۳؛ سیروئیس، ۲۰۰۷؛ استید[5]و همکاران، ۲۰۱۰؛ ریس، ریچاردسون وکلارک[6] ۲۰۱۲؛ سیروئیس و توستی[7] ۲۰۱۲؛ ورسووا[8] ۲۰۱۳؛ سیروئیس، ۲۰۱۴؛ سیروئیس و کیتنر[9] ۲۰۱۵؛ مورفی[10]۲۰۱۵؛ میرو[11]همکاران، ۲۰۱۶)، شرم و گناه (بلانت[12]و پیچیل، ۲۰۰۵؛ پیچیل و فلت، ۲۰۱۲)، بهزیستی (استید و همکاران، ۲۰۱۰؛ سیروئیس و توستی، ۲۰۱۲؛ پیچیل و فلت، ۲۰۱۲؛ استیل و فراری، ۲۰۱۳؛ میر و همکاران، ۲۰۱۶)، سلامت (تیس و بامیستر، ۱۹۹۷؛ سیروئیس و همکاران، ۲۰۰۳؛ سیروئیس، ۲۰۰۷؛ استید و همکاران، ۲۰۱۰؛ سیروئیس و توستی، ۲۰۱۲؛ استیل و فراری،۲۰۱۳ ؛سیروئیس، ۲۰۱۵) مشخص شده است. همچنین در دو فراتحلیل (استیل، ۲۰۰۷ و وان ایرد ۲۰۰۳) رابطه اهمال‌کاری با تعداد زیادی از عوامل شخصیتی، شناختی، انگیزشی و موقعیتی بررسی شده است.

علی‌رغم چنین تلاش‌های وسیع، حوزه‌ی تحقیق اهمال‌کاری از فقدان مفهوم‌سازی، ارزیابی و عملیاتی‌سازی روشن و دقیق ساختار (از جمله اندازه‌گیری) رنج می‌برد. متاسفانه در طول دو دهه‌ی

---

1 Senecal, Koestner & Vallerand
2 Rabin & Fogel
3 Flett
4 Tice & Baumeister
5 Stead
6 Rice, Richardson & Clark
7 Tosti
8 Verešová
9 Kitner
10 Murphy
11 Meier
12 Blunt

گذشته تلاش برای بهبود مقیاس‌های اهمال کاری، با افزایش علاقه به مطالعه رابطه اهمال‌کاری با فرایندهای روان‌شناختی مختلف، هماهنگ نبوده است (حق‌بین، ۲۰۱۵). علی‌رغم این‌که اهمال‌کاری به طور فزاینده‌ای موضوع مورد علاقه‌ی حوزه‌های مختلف، از مالی و اقتصادی تا حوزه‌ی سلامت شده است اما هنوز در مورد اینکه اهمال‌کاری دقیقاً چیست وچطور عملیاتی می‌شود، بحث وجود دارد (استیل، ۲۰۱۰).

بیشتر تلاش‌های تجربی برای مفهوم‌سازی و عملیاتی‌کردنِ اهمال‌کاری به قبل از سال ۱۹۹۵ بر می‌گردد (استیل ۲۰۰۲، حق بین ۲۰۱۵). در این مدت ۵ مقیاس خودگزارشیِ اهمال‌کاری تحصیلی، چهار مقیاس اهمال‌کاری زندگی روزانه یا عمومی و یک مقیاس اهمال‌کاری تصمیم‌گیری ساخته شده است. از مقیاس‌هایی که به طورگسترده در موقعیت‌های تحصیلی استفاده شده است، می‌توان به سیاهه‌ی اهمال‌کاری ایتکن(API: ایتکن، ۱۹۸۳)، مقیاس ارزیابی اهمال کاری تحصیلی-دانش‌آموزان (PASS: سولومون و راثبلوم[2] ۱۹۸۴)، سیاهه وضعیت اهمال‌کاری تحصیلی (APSI: شونبرگ[3] ۱۹۹۲)، چک لیست اهمال‌کاری تکالیف تحصیلی (PCS: شونبرگ ۱۹۹۵) و مقیاس اهمال‌کاری تحصیلی(APS: میلگرام و توبیانا[4] ۱۹۹۹) اشاره کرد. برای ارزیابی اهمال‌کاری عمومی، مقیاس اهمال‌کاری عمومی (GPS: لی[5] ۱۹۸۶)، سیاهه اهمال‌کاری بزرگسال (AIP: مک کان و جانسون[6] ۱۹۸۹)، مقیاس اهمال‌کاری تاکمن[7](TPS: تاکمن، ۱۹۹۱)؛ و از مقیاس‌های اهمال‌کاری خاص، می‌توان مقیاس اهمال‌کاری تصمیم‌گیری (DPS: مان[8] و همکاران، ۱۹۷۷) که در واقع مقیاس فرعی پرسشنامه تصمیم‌گیری ملبورن[9](MDMQ) است و مقیاس اهمال‌کاری فعال (APS: چوی و موران؛[10] ۲۰۰۹) را نام برد.

تقریبا همه مقیاس هایی که تاکنون برای سنجش اهمال کاری ساخته شده اند محدودیت های دارند که برخی از این محدودیت ها در فراتحلیل استیل (۲۰۰۷) و وان ایرد (۲۰۰۳) و مرور ادبیاتِ کلینگ سینک (۲۰۱۳) شناسایی شدند. حق بین (۲۰۱۵) نیز در پژوهش خود به ارزیابی مقیاس‌های موجود اهمال کاری پرداخته و آن‌ها را از نظر وجود عناصر مهم (مثل شکاف بین قصد و عمل)، توانایی تمایز اهمال‌کاری از دیگر اشکال تاخیر، ناهمخوانی بین محتوای گویه‌ها، تعریف مفهومی و تناسب جمله‌بندی گویه‌ها بررسی کرده است. نتایج مطالعه او نشان داد که هیچکدام از این مقیاس‌ها عناصر مهم و ضروری مشخص شده برای تعریف اهمال کاری (مثل قصد، غیر منطقی، پیامد منفی

1- Aitken
2 Solomon & Rothblum
3 Schouwenburg
4 Milgram & Toubiana
5 Lay
6 McCown & Johnson
7 Tuckman
8 Mann
9 Melbourne
10 Choi & Moran

و...) را نداشتند و در تمایز اهمال‌کاری از اشکال مختلف تاخیر، موفق نبوده‌اند. هیچکدام از مقیاس‌ها طول مدت اهمال‌کاری و تمایز بین اهمال‌کاری حاد (کوتاه مدت) و مزمن (طولانی مدت) را ارزیابی نکرده‌اند. برخی از مقیاس‌های موجود از محتوای گویه مبهم یا نامربوط یا نمونه تکالیف غیرِ معرّف در زمینه‌های تحصیلی و زندگی روزمره رنج می‌برند. این نقص‌های متعدد دلیل محکمی بود برای ساخت یک مقیاس جدید که محدودیت‌های ابزارهای موجود را هدف قرار دهد چرا که استفاده از ابزار نامناسب ممکن است منجر به نتیجه‌گیری اشتباه شده و فرضیه‌ای به اشتباه رد یا مورد قبول واقع شود (فراری، ۱۹۹۵).

بر اساس نکات پیش‌گفته، برای رفع محدودیت‌های ابزارهای قبلی سنجش اهمال‌کاری، سنجه‌ی چندوجهی اهمال‌کاری تحصیلی (MMAP) توسط حق‌بین (۲۰۱۵) ساخته شد. این سنجه شامل ۴ مقیاس اصلی است و این مقیاس‌ها می‌توانند با هم یا جداگانه مورد استفاده قرار گیرند. بنابراین می‌تواند هم نمرات خاص و هم نمرات کلی برای رفتار و مشکلات اهمال‌کاری فراهم کند. درMMAP رفتار اهمال‌کاری از اهمال‌کاری مشکل‌زا و اهمال‌کاری از اشکال دیگر تاخیر، متمایز می‌شود. همچنین «اهمال‌کاری به‌عنوان مشکلی روان‌شناختی» تعریف شده و همچون سازه ای چندگانه شامل جنبه‌های رفتاری، هیجانی و شناختی اندازه گیری می‌شود (آمالی[1] چدری[2] و پیچیل، ۲۰۱۷؛ حق بین، ۲۰۱۵).

MMAP دو نسخه دارد. نسخه تکالیف تحصیلی کلی و نسخه تکالیف تحصیلی خاص. در نسخه کلی در جمله‌بندی گویه‌ها از عبارت "تکالیف تحصیلی" استفاده شده و نوع تکلیف در گویه‌ها قید نشده است. در نسخه وظایف خاص، گویه‌ها همان است اما در جمله‌بندی گویه‌ها به‌جای «تکالیف تحصیلی» از تکلیف تحصیلی خاص مثل نوشتن، خواندن و مطالعه برای امتحان، استفاده شده است. در نسخه تکالیف تحصیلی کلی علاوه بر گویه‌های بخش اصلی، سوالات جانبی (شامل آماده‌سازی و ذهنی‌سازی تکالیف) وجود دارد که می‌توان آن‌ها را قبل و بعد از اجرای مقیاس اصلی استفاده کرد و به نمره‌های تکالیف خاص دست یافت. MMAP به محققان اجازه می‌دهد تا با کم یا زیاد کردن تکالیف در نسخه‌ی تکلیف خاص یا در سوالات جانبی، مقیاس را با نیاز تحقیق خود منطبق نمایند (حق‌بین، ۲۰۱۵).

در پژوهش حق بین، اعتبار گسترده MMAP با انجام ۵ مطالعه اعتباریابی در نمونه های بزرگ به دست آمده است. نتایج مطالعات متعدد و یافته‌های مکرر قوی از ساختار عامل نهایی MMAP کلی و همه مقیاس‌های فرعی آن حمایت کرده و همچنین شواهد چشمگیر در حمایت از روایی و اعتبار نمرات وجود دارد (آمالی، چدری و پیچیل، ۲۰۱۷؛ حق‌بین، ۲۰۱۵). با توجه به محدودیت‌های

1 Amali
2 Chowdhury

مقیاس‌های اهمال‌کاری موجود کهبه برخی از آن‌ها اشاره شد و با امعان نظر به ویژگی‌های منحصربه فرد MMAP و ضرورت استفاده از ابزارهای پژوهشی دقیق‌تر در پژوهش‌های حوزه اهمال‌کاری، مطالعه حاضر قصد دارد ویژگی‌های روان‌سنجیِ MMAP را در نمونه‌ای از دانشجویان بررسی نماید.

روش پژوهش

روش تحقیق حاضر، توصیفی- مقطعی و از نوع اعتبار سنجی بود و جامعه آماری پژوهش را تمامی دانشجویان مقطع کارشناسی دانشگاه گیلان در سال تحصیلی ۹۷-۹۸ تشکیل می‌دادند. به‌منظور تعیین حجم نمونه از فرمول برآورد نسبت صفات کیفی (ملک افضلی، ۱۳۸۳ ص ۳۰۸-۳۱۰) به همراه تصحیح برای حجم جامعه‌ی محدود (N= ۱۲۶۴۴) استفاده شد. در این فرمول با در نظر گرفتن سطح اطمینان ۹۵٪ میزان خطای ۰/۰۶۱ [براساس ده درصد میزان شیوع مطالعه‌ی مشابه قبلی] و جای‌گذاری میزان شیوع اهمال‌کاری برآورد شده‌ی ۶۱٪ (P=۰/۶۱) از یک مطالعه مشابه برای بررسی شیوع اهمال‌کاری در ایران (کرمی، ۱۳۸۸)، ۳۰۰ نفر به‌دست آمد که برای دقت بیشتر، با در نظر گرفتن میزان افت (dropout) ٪۱۵، حجم نمونه تصحیح‌شده برای جامعه محدود به ۳۴۵ نفر افزایش یافت. همچنین به دلیل اینکه دانشگاه گیلان از دانشکده‌های مختلفی تشکیل شده است، به منظور انتخاب نمونه معرّف برای این جامعه دانشگاهی، به نسبت سهم جمعیت دانشجویی هر دانشکده، تا زمان کامل شدن حجم نمونه نهایی، نمونه‌گیری خوشه‌ای از کلاس‌های دایر در هر یک از دانشکده‌ها انجام شد. به دلیل گردکردن تا دو رقم اعشار و درنظر گرفتن حد بالا در تعیین حجم نمونه برای هر دانشکده، حجم نمونه نهایی ۴۰۰ نفر برآورد شد.

برای استفاده از ابزارهای انگلیسی در کشورها و فرهنگ‌های مختلف، سازمان جهانی بهداشت[1] (۲۰۰۹) توصیه می کند که از روش استاندارد ترجمه-ترجمه‌ی معکوس[2]استفاده شود. در نتیجه در برگردان نسخه انگلیسی MMAP به نسخه فارسی، ابتدا پرسشنامه توسط یک مترجم به فارسی ترجمه شد، سپس توسط مترجم دیگر از فارسی به انگلیسی برگردانده شد. در مرحله بعد دو مترجم طی جلسه‌ای دو نسخه را با هم تطبیق داده و پس از رفع ابهامات، نسخه اولیه‌ی MMAP به زبان فارسی آماده شد. سپس این نسخه توسط یک متخصص روان‌شناسی و یک کارشناس ارشد خبره‌ی زبان انگلیسی بازبینی و تغییرات لازم اعمال شد. در ادامه به منظور ارزیابی روایی محتوا[3] از ۱۰ نفر از اساتید رشته‌ی روان‌شناسی که در حوزه اهمال‌کاری مطالعات چاپ شده‌ای داشتند (از طریق ارسال ایمیل به آدرس مندرج در مقاله‌شان) خواسته شد تا میزان مربوط بودن، واضح بودن و سادگی ۵۲

1- World Health Organization
2- forward-backward translation
3- content validity

گویه‌ی MMAP را در ۴ سطح (غیرمرتبط، تاحدودی مرتبط، مرتبط و کاملاً مرتبط) و ضرورت وجود گویه‌ها را در ۳ سطح (ضروری است، مفید است ولی ضرورتی ندارد و ضرورتی ندارد) ارزیابی نمایند.

برای اطمینان از این‌که سوالات ابزار به بهترین نحو جهت اندازه‌گیری محتوا طراحی شده، از شاخص های کمی روایی محتوا (CVI [1] و CVR [2]) استفاده شد. پاسخ‌ها براساس فرمول CVR محاسبه و با جدول لاشه[3] انطباق داده شد و اعداد بالاتر از ۰/۶۲ مورد قبول واقع شد (زیرا حجم نمونه‌ی ارزیابی‌کنندگان ۱۰ استاد بود). پس از آن CVI بر اساس شاخص روایی محتوای والتز و بازل[4] محاسبه شد. بدین منظور امتیاز CVI به وسیله مجموع امتیازات موافق برای هر گویه که رتبه ۳ و ۴ (بالاترین نمره) کسب کرده‌اند بر تعداد کل ارزیابی‌کنندگان (n=۱۰) محاسبه شد. پذیرش آیتم‌ها در لیست نهایی سوالات پرسشنامه براساس کسب نمره‌ی CVI بالاتر از ۰/۷۹ بود (حاجی زاده، ۱۳۹۰). در نتیجه‌ی این تحلیل‌ها گویه های شماره ۴ از زیر مقیاس های پیامدهای منفی و هیجان منفی که CVR و CVI آن به ترتیب کمتر از ۰/۶۲ و ۰/۷۹ بود، حذف گردید.

برخی از متخصصان علاوه بر ارزیابی کمی پرسشنامه‌ها به ارزیابی کیفی آن نیز پرداخته و پیشنهاداتی در مورد جمله‌بندی گویه‌ها داشتند که نقطه نظرات آن‌ها به شرط وجود اجماع، در گویه ها اعمال شد. در نهایت پرسشنامه به ۲۰ نفر از دانشجویان داده شد تا در مورد سادگی و وضوح گویه‌ها نظر بدهند. بر اساس نظر دانشجویان و برای کمک به وضوح و قابل فهم شدن پرسشنامه، تغییرات جزئی در گویه‌ها اعمال و نسخه نهایی MMAP به زبان فارسی آماده شد. در این مطالعه از ۲ پرسشنامه اهمال‌کاری تحصیلی سواری و زیرمقیاس وظیفه شناسی فرم بلند پرسشنامه نئو به ترتیب به منظور تعیین روایی همگرا و واگرای MMAP استفاده شد.

ابزار پژوهش

سنجه چندوجهی اهمال‌کاری تحصیلی (MMAP): این سنجه توسط حق بین در سال ۲۰۱۵ معرفی شد و شامل ۴ مقیاس اصلی است. مقیاس ۱۰ گویه‌ای رفتار اهمال‌کاری (PBS)، مقیاس ۱۵ گویه‌ای پیامدهای منفی ادراک شده (PNCS)، مقیاس ۱۷ گویه‌ای هیجان‌های منفی (NES) و مقیاس ۱۲ گویه‌ای طول مدت اهمال‌کاری (PDS). سه مقیاس اول (رفتار، هیجان و پیامد) شدت مشکل اهمال‌کاری را می‌سنجد و از مقیاس لیکرت ۷ نقطه‌ای برای اشاره به فراوانی رفتار مشکل‌زا، تجارب ذهنی منفی و هیجان‌های مربوط به رفتار اهمال‌کارانه استفاده می‌کند. مقیاس چهارم مربوط به سنجش طول مدت است که تاریخچه مشکل را اندازه می‌گیرد، یعنی مقیاس ۶ نقطه‌ای برای اشاره به ۵ زمان مختلف در سیر آموزشی فرد (از دبستان، راهنمایی، دبیرستان، اوایل دانشگاه، اخیراً) و یک گزینه دیگر (شامل من نمی‌شود) است. در واقع سه مقیاس اول این سنجه "شدت کنونی" جنبه‌های

1- content validity index
2 content validity ratio
3- Lawshe
4- Waltz and Basel

مختلف پدیده‌ی اهمال‌کاری را اندازه می‌گیرد در حالی‌که بخش چهارم یا طول مدت، تاریخچه پدیده (یا به طور خاص، شروع مشکلات اهمال‌کاری) را اندازه می‌گیرد. مجموع چهار بخش فوق "مشکلات اهمال کاری" را می‌سنجد. در این مطالعه به هنگام تحلیل عاملی تاییدی و اکتشافی اختصاصاً بر گویه‌های سه مقیاس اول که مربوط به سنجش چندوجهی شدت مشکلات اهمال‌کاری تحصیلی است، پرداخته ایم. اعتبارMMAP با انجام ۵ مطالعه اعتبارسنجی در نمونه‌های بزرگ تایید شده و شواهد چشمگیری در حمایت از روایی و پایایی نمرات مقیاس‌ها یا ابعاد مختلف MMAP وجود دارد. همچنین همبستگی بالایی با مقیاس‌های دیگر اهمال‌کاریِ کلی و تحصیلی دارد و سطح خوبی از همسانی درونی را نشان داده است (آلفای کرونباخ> ۰/۹۰ ؛ حق‌بین، ۲۰۱۵).

آزمون اهمال‌کاری تحصیلی سواری: این آزمون توسط سواری (۱۳۹۰) ساخته شده و شامل ۱۲ سوال و سه عامل (اهمال‌کاری عمدی، اهمال‌کاری ناشی از خستگی جسمی-روانی و اهمال‌کاری ناشی از بی برنامگی) است و به صورت مقیاس لیکرت پنج درجه‌ای از هرگز (صفر) تا همیشه (۵) نمره گذاری می شود. پایایی کل آن از طریق آلفای کرونباخ ۰/۸۵ و روایی آن از طریق همبستگی با پرسشنامه اهمال‌کاری تاکمن محاسبه و ۰/۳۵ برآورد شد که در سطح ۰/۰۰۳ معنی‌دار بود. در پژوهش حاضر برای تعیین روایی همگرای MMAP از آزمون اهمال‌کاری تحصیلی سواری استفاده شده است.

زیرمقیاس وظیفه‌شناسی فرم بلند پرسشنامه نئو (NEO-PI-R): نسخه تجدیدنظرشده‌ی این ابزار توسط کاستا و مک‌کرا[1](۱۹۹۲) براساس مدل معروف پنج عاملی شخصیت ساخته شده و ویژگی‌های پنج گانه (روان‌رنجورخویی، برون‌گرایی، گشودگی، دلپذیربودن و وظیفه‌شناسی) را می‌سنجد. NEO-PI-R حاوی ۲۴۰ گویه است که ۴۸ سوال برای هریک از پنج حیطه فوق اختصاص دارد. برای هر گویه یک مقیاس درجه‌بندی پنج نقطه‌ای (از ۰ تا ۴) وجود دارد. روایی این ابزار در همبستگی با MMPI قابل قبول بود و پایایی آن در فاصله‌های سه ساله بین ۰/۶۳ تا ۰/۷۹ و شش ساله بین ۰/۶۸ تا ۰/۸۳ گزارش شده است (کاستا و مک‌کرا، ۱۹۹۲). در ایران نیز حق‌شناس (۱۳۷۸) روی نمونه‌ی ۵۰۲ نفری جمعیت شیراز به نتایج مشابهی دست یافت و ضرایب آلفای کرونباخ برای زیرمقیاس وظیفه‌شناسی را ۰/۸۳ گزارش نمود. در پژوهش حاضر برای تعیین روایی واگرای MMAP از زیرمقیاس وظیفه‌شناسی NEO-PI-R استفاده شده است.

برای ارزیابی پایایی MMAP از دو روش پایایی همسانی درونی (آلفای کرونباخ) و پایایی بازآزمایی استفاده شد. بدین منظور آزمون t استیودنت همبسته و ضریب همبستگی پیرسون برای دوبار اجرای پرسشنامه (به فاصله ۳ هفته) روی ۴۴ نفر از دانشجویان محاسبه شد. برای بررسی روایی همگرا و واگرا، به‌ترتیب ضریب همبستگی پیرسون بین نمرات آزمون اهمال‌کاری تحصیلی سواری و نمرات زیرمقیاس وظیفه‌شناسی پرسشنامه نئو محاسبه شد. برای بررسی ساختار عاملی از تحلیل عاملی

1 Costa and McCrae

اکتشافی[1](EFA) در محیط نرم‌افزار SPSS-22استفاده شد. حجم نمونه لازم برای انجام این تحلیل روی ۴۰ گویه‌ی مربوط به سنجش چندوجهی شدت مشکلات اهمال‌کاری تحصیلی باتوجه به نسبت توصیه شده‌ی ۱ به ۱۰ (ولیسر و فاوا،[2] ۱۹۹۸) دست کم به ۴۰۰ نفر نیاز بود. علاوه بر آن به منظور اجرای تحلیل عاملی تاییدی[3](CFA) به روش بیشینه‌ی درست نمایی در نرم افزار AMOS نسخه ۲۲ جهت بررسی اعتبارسازه و تعیین بعدپذیری MMAP از نمونه مستقل دیگری به حجم ۴۰ دانشجو استفاده شد. در CFA (باتوجه به معیار Rule of 10) ده پاسخ‌دهنده به ازای هر صفت مکنون لازم است (وست‌لند،[4] ۲۰۱۰)؛ که باتوجه به تعداد عوامل استخراج شده در EFA، حجم نمونه دوم برای اجرای CFA کافی بود.

یافته ها

در مرحله اول، تحلیل پایایی بازآزمایی MMAP روی ۱۲ پسر و ۳۲ دختر دانشکده ادبیات و علوم انسانی دانشگاه گیلان (n=۴۴) با میانگین سنی ۱/۱۴ ± ۲۰/۵۳ سال انجام شد. ضریب همبستگی پیرسون بین دوبار اندازه گیری نمرات کل با فاصله سه هفته برابر با ۰/۸۵ محاسبه شد که در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار بود. همچنین نتایج آزمون t استیودنت همبسته نشان داد تفاوت نمرات کل بین دو بار اندازه‌گیری از یک گروه ۴۴ نفری معنی‌دار نیست (p=۰/۷۵، df= ۴۳، t=۳۱۰). یعنی نتایج حاصله دال بر تایید پایایی بازآزمایی MMAP است. در مرحله دوم، گروه نمونه‌ای به حجم ۴۰۰ نفر از دانشجویان مقطع کارشناسی دانشکده‌های مختلف دانشگاه گیلان شامل ۲۷۲ دختر (۶۸٪) و ۱۲۸ پسر (۳۲٪) مجموعاً با میانگین سنی ۱/۵۸ ± ۱۹/۶۱ در مطالعه شرکت داشتند که به تفکیک جنسیت، دانشکده و محل سکونت در جدول زیر گزارش شده است:

1- Exploratory Factor Analysis
2- Velicer & Fava
3- Confirmatory factor analysis
4- Westland

جدول۱: ویژگی‌های جمعیتی دانشجویان (n=۴۰۰)

متغیرها		فراوانی(n)	درصد(٪)
جنسیت	مرد	۱۲۸	۳۲
	زن	۲۷۲	۶۸
دانشکده	علوم انسانی	۱۵۴	۳۸/۵
	علوم پایه	۸۱	۲۰/۳
	معماری و هنر	۲۴	۶
	علوم کشاورزی	۶۴	۱۶
	فنی و مهندسی	۵۶	۱۴
	نامشخص	۲۱	۵/۳
	نامشخص	۳	۰/۷
محل سکونت	خوابگاه دولتی	۸۱	۲۰/۳
	خوابگاه خودگردان	۶	۱/۵
	با خانواده	۲۷۵	۶۸/۸
	منزل استیجاری	۳۷	۹/۳
	نامشخص	۱	۰/۳

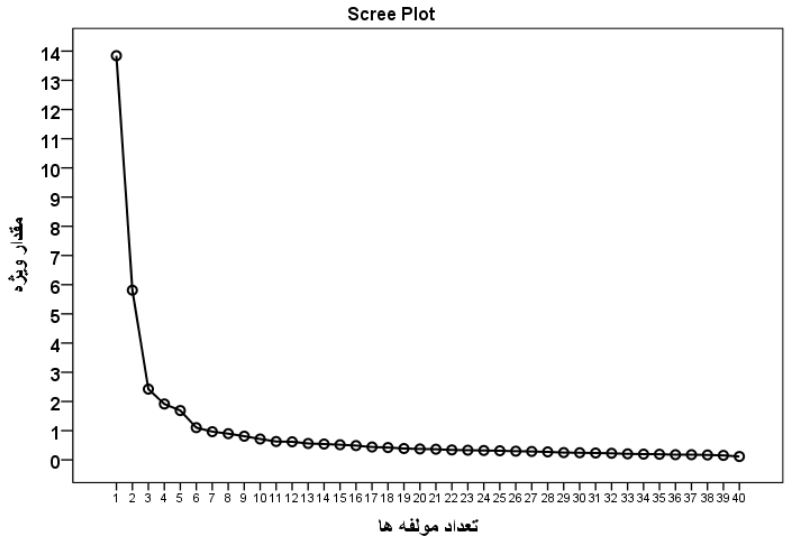
قبل از انجام EFA، آزمون کفایت نمونه‌برداری کیزر- میر- اولکین[1](KMO) و آزمون گوی‌وارگی بارتلت[2]انجام شد. ضریب به دست آمده KMO برابر با ۰/۹۳ بود که نشان می‌دهد حجم نمونه برای تحلیل رضایت بخش است. همچنین آزمون بارتلت (P<۰/۰۰۰۱، ۱۰۷۴۱/۶۰۶ = $\chi 2$) معنادار بود و حاکی از آن است که تحلیل عاملی برای شناسایی مدل ساختاری مناسب است. برای تحلیل عوامل این پرسشنامه، ابتدا از روش تحلیل مولفه‌ی اصلی (PCA) بهره‌گرفته شد. بدین طریق برای تعیین عوامل پرسشنامه MMAP، سه شاخص اصلی زیر مورد استفاده قرار گرفتند: مقدار ویژه، نسبت واریانس تبیین‌شده توسط هر عامل و نمودار سنگریزه. سپس با توجه به احتمال همبسته بودن عامل‌ها با یکدیگر، از روش چرخش اوبلیمین برای تعیین عامل‌های احتمالی زیربنای پرسشنامه استفاده گردید. جدول ۲، شاخص‌های مربوط به تحلیل عوامل مولفه‌های اصلی را نشان می‌دهد. در این جدول، فقط عامل‌های دارای مقدار ویژه بالاتر از یک گزارش شده است. نتایج حاصل در جدول-۲ و نمودار-۱، شش عامل را برای MMAP نشان می‌دهند اما با توجه به قدرت تبیین کم عامل‌های انتهایی و با توجه به نمودار سنگریزه (نمودار-۱) تحلیل عاملی با دستور استخراج ۳ عامل

1- Kaiser-Meyer-Olkin Measure of Sampling Adequacy
2- Bartlett's test for sphericity

به دست آمد. بر اساس جدول-۲، مشخص شد که از نظر تبیین واریانس عامل نخست ۳۴/۲۰ ، عامل دوم ۱۴/۷۴، عامل سوم ۵/۹۹ و روی‌هم‌رفته این سه عامل ۵۴/۹۴ درصد از کل واریانس MMAP را به خود اختصاص داده‌اند. در شکل۱، نمودار سنگریزه جهت تعیین تعداد عوامل مناسب قابل استخراج ترسیم شده است.

جدول۲: نتایج حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی با تاکید بر مقادیر ویژه و درصد واریانس تبیین شده (n=۴۰۰)

مولفه‌ها	چرخش مجموع مجذورات بارهای عاملی			استخراج مجموع مجذورات بارهای عاملی		
	درصد تراکمی	درصد واریانس	مقادیر ویژه	درصد تراکمی	درصد واریانس	مقادیر ویژه
۱	۳۴/۲۰۳	۳۴/۲۰۳	۱۳/۶۸۱	۳۴/۲۰۳	۳۴/۲۰۳	۱۳/۶۸۱
۲	۴۸/۹۵۱	۱۴/۷۴۸	۵/۸۹۹	۴۸/۹۵۱	۱۴/۷۴۸	۵/۸۹۹
۳	۵۴/۹۴۲	۵/۹۹۰	۲/۳۹۶	۵۴/۹۴۲	۵/۹۹۰	۲/۳۹۶
۴	۵۹/۸۹۰	۴/۹۴۹	۱/۹۷۹			
۵	۶۴/۰۶۳	۴/۲۰۳	۱/۶۸۱			
۶	۶۶/۸۵۵	۲/۷۶۲	۱/۱۰۵			



شکل-۱: نمودار سنگریزه جهت تعیین تعداد عوامل مناسب قابل استخراج

در نتیجه‌ی چرخش به روش ابلیمین مستقیم، که یافته‌های آن در جدول ۳ درج شده است، پس از چرخش و حذف گویه‌های دارای بار عاملی متقابل، تعداد گویه‌ها به ۳۶ گویه رسید که گویه‌های A11 تا A24، B8، B9، B10، B12 و B14 روی عامل اول، گویه‌های A1 تا A10 روی عامل دوم و گویه‌های B1، B2، B3، B5، B11 و B13 روی عامل سوم بار گرفتند که وزن‌های عاملی تمامی این گویه‌ها بالاتر از ۰/۴۰ بود. با توجه به محتوای گویه‌ها به ترتیب عنوان پیامدهای منفی برای عامل اول، رفتار اهمال کاری برای عامل دوم و هیجان‌های منفی برای عامل سوم مناسب به نظر می‌رسد. از سوی دیگر گویه‌های B6، B7، B15، B16 به دلیل این‌که عامل‌های استخراج شده، کمتر از ۵۰ درصد از واریانس آن‌ها را تبیین می‌کردند از فهرست گویه‌های MMAP حذف شدند. به بیانی دیگر واریانس گویه‌های B6، B7، B15، B16 با سایر گویه‌های MMAP کمتر از ۵۰ درصد اشتراک[1]داشت. بنابراین در نسخه فارسی MMAP مجموعاً ۳۶ گویه روی عوامل ترکیبی جدید بار گرفتند. جدول۳ بارهای عاملی سنجه‌ی ۳۶ سوالی چندوجهی اهمال‌کاری تحصیلی را با روش چرخش ابلیمین مستقیم نشان می‌دهد.

جدول ۳: بارهای عاملی سنجه‌ی چندوجهی اهمال‌کاری تحصیلی (MMAP) با روش چرخش ابلیمین مستقیم (n=۴۰۰)

عامل‌ها / گویه‌ها	پیامدهای منفی	رفتار اهمال‌کاری	هیجان‌های منفی
A۱		۰/۶۳۸	
A۲		۰/۷۷۱	
A۳		۰/۷۴۳	
A۴		۰/۶۸۸	
A۵		۰/۶۴۴	
A۶		۰/۷۶۲	
A۷		۰/۶۸۹	
A۸		۰/۷۱۷	
A۹		۰/۶۹۴	
A۱۰		۰/۷۸۵	
A۱۱	۰/۶۴۸۰		
A۱۲	۰/۷۶۳		
A۱۳	۰/۷۷۴		
A۱۴	۰/۷۲۹		
A۱۵	۰/۷۶۲		
A۱۶	۰/۷۷۸		
A۱۷	۰/۷۵۲		

1- communalities

عامل‌ها	گویه‌ها	پیامدهای منفی	رفتار اهمال‌کاری	هیجان‌های منفی
A۱۸		۰/۷۷۳		
A۱۹		۰/۸۰۶		
A۲۰		۰/۶۸۵		
A۲۱		۰/۷۷۵		
A۲۲		۰/۵۶۶		
A۲۳		۰/۶۱۲		
A۲۴		۰/۷۶۱		
B۱				-۰/۶۰۰
B۲				-۰/۶۳۴
B۳				-۰/۶۴۶
B۵				-۰/۶۴۱
B۸		۰/۵۰۴		
B۹		۰/۴۷۴		
B۱۰				-۰/۴۲۱
B۱۱				-۰/۴۸۱
B۱۲		۰/۵۱۸		
B۱۳				-۰/۵۲۸
B۱۴		۰/۵۱۹		

جدول ۴ مقادیر میانگین، انحراف معیار، ضرایب پایایی همسانی درونی ابزارها و ماتریس ضرایب همبستگی بین متغیرها را نشان می‌دهد.

جدول ۴: شاخص‌های توصیفی و ضرایب آلفای کرونباخ و ماتریس ضرایب همبستگی بین متغیرها نسخه فارسی MMAP (n=۴۰۰)*

متغیرها	میانگین (SD)	آلفای کرونباخ	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۱. پیامدهای منفی	۲/۹۲ (۱/۰۱)	۰/۹۴	۱					
۲.رفتار اهمال کاری	۲/۹۹ (۱/۰۳)	۰/۹۳	۰/۳۳	۱				
۳.هیجان‌های منفی	۲/۷۷ (۰/۹۸)	۰/۸۷	۰/۶۵	۰/۴۶	۱			
۴.کل MMAP	۲/۹۱ (۰/۸۳)	۰/۹۵	۰/۹۱	۰/۶۷	۰/۸۱	۱		
۵.آزمون اهمال کاری سواری	۲۴/۵۰ (۱۰/۹۲)	۰/۹۰	۰/۴۵	۰/۷۶	۰/۶۱	۰/۶۸	۱	
۶. زیرمقیاس وظیفه‌شناسی	۱۲۴/۴۸ (۲۱/۴۱)	۰/۸۹	-۰/۲۸	-۰/۵۳	-/۴۰	-۰/۴۸	-۰/۵۸	۱

*کلیه‌ی همبستگی‌ها در سطح P< ۰/۰۱ معنی‌دار است.

بر اساس اطلاعات حاصل از جدول ۴ مشاهده می‌شود که بیشترین و کمترین میانگین خرده مقیاس‌ها به ترتیب متعلق به رفتار اهمال‌کاری و هیجان‌های منفی است. همچنین ضرایب آلفای کرونباخ که جهت دستیابی به پایایی همسانی درونی پرسشنامه مورد استفاده قرار گرفت، نشان می‌دهد که مقدار ضرایب به‌دست آمده تمامی خرده مقیاس‌ها در دامنه‌ی بین ۰/۸۷ تا ۰/۹۴ قرار دارد که مطلوب در نظر گرفته می‌شود. علاوه بر این ضریب آلفای کرونباخ کل پرسشنامه، ۰/۹۵ به دست آمد که حاکی از پایایی همسانی درونی عالی کل پرسشنامه است. علاوه بر آن مشخص شد ساختار سه عاملی نسخه فارسی MMAP از یکدیگر مجزا بوده و روابط متوسط تا قوی (۰/۳۳ تا ۰/۶۵) بین خرده مقیاس‌های آن مشاهده می‌شود (P<۰/۰۱). بررسی همبستگی بین خرده مقیاس‌های پرسشنامه نشان می‌دهد همه‌ی این همبستگی‌ها معنی‌دارند و این موضوع حکایت از آن دارد که این پرسشنامه به‌طور کلی سازه‌هایی مرتبط باهم را می‌سنجد. یکی از روش‌های تعیین اعتبار سازه‌ای هر آزمون، وجود همبستگی رضایت بخش بین خرده‌آزمون‌های آن آزمون با یکدیگر و با کل آزمون است (آناستازی[1] ۱۹۸۲) و چون ۳ عامل MMAP، یک سازه‌ی اهمال‌کاری تحصیلی را ارزیابی می‌کند، دور از انتظار نیست که بین این عوامل همبستگی وجود داشته باشد. علاوه بر این، روایی همگرا و واگرای آزمون یادشده به ترتیب از طریق همبسته کردن با آزمون اهمال‌کاری سواری و زیرمقیاس وظیفه شناسی پرسشنامه نئو ارزیابی شد و مقادیر آن به ترتیب ۰/۶۸ و ۰/۴۸- برآورد گردید که نشان از روایی سازه‌ای مطلوب MMAP است.

جهت تحلیل عاملی تاییدی (CFA) ساختار سه عاملی نسخه اصلی MMAP و مقایسه آن با مدل سه عاملی بدست آمده از تحلیل عاملی اکتشافی نسخه فارسی، نمونه مجزایی متشکل از ۴۰ نفر از دانشجویان دانشکده ادبیات و علوم انسانی (۱۱ پسر و ۲۹ دختر) که به روش نمونه‌گیری خوشه‌ای تک مرحله‌ای انتخاب شده بودند، به نسخه فارسی MMAP پاسخ گفتند. میانگین سنی آن‌ها ۱/۶۷ ± ۱۸/۹۱ سال بود و جهت استخراج نتایج از نرم افزار AMOS نسخه ۲۲ استفاده گردید. چنان‌که در بخش تحلیل اکتشافی ملاحظه شد (جدول ۳) گویه‌های B6، B7، B15 و B16 این آزمون حذف شده‌اند. جدول-۵ شاخص‌های برازش مربوط به CFA را نشان می‌دهد. برای بدست آوردن مدل مناسب‌تر در هر دو حالت نسخه اصلی پرسشنامه و سه عاملی ایرانی (مدل اصلاح شده) از شاخص‌های اصلاح[2]بر اساس خروجی‌های AMOS استفاده شده است. بررسی این خروجی‌ها نشان داد که با آزاد کردن تعدادی از خطاهای کوواریانس بین گویه‌ها هم نمی‌توان مقدار شاخص‌ها را بهبود بخشید (شکل۲ را بنگرید). بنتلر و چو[3](۱۹۸۷) و بنتلر (۱۹۹۰) خاطر نشان کرده‌اند که ویژگی ناهمبسته بودن کلیه خطاها در یک مدل به ندرت با داده‌های واقعی متناسب است. بنابراین الحاق چنین خطاهایی در مدل‌های CFA نه تنها به اعتبار عاملی MMAP لطمه‌ای

1 Anastasi
2 modification indices
3 Bentler & Chou

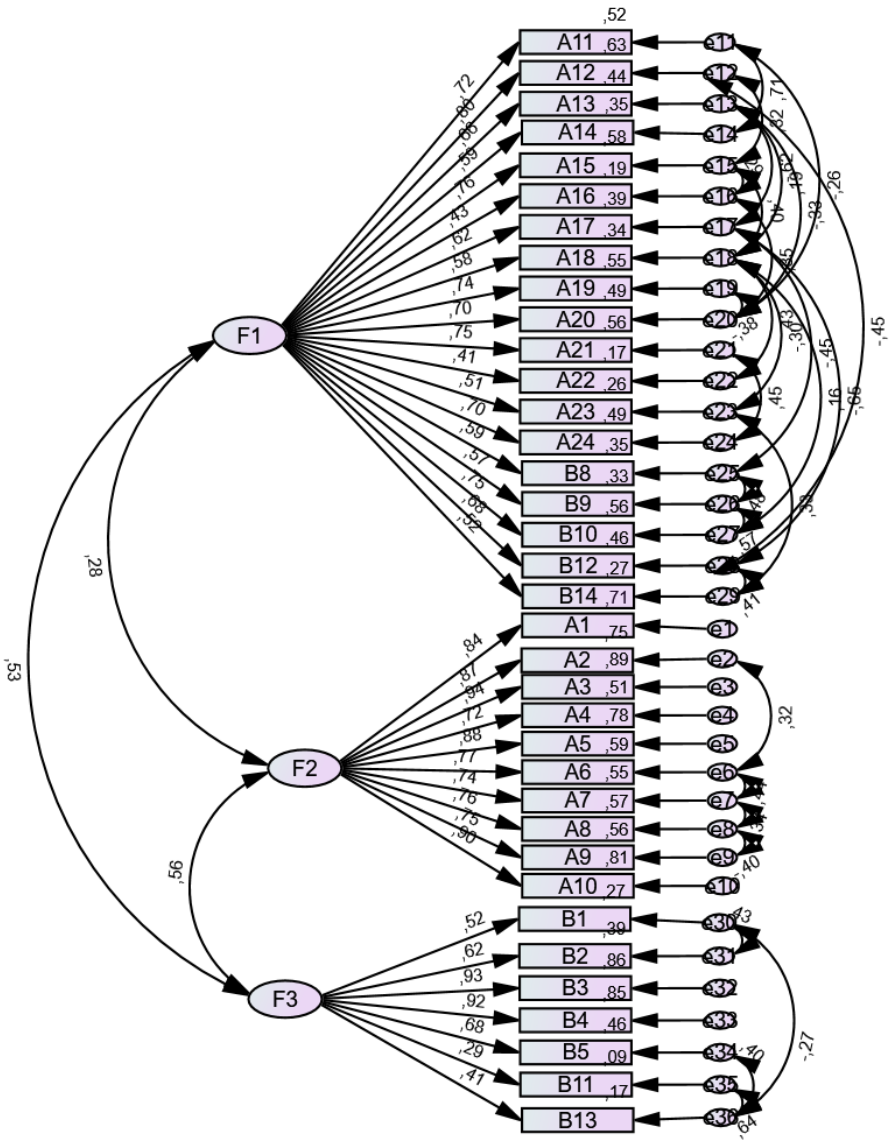
نخواهد زد، بلکه بازنمایی واقع‌گرایانه‌تری را از داده‌های مشاهده شده فراهم می‌کند. بنابراین تصمیم گرفته شد با استفاده از این روش به بهبود مدل CFA کمک شود که با توجه به شاخص‌های اصلاح به دست آمده، مدل سه عاملی با آزاد کردن تعدادی خطای کواریانس در مقایسه با مدل سه عاملی نسخه اصلی با ۴۰ گویه و آزاد کردن خطاهای کواریانس، نسبتاً بهتر دیده شد.

جدول۵: مقادیر شاخص‌های برازش الگوی تحلیل عاملی تاییدی MMAP (n=۴۰)

شاخص‌های برازش	مقادیر مشاهده شده در مدل ۳عاملی اولیه (۴۰ گویه)	مقادیر مشاهده شده در مدل ۳ عاملی اصلاح شده (۴۰ گویه)	مقادیر مشاهده شده در مدل ۳ عاملی فارسی اولیه (۳۴ گویه)	مقادیر مشاهده شده در مدل ۳عاملی فارسی اصلاح شده (۳۴ گویه)
مجذور خی ($\chi 2$)	۳۲۸۳/۰۶۳	۲۸۹۵/۱۲۹	۱۵۳۳/۲۷۴	۱۲۵۸/۰۵۹
درجه آزادی (df)	۷۳۷	۷۱۳	۵۹۱	۵۶۲
سطح معنی داری (P-Value)	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱	۰/۰۰۰۱
نسبت مجذور خی به درجه آزادی ($\chi 2/df$)	۴/۴۵۵	۴/۰۶۰	۲/۵۹۴	۲/۲۳۹
شاخص نیکویی برازش (GFI)	۰/۳۴۳	۰/۴۳۷	۰/۳۹۸	۰/۴۸۸
شاخص نیکویی برازش تعدیل‌شده (AGFI)	۰/۲۶۹	۰/۳۵۳	۰/۳۲۲	۰/۳۹۳
شاخص برازش هنجارشده بنتلر و بونت (NFI)	۰/۱۸۹	۰/۲۵۸	۰/۳۴۵	۰/۴۶۲
شاخص تاکر لویس(TLI)	۰/۱۷۵	۰/۲۶۹	۰/۴۱۳	۰/۵۴۴
شاخص برازش تطبیقی (CFI)	۰/۲۲۱	۰/۳۳۲	۰/۴۴۹	۰/۵۹۳
شاخص اطلاعات آکاییکی (AIC)	۳۴۴۹/۰۶۳	۳۱۰۹/۱۲۹	۱۶۸۳/۲۷۴	۱۴۶۶/۰۵۹
ریشه دوم میانگین مربعات خطای برآورد(RMSEA)	۰/۲۹۸	۰/۲۸۰	۰/۲۰۲	۰/۱۷۸

مطابق جدول-۵ شاخص $\chi 2$ برای هردو مدل معنادار بود، با این حال با توجه به حجم نمونه نسبتاً بزرگ، اعتبار آن برای برازندگی مدل مناسب به نظر نمی‌رسد، زیرا این شاخص تحت تاثیر حجم نمونه قرار دارد و مقدار شاخص $\chi 2/df$ در هر دو مدل اصلاح شده کمتر از ۳ است. همچنین با توجه به مقدار شاخص‌های نیکویی-برازش (GFI)، شاخص نیکویی-برازش تعدیل شده (AGFI)، شاخص برازش تطبیقی (CFI)، مدل سه عاملی فارسی اصلاح شده در مقایسه با مدل سه عاملی اولیه (بدون انجام اصلاحات) برازش نسبتاً بهتری را نشان می‌دهد. علاوه بر این شاخص اطلاعات آکاییکی (AIC) نیز در مدل سه عاملی فارسی اصلاح شده کمتر است که نشانگر قابلیّت تکرار بهتر مدل نسبت به مدل‌های مختلف دیگر است و برازش بهتری را نشان می‌دهد. همچنین شاخص ریشه دوم میانگین

مربعات خطای برآورد (RMSEA) در مدل سه عاملی اصلاح شده فارسی در سطح ۰/۱۷۸ قرار دارد که حاکی از برازندگی بهتر آن نسبت به سه مدل تاییدی قبلی دارد. در مجموع با بررسی شاخص‌های برازش در نمونه‌ی فارسی اصلاح شده، می‌توان دریافت که مدل سه عاملی MMAP، مورد تایید نمی‌باشد و تحلیل عاملی تاییدی این آزمون در وضعیت تک عاملی (یا محاسبه یک نمره‌کل از MMAP) توصیه می‌شود. در ادامه شکل-۲ (شکل بارهای عاملی و خطای اندازه‌گیری گویه‌های نسخه فارسی MMAP) نشان داده شده است.



شکل-۲: بارهای عاملی و خطای اندازه‌گیری گویه‌های نسخه فارسی MMAP

در شکل ۲ عامل F1 مربوط به پیامدهای منفی، F2 مربوط به رفتار اهمال کاری و F3 مربوط به هیجان‌های منفی است. ارزش‌های نوشته‌شده روی این پیکان‌ها نشان‌دهنده‌ی ضریب همبستگی گویه‌ها با هریک از عوامل است و اعداد روی مستطیل‌ها، آن میزان از واریانس هریک از گویه‌ها را که توسط عامل معین، قابل توضیح است، نشان می‌دهد.

بحث و نتیجه گیری

از دیدگاه تجربی، ابزارها بلوک های ساختمان هر تحقیق هستند. در نتیجه برای دستیابی به داده های قابل اعتماد، لازم است که از ابزار مناسب استفاده شود. در برخی موارد وجود یافته های متناقض در مورد یک پدیده به ابزار مورد استفاده مربوط می شود. از جمله این پدیده ها اهمال کاری است که در دو دهه اخیر مورد توجه پژوهشگران قرار گرفته اما بطور دقیق و مناسب تعریف و اندازه‌گیری نشده است. سنجه چندوجهی اهمال‌کاری تحصیلی (حق‌بین، ۲۰۱۵) ابزار جامع و جدیدی است که بر مبنای تعریف دقیق از اهمال‌کاری ساخته و اعتباریابی شده است. در مطالعه حاضر ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی سنجه‌ی چندوجهی اهمال‌کاری تحصیلی (MMAP) در نمونه‌ای از دانشجویان بررسی شد. برای تعیین اعتبار MMAP در اولین گام روایی محتوا و در گام بعدی روایی سازه (همگرا، واگرا) آن ارزیابی شد. در مرحله تعیین اعتبار محتوا، نسبت و شاخص روایی محتوا (به ترتیب CVR و CVI) محاسبه و دو سوال از گویه‌های پرسشنامه که از نظر متخصصان غیرضروری و نامربوط تشخیص داده شده بود حذف گردید. بقیه گویه‌ها از روایی محتوایی قابل قبولی برخوردار بودند و فقط برخی از آن‌ها با اصطلاحات مناسب که با فرهنگ ما همخوان بود جایگزین شد.

برای ارزیابی پایایی MMAP از دو روش پایایی همسانی درونی (آلفای کرونباخ) و پایایی بازآزمایی استفاده شد. ضریب همبستگی پیرسون بین دوبار اندازه گیری نمرات کل با فاصله سه هفته برابر با ۰/۸۵ محاسبه شد که در سطح اطمینان ۹۹ درصد معنی‌دار بود. همچنین نتایج آزمون t استیودنت همبسته نشان داد که تفاوت نمرات کل بین دو بار اندازه‌گیری از یک گروه ۴۴ نفری معنی‌دار نیست (p=۰/۷۵۸، df= ۴۳، t=۳۱۰). این نتایج دال بر تایید پایایی بازآمایی MMAP است.

نتایج حاصل از ضرایب آلفای کرونباخ نیز نمایانگر آن بود که نسخه‌ی فارسی MMAP همسانی درونی بسیار بالایی دارد (α=۰/۹۵)؛ بدین مفهوم که گویه‌های این مقیاس از تجانس و همخوانی لازم برخوردار هستند. علاوه بر این ضریب آلفای کرونباخ خرده مقیاس‌های رفتار اهمال‌کاری، پیامدهای منفی ادراک شده، هیجان منفی به ترتیب ۰/۹۳، ۰/۹۴ و ۰/۸۷ به دست آمد. در این صورت می‌توان گفت هریک از گویه‌های این زیرمقیاس‌ها در حال سنجش ساختار مشابهی هستند و پراکندگی مفهومی در آنها دیده نمی‌شود. در پژوهش حق‌بین (۲۰۱۵)

ضریب آلفای کرونباخ نسخه کانادایی MMAP و زیرمقیاس‌های آن بالای ۰/۹۰ گزارش شد که همسو با پژوهش حاضر است.

متخصصان یکی از ملاک‌های اعتبار سازه‌ای و انسجام درونی یک آزمون را، میزان همبستگی زیر مقیاس‌های آن با کل آزمون می‌دانند (برن‌اشتاین[1] ۱۹۹۴). بررسی ضرایب همبستگی بین خرده مقیاس‌های MMAP نشان می‌دهد که این روابط متوسط تا نیرومند بوده است (دامنه ۰/۳۳ تا ۰/۹۱؛ در سطح معنی‌داری ۰/۰۱). این نتیجه نشان دهنده آن است که این ابزار به طور کلی سازه‌های مرتبط با هم را می‌سنجد. چون همه مقیاس‌ها قطعاتی از یک سازه و کل پرسشنامه یک مفهوم واحد (اهمال‌کاری) را ارزیابی می‌کند، لازم است که این مقیاس‌ها همبستگی داشته باشند. علاوه بر این روایی همگرای MMAP از طریق همبسته کردن نمره‌کل آن با آزمون اهمال‌کاری سواری، تعیین و مقدار آن ۰/۶۸ برآورد گردید که نشان از روایی همگرای خوب این آزمون است. در مطالعه‌ی حق‌بین (۲۰۱۵) نیز همبستگی شدت اهمال‌کاری (سه مقیاس اول) با پرسشنامه اهمال‌کاری سولومون و راثبلوم (۱۹۸۴) از ۰/۶۱ تا ۰/۶۷ متغیر بود. همچنین ضریب همبستگی بین MMAP و زیرمقیاس وظیفه‌شناسی نئو به مقدار ۰/۴۸- نشان دهنده روایی واگرای آزمون است. در مطالعه حق بین همبستگی شدت اهمال کاری با وظیفه شناسی در دامنه ۰/۳۵- تا ۰/۴۷- قرار داشت و همبستگی شدت اهمال‌کاری با متغیرهای خودکنترلی و مدیریت زمان به ترتیب ۰/۵۴- و ۰/۴۴- بود. یافته‌های پژوهش حاضر از نظر تایید روایی همگرا و واگرا همسو با مطالعه حق بین(۲۰۱۵) بود. از آن‌جایی‌که سنجه‌ی چندوجهی اهمال‌کاری تحصیلی اخیراً ساخته شده و تاکنون ویژگی‌های روان‌سنجی آن بررسی نشده است، در این پژوهش امکان مقایسه‌ی شاخص‌های پایایی و روایی آن با تحقیقات دیگر میسر نبود.

یافته‌های این پژوهش در زمینه مقادیر اشتراک و بار عاملی گویه‌های MMAP نیز نشان داد بارعاملی تمامی گویه‌ها به استثنای گویه‌های B6، B7، B15، B16 بالای ۰/۵۰ است. با پذیرش مرز ۰/۴۰ برای بارهای عاملی (حبیب‌پور و صفری، ۱۳۸۸) مشخص می‌شود که اکثر گویه‌های MMAP دارای بار عاملی قابل قبول می‌باشند. این یافته گویای آن است که بر پایه تحلیل عاملی، وجود این گویه‌ها برای پرسشنامه مهم بوده و دارای اعتبار مناسب هستند. بنابراین پرسشنامه مورد بررسی از اعتبار سازه مناسب برخوردار است و طبق نتایج تحلیل عاملی اکتشافی در مطالعه حاضر سه عامل استخراج گردید که حدود ۵۴ درصد واریانس MMAP را تبیین می‌کرد. نام این سه عامل پیامدهای منفی، رفتار اهمال‌کاری و هیجان‌های منفی بود. دراین راستا، در مقایسه با نسخه کانادایی (حق‌بین، ۲۰۱۵)، واریانس برخی از سوال‌های نسخه فارسی MMAP در خروجی تحلیل عاملی (B6، B7، B15، B16) با سایر گویه‌ها کمتر از ۵۰ درصد اشتراک داشت، بنابراین از لیست گویه‌ها حذف گردید. علاوه برآن برخی سوالات در نسخه فارسی نسبت به نسخه کانادایی در گروه‌های متفاوتی قرار گرفتند؛

1 Bernstein

به‌بیان دیگر برخی از گویه‌هایی که در نسخه کانادایی مربوط به زیرمقیاس هیجان‌های منفی بود در جریان تحلیل عاملی نسخه فارسی روی عامل پیامدهای منفی بار گرفت (نظیر B8، B9، B12، B14). نتایج تحلیل عاملی تاییدی نیز نشان داد که مدل سه عاملی اصلاح شده نهایی نسبت به مدل اولیه در جمعیت ایرانی برازش نسبتاً بهتری دارد. اما با توجه به مقدار شاخص‌های برازش می‌توان گفت مدل سه عاملی اصلاح شده با قطعیت تایید نمی‌شود (بنگرید به جدول-۵).

یافته‌های EFA از ساختار چندوجهی اهمال‌کاری حمایت کرد. این نکته تعجب آور نیست زیرا همه مشکلات روان‌شناختی دارای اجزای چندلایه اعم از رفتاری، هیجانی و اجتماعی/تربیتی و غیره هستند. به پشتوانه تحقیقات قبلی (فلت، هویت و مارتین[1] ۱۹۹۵، سولومون و راثبلوم، ۱۹۸۴؛ اسواردال[2] و همکاران، ۲۰۱۶) امروزه شک اندکی در مورد ماهیت چندوجهی اهمال‌کاری به عنوان یک مشکل روان‌شناختی وجود دارد. اما یافته‌های CFA باتوجه به شاخص‌های برازش، آشکار کرد که بهتر است نمره‌کل شدت اهمال‌کاری تحصیلی از نسخه‌ی فارسی MMAP استخراج شود. یافته‌های این پژوهش با عوامل زیربنایی تایید شده مطالعه حق‌بین در جمعیت کانادایی همسو بود و همچنان‌که او (۲۰۱۵ ص ۵۴۷) اظهار می‌دارد بهتر است شدت مشکلات اهمال‌کاری را عملاً تحت یک سازه‌ی تک‌بعدی[3]در نظر بگیریم و از این رو یک نمره‌ی کل واحد از آن محاسبه نماییم.

به عنوان یک راه‌کار میانه پیشنهاد می‌شود هنگامی که هدف پژوهش تعیین رابطه ابعاد مختلف مشکلات اهمال‌کاری با ویژگی‌های شخصیت است، از نمرات زیر مقیاس MMAP با احتیاط استفاده شود و به هنگام تعیین اثربخشی یک یا چند مداخله‌ی معین برای کاهش مشکلات اهمال‌کاری از نمره‌ی کل واحد MMAP استفاده شود. با این وجود استفاده از نمره کل هنگامی‌که نمره یک زیرمقیاس معین نسبت به عامل‌های دیگر MMAP به‌شدت افزایش نشان می‌دهد، را جایز نمی‌دانیم.

یافته‌های این پژوهش نشان داد که به‌دلیل تفاوت‌های فرهنگی جامعه ایران با جوامع غربی، لازم است در زمینه‌ی انطباق گویه‌ها با فرهنگ بومی و اجرای پرسشنامه‌ها دقت بیشتری صورت گیرد و باید عوامل فرهنگی مؤثر بر آن را در نظر داشت. در واقع منتقل شدن برخی سوالات زیرمقیاس هیجانی‌های منفی به زیرمقیاس پیامدهای منفی (نظیر B8، B9، B12، B14) می‌تواند علاوه بر دلایل آماری ریشه در نگرش متفاوت دانشجویان جامعه ایرانی نسبت به تکالیف تحصیلی داشته باشد. مطالعات تطبیقی و بین فرهنگی می‌تواند مفاهیم گمشده و زوایای پنهان این تناقضات پژوهشی را تا حدی آشکار سازد.

تعمیم پذیری مطالعه حاضر عمدتاً به‌دلیل ویژگی‌های نمونه،کاهش می‌یابد. بنابراین یافته‌های این پژوهش تنها به دانشجویان دانشگاه گیلان قابل تعمیم است. در مطالعه حاضر دو گروه دانشجویان دختر و پسر تحت عنوان یک گروه مورد بررسی قرار گرفتند، در صورتی‌که ممکن است

1- Flett, Hewitt & Martin
2- Svartdal
3- Unidimensional construct

این دو گروه جنسیتی هریک تفاوت‌هایی در عوامل مرتبط با اهمال‌کاری تحصیلی، داشته باشند. ازاین‌رو بـرای مطالعات آتی پیشنهاد می‌شود اثر تفاوت‌های جنسیتی هم در دانشجویان مورد توجه قرار گیرد. تکرار روش این پژوهش در سایر دانشگاه‌ها و مراکز آموزشی می‌تواند به رد یا تأیید قابلیت پایایی و اعتبار نسخه فارسی MMAP کمک کند. پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی جهت استفاده در طرح‌های مداخله‌ای و دقت در غربالگری افراد، نقطه برش MMAP برای جامعه ایرانی تعیین گردد. علاوه بر آن توصیه می‌شود برای بازبینی بیشتر ساختار عاملی آن از رویکردهای جدید روانسنجی مانند نظریه سوال-پاسخ[1](IRT) استفاده شود.

به‌طور خلاصه نتایج مطالعه حاضر نشان می‌دهد که سنجه MMAP پایایی بازآزمایی و پایایی همسانی درونی خوبی دارد. روایی محتوایی آن توسط متخصصان تایید می‌شود، هرچند بعدپذیری آن با قطعیت همراه نیست اما عوامل استخراج شده با نمره کل، همسبتگی مطلوبی داشته و روایی همگرا و واگرای آن تایید می‌شود. در نتیجه نسخه فارسی سنجه MMAP ابزاری معتبر برای اهداف پژوهشی است که می‌تواند در محیط‌های آموزشی برای سنجش شدت مشکلات اهمال‌کاری تحصیلی دانشجویان استفاده شود.

سپاسگزاری

این پژوهش بخشی از پایان نامه دکتری است که در دانشگاه گیلان به راهنمائی آقای دکتر سیدولی اله موسوی و به مشاورت آقایان دکتر سجاد رضائی و دکتر بهمن اکبری انجام شد. در این‌جا بر خود فرض می‌دانم تا از حمایت های معاونت دانشجویی، مرکز مشاوره و معاونت آموزشی دانشگاه گیلان صمیمانه قدردانی نمایم. همچنین از اساتید محترمی که در ارزیابی محتوا ما را یاری کردند و تمامی دانشجویانی که با صبر و حوصله پرسشنامه را تکمیل کردند، سپاسگزارم.

منابع فارسی

توکلی، محمدعلی. (۱۳۹۲). بررسی شیوع اهمال‌کاری تحصیلی در بین دانشجویان و ارتباط آن با ویژگی های جمعیت شناختی، ترجیح زمان مطالعه و هدف از ورود به دانشگاه. *فصلنامه روان‌شناسی تربیتی*، ۲۸(۹)، ۱۲۲-۱۰۰. http://jep.atu.ac.ir/article_2480.html

حاجی‌زاده، ابراهیم. اصغری، محمد. (۱۳۹۰). **روش‌های و تحلیل‌های آماری با نگاه به روش تحقیق در علوم زیستی و بهداشتی.** جهاد دانشگاهی. چاپ اول.
http://www.isba.ir/MainPage.aspx?ID=6646&kind=6&bcode=54

حبیب‌پور، کرم.، صفری، رضا. (۱۳۸۸). **راهنمای جامع کاربرد SPSS در تحقیقات پیمایشی (تحلیل داده های کمی)**. چاپ دوم، تهران، موسسه راهبرد پیمایش و انتشارات متفکران.
https://www.gisoom.com/book/1634662

1- Item Response Theory

حق‌شناس، حسن. (۱۳۷۸). هنجاریابی آزمون شخصیتی نئو، فرم تجدیدنظر شده. *مجله روان‌پزشکی و روان‌شناسی بالینی ایران*، ۴ (۴)، ۳۸-۴۸.

http://ijpcp.iums.ac.ir/browse.php?a_id=1757&sid=1&slc_lang=fa

سواری، کریم. (۱۳۹۰). ساخت و اعتباریابی آزمون اهمال کاری تحصیلی. *فصلنامه اندازه گیری تربیتی*، ۲(۵)، ۱-۱۵.

http://jem.atu.ac.ir/article_2660.html

شاهرخی، مسلم. نصری، صادق. (۱۳۹۳). بررسی ارتباط کمال گرایی و اضطراب امتحان با اهمال‌کاری تحصیلی در دانشجویان. *اندیشه های نوین تربیتی*،۱۰(۲)، ۱۸۵-۱۶۳.

http://jontoe.alzahra.ac.ir/article_373.html

کرمی، داود. (۱۳۸۸). میزان شیوع اهمال‌کاری در دانشجویان و ارتباط آن با با اضطراب و افسردگی. *مجله اندیشه و رفتار*، ۴(۱۳)، ۲۵-۲۴.

مرتضایی، زینب. (۱۳۹۰). **بررسی شیوع اهمال‌کاری تحصیلی در دانشجویان دانشگاه فردوسی و رابطه آن با راهبردهای یادگیری و مهارت‌های حل مساله**. پایان نامه کارشناسی ارشد، رشته روان-شناسی تربیتی، دانشگاه فردوسی مشهد.

ملک افضلی، حسین.، مجدزاده، سیدرضا.، فتوحی، اکبر.، توکلی، سامان. (۱۳۸۳). **روش‌شناسی پژوهش‌های کاربردی در علوم پزشکی**. چاپ اول، تهران، انتشارات دانشگاه علوم پزشکی تهران؛ ص ۳۰۸-۳۱۰.

http://tumspress.tums.ac.ir/books/detail.asp?bookID=63

References

Aitken, M. E. (1983). **A Personality Profile of the College Student Procrastinator**.

Amali, S., Chowdhury, S., & Pychyl, T. A. (2017). The Relation between Affect Intensity and Procrastination. *PSICOLOGIA DI COMUNITA'*.

Anastasi, A. (1982). **Psychological testing** (5th ed.). New York: Macmillan.

Argiropoulou, M. I. , Sofianopoulou, A. , & Kalantzi-Azizi, A. (2016). The Relation Between General Procrastination and Health Behaviors: What Can We Learn from Greek Students? In *Procrastination, Health, and Well-Being* (pp. 143-160). Academic Press.

Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological bulletin*, *107*(2), 238-246.

Bentler, P. M., & Chou, C. P. (1987). Practical issues in structural modeling. *Sociological Methods & Research*, *16*(1), 78-117.

Bernstein, I. H. , & Nunnally, J. (1994). Psychometric theory. *New York: McGraw-Hill*.

Blunt, A., & Pychyl, T. A. (2005). Project systems of procrastinators: A personal project-analytic and action control perspective. *Personality and Individual Differences*, *38*(8), 1771-1780.

Choi, J. N., & Moran, S.V. (2009). Why not procrastinate? Development and validation of a new Active Procrastination Scale. *The Journal of Social Psychology*, *149*(2), 195-211.

Costa, P. T., & McCrae, R. R. (1988). Personality in adulthood: a six-year longitudinal study of self-reports and spouse ratings on the NEO Personality Inventory. *Journal of personality and social psychology*, *54*(5), 853-863.

Costa, P. T., McCrae, R. R., & Revised, N. E. O. (1992). Personality Inventory and NEO Five-Factor Inventory: Professional Manual. *FL: Psychological Assessment Resources*.

Ferrari, J. R. (1995). Perfectionism cognitions with nonclinical and clinical samples. *Journal of Social Behavior and Personality*, 10, 143-156.

Flett, A. L. , Haghbin, M. , & Pychyl, T. A. (2016). Procrastination and depression from a cognitive perspective: An exploration of the associations among procrastinatory automatic thoughts, rumination, and mindfulness. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, *34*(3), 169-186.

Flett, G. L., Hewitt, P. L., & Martin, T. R. (1995). Dimensions of perfectionism and procrastination. In *Procrastination and task avoidance* (pp. 113-136). Springer, Boston, MA.

Haghbin, M. (2015). **Conceptualization and operationalization of delay. For degree of philosophy in psychology**. Carleton University, Ottawa, Canada.

Janssen, J. (2015). **Academic procrastination: Prévalence among high school and undergraduate students and relationship to academic achievement**.

Klingsieck, K. B. (2013). Procrastination: When Good Things Don't Come to Those Who Wait. *European Psychologist*, 18, 24-34. http://dx.doi.org/10.1027/1016-9040/a000138

Lawshe, C. H. (1975). A quantitative approach to content validity 1. *Personnel psychology*, *28*(4), 563-575.

Lay, C. H. (1986). At last, my research article on procrastination. *Journal of Research in Personality*, 20, 474-495.

Mann, L., Burnett, P., Radford, M., & Ford, S. (1997). The Melbourne Decision Making Questionnaire: An instrument for measuring patterns for coping with decisional conflict. *Journal of Behavioral Decision Making*, 10, 1-19.

McCown, W., & Johnson, J. (1989). Differential arousal gradients in chronic procrastination. *Paper presented at the American Psychological Association*, Alexandria, VA.

Meier, A. , Reinecke, L. , & Meltzer, C. E. (2016). "Facebocrastination"? Predictors of using Facebook for procrastination and its effects on students' well-being. *Computers in Human Behavior*, *64*, 65-76.

Milgram, N., & Toubiana, Y. (1999). Academic anxiety, academic procrastination, and parental involvement in students and their parents. British *Journal of Educational Psychology*, 69, 345-361.

Murphy, S. (2016). **The relationship between stress, self-efficacy and procrastination in traditional and non-traditional students**.

Rabin, L. A. , Fogel, J. , & Nutter-Upham, K. E. (2011). Academic procrastination in college students: The role of self-reported executive function. *Journal of clinical and experimental neuropsychology*, *33*(3), 344-357.

Rice, K. G., Richardson, C. M., & Clark, D. (2012). Perfectionism, procrastination, and psychological distress. *Journal of counseling psychology*, 59(2), 288.

Rothblum, E. D., Solomon, L. J., & Murakami, J. (1986). Affective, cognitive, and behavioral differences between high and low procrastinators. *Journal of Counseling Psychology*, 33, 387-394.

Schouwenburg, H. C. (1992). Procrastinators and fear of failure: An exploration of reasons for procrastination. *European Journal of Personality*, 6, 225-236.

Schouwenburg, H. C. (1995). **Academic procrastination: Theoretical notions, measurement, and research**. In J. R. Ferrari & J. L. Johnson (Eds.), Procrastination and task avoidance: Theory, research, and treatment. The Plenum series in social/clinical psychology (pp. 71-96). New York: Plenum Press.

Schouwenburg, H. C., & Lay, C. H. (1995). Trait procrastination and the Big Five factors of personality. *Personality & Individual Differences, 18*, 481-490

Senecal, C., Koestner, R., & Vallerand, R. J. (1995). Self-regulation and academic procrastination. *The journal of social psychology*, *135*(5), 607-619.

Sirois, F. M. (2007). "I'll look after my health, later": A replication and extension of the procrastination–health model with community-dwelling adults. *Personality and Individual Differences*, *43*(1), 15-26.

Sirois, F. M. (2015). Is procrastination a vulnerability factor for hypertension and cardiovascular disease? Testing an extension of the procrastination–health model. *Journal of Behavioral Medicine*, *38*(3), 578-589.

Sirois, F. M. , & Kitner, R. (2015). Less adaptive or more maladaptive? A meta-analytic investigation of procrastination and coping. *European Journal of Personality*, *29*(4), 433-444.

Sirois, F. M. , & Pychyl, T. A. (Eds.). (2016). **Procrastination, health, and well-being**. Academic Press. .

Sirois, F. M. , & Tosti, N. (2012). Lost in the moment? An investigation of procrastination, mindfulness, and well-being. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, *30*(4), 237-248.

Sirois, F. M. , Melia-Gordon, M. L. , & Pychyl, T. A. (2003). "I'll look after my health, later": An investigation of procrastination and health. *Personality and Individual Differences*, *35*(5), 1167-1184.

Sirois, F. M. (2014). Procrastination and stress: Exploring the role of self-compassion. *Self and Identity*, *13*(2), 128-145.

Solomon, L. J., & Rothblum, E. D. (1984). Academic procrastination: Frequency and cognitive-behavioral correlates. *Journal of counseling psychology*, *31*(4), 503.

Stead, R. , Shanahan, M. J. , & Neufeld, R. W. (2010). "I'll go to therapy, eventually": Procrastination, stress and mental health. *Personality and Individual Differences*, *49*(3), 175-180.

Steel, P. (2007). The nature of procrastination: A meta-analytic and theoretical review of quintessential self-regulatory failure. *Psychological bulletin*, *133*(1), 65.

Steel, P. (2010). Arousal, avoidant and decisional procrastinators: Do they exist?. *Personality and Individual Differences*, *48*(8), 926-934.

Steel, P. (2002). **The nature of procrastination**. http://pdfs. Semanticscholar.org

Steel, P. , & Ferrari, J. (2013). Sex, education and procrastination: an epidemiological study of procrastinators' characteristics from a global sample. *European Journal of Personality*, *27*(1), 51-58.

Steel, P. , & Klingsieck, K. B. (2016). Academic procrastination: Psychological antecedents revisited. *Australian Psychologist*, *51*(1), 36-46.

Svartdal, F., & Steel, P. (2017). Irrational delay revisited: examining five procrastination scales in a global sample. *Frontiers in psychology*, *8*, 1927.

Svartdal, F., Pfuhl, G., Nordby, K., Foschi, G., Klingsieck, K. B., Rozental, A., ... & Rębkowska, K. (2016). On the measurement of procrastination: comparing two scales in six European countries. *Frontiers in psychology*, 7, 1307.

Tice, D. M., & Baumeister, R. F. (1997). Longitudinal study of procrastination, performance, stress, and health: The costs and benefits of dawdling. *Psychological science*, *8*(6), 454-458.

Tuckman, B. W. (1991). The development and concurrent validity of the Procrastination Scale. *Educational and Psychological Measurement*, 51, 473-480.

Van Eerde, W. (2003). A meta-analytically derived nomological network of procrastination. *Personality and individual differences*, *35*(6), 1401-1418.

Velicer, W. F., & Fava, J. L. (1998). Affects of variable and subject sampling on factor pattern recovery. *Psychological methods*, *3*(2), 231-251.

Verešová, M. (2013). Procrastination, stress and coping among primary school teachers. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, *106*, 2131-2138.

Westland, J. C. (2010). Lower bounds on sample size in structural equation modeling. *Electronic commerce research and applications*, *9*(6), 476-487.

World Health Organization. (2009). Process of translation and adaptation of instruments. *http://www. who. int/substance_abuse/research_tools/translation/en/*.