

ساخت و اعتباریابی آزمون سهل‌انگاری اجتماعی در مردان شهر تهران To Construction and Validation of the Social Procrastination Scale in Tehran City's Males

Majid Saffarinia
Sodeh Tavakkoli

مجید صفاری‌نیا*
سوده توکلی**

Abstract

This research was done to construct and validate social procrastination scale in Tehran City's males. In order to study the reliability and validity of social procrastination scale sample of 828 employed married men with diploma and higher, ages 20 to 45 years, in Tehran were selected by cluster sampling. Scale was conducted on the sample and data were analyzed by SPSS. For examining reliability through test-retest method, pearson correlation coefficient $r=.8$ was obtained . and internal consistency using Cronbach's alpha coefficient was 0.85. For examining validity of scale , exploratory factor analysis (PC), by using varimax rotation, confirmed the two factors and consequently this scale was divided to two subscales as "self-attention" and "indifference". Since this research has been done on males, results indicating two factors of "self-attention" and "indifference" have good reliability and validity in male population of Tehran City, It is recommended to conduct a study like this on females to counteract the gender effect in findings.

Keywords: construction, validation, social procrastination, males

چکیده

پژوهش حاضر به منظور ساخت و اعتباریابی آزمون سهل‌انگاری اجتماعی در مردان شهر تهران انجام گرفت. به منظور بررسی اعتبار و روایی مقیاس سهل‌انگاری اجتماعی نمونه‌ای شامل ۸۲۸ مرد شاغل و متأهل دیپلم و بالاتر ۲۰ تا ۴۵ ساله شهر تهران با روش نمونه‌گیری خوشه‌ای انتخاب شدند. مقیاس بر روی گروه نمونه اجرا گردید و داده‌های حاصل از اجرای پرسشنامه توسط نرم افزار SPSS مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. جهت بررسی پایایی از طریق روش بازآزمایی ضریب همبستگی پیرسون معادل ۰/۸ به دست آمد و همسانی درونی مقیاس با استفاده از آلفای کرونباخ ۰/۸۵ بود. جهت بررسی روایی مقیاس از روش تحلیل عاملی اکتشافی استفاده شد. نتایج تحلیل مولفه‌های اصلی (PC) با استفاده از چرخش واریماکس وجود دو عامل را تایید کرد و در نتیجه مقیاس به دو خرده‌مقیاس "توجه به خود" و "بی‌تفاوتی" تفکیک شد. از آنجا که این پژوهش بر روی مردان انجام شده است، نتایج به دست آمده که نشان دهنده دو عامل "توجه به خود" و "بی‌تفاوتی" است از اعتبار و روایی خوبی در جامعه مردان شهر تهران برخوردار می‌باشد، لذا برای خنثی نمودن تاثیر جنسیت در یافته‌ها پیشنهاد می‌شود مشابه این مطالعه بر روی جامعه زنان نیز صورت گیرد.

واژه‌های کلیدی: ساخت، اعتباریابی، سهل‌انگاری اجتماعی، مردان

email: m.saffarinia@yahoo.com

* عضو هیات علمی دانشگاه پیام نور

** کارشناس ارشد روانشناسی. دانشگاه پیام نور

Received: 5 Des 2013

Accepted: 21 Oct 2014

پذیرش: ۹۳/۷/۲۹

دریافت: ۹۳/۹/۱۴

مقدمه

رشد روزافزون جوامع به گونه‌ای است که بیش از هر زمان دیگری به تشریک مساعی و مسئولیت‌پذیری همه اعضای جامعه نیاز است. در جوامعی که مسیر رشد به سرعت طی شده است، تمام اعضای جامعه باید وظیفه خود را به خوبی انجام دهند تا رشد اجتماع تحقق یابد. در برخی جوامع، افراد نه برای رشد شخصی برنامه دارند و نه برای رشد جامعه. این مسئله دلایل زیادی دارد که یکی از آنها سهل‌انگاری اجتماعی است. سهل‌انگاری به عنوان الگوی زندگی تعریف می‌شود که از طریق رفتار ناکارآمد در موقعیت تصمیم‌گیری، تنظیم اولویت‌ها، برنامه‌ریزی و اجرای برنامه در یک یا بیشتر موقعیت‌های زندگی مشخص می‌شود و منبع آشفتگی شخصی تلقی می‌گردد (فاران، ۲۰۰۴). در تعریف دیگر، سهل‌انگاری به عنوان تاخیرانداختن به امید کاری غیرمنطقی تعریف شده که شخص از انجام آن طفره می‌رود و در واقع سهل‌انگاری به معنای تاخیر غیرمنطقی رفتار است (سایینی و سیلور، ۱۹۸۲؛ به نقل از وان ارد، ۲۰۰۳). تعریف لغوی سهل‌انگاری به معنای "به تاخیرانداختن" است؛ یعنی فرد به عمد تصمیم می‌گیرد که کاری را بعدا انجام دهد (مثلاً، تصمیم خود را تا چهارشنبه بعد به تاخیر می‌اندازد). این نمونه‌ای از به تاخیرانداختن برنامه‌ریزی شده است (درآیدن و نینان، ۲۰۰۲). سهل‌انگاری به معنای تاخیر در شروع یا تکمیل یک عمل هدفمند است (فراری و همکاران، ۲۰۰۶). بلیس^۱ (۱۹۸۳، به نقل از فاران، ۲۰۰۴) اشاره می‌کند، سهل‌انگاری به تاخیر انداختن چیزی است که شما در دل خود می‌دانید بایستی همین الان به جای یک لحظه دیگر انجام شود.

سهل‌انگاری اجتماعی به معنای کم‌کاری شخص در گروه است که بر اثر کاهش مسئولیت وی در قبال تلاش فردی خویش ایجاد می‌شود. سهل‌انگاری اجتماعی باعث کاهش و افت عملکرد گروه می‌شود (فراری و همکاران، ۲۰۰۵). کیدول و بنت (۱۹۹۳) معتقدند که تنبلی (اتلاف) اجتماعی^۲ و سهل‌انگاری اجتماعی ویژگی‌های یکسانی دارند، چرا که هر یک از آنها شخصی را توصیف می‌کنند که حداکثر تلاش ناشی از انگیزش یا شرایط را به خرج نمی‌دهد. یکی از نخستین گزارش‌های ثبت شده در مورد تنبلی اجتماعی توسط پژوهشگر آلمانی به نام رینگلمن^۳ در سال ۱۹۱۳ صورت گرفته است (اینکهام، لوینگر، گریوس و پکهام، ۱۹۷۴). اثر رینگلمن نشان دهنده رابطه معکوس بین اندازه گروه و میزان تلاش انجام شده است. رینگلمن در یک آزمایش طناب کشی دریافت که به موازات افزایش تعداد اعضای گروه، عملکرد کلی گروه کاهش پیدا می‌کند (به نقل از لین، ۲۰۰۸). تنبلی اجتماعی تمایل به کاهش تلاش فرد هنگام فعالیت در گروه است، در مقایسه با زمانی که آن فعالیت را به تنهایی انجام

^۱ - Bliss

^۲ - social loafing

^۳ - Ringelmann

ساخت و اعتباریابی آزمون سهل‌انگاری اجتماعی در مردان شهر تهران

می‌دهد (ویلیامز و کارائو، ۱۹۹۱). سهل‌انگاری هنگامی اتفاق می‌افتد که فرد فعالیت لازم را انجام نمی‌دهد، اما از منافع گروهی بهره‌مند می‌شود (آلبانز و ون فلیت، ۱۹۸۵؛ جونز، ۱۹۸۴). در سال‌های اخیر پژوهشگران مطالعات خود درباره تنبلی اجتماعی را بر پایه نظریه‌های انگیزشی بنا نهاده‌اند و شمار زیادی از پیش‌بینی‌کننده‌های بالقوه را مشخص کرده‌اند که فقدان همانندسازی فرد با گروه (ویلیامز و همکاران، ۱۹۸۱)؛ فقدان مبارزه طلبی و منحصر به فرد بودن همکاری فرد (هارکینز و پتی، ۱۹۸۲)؛ درگیری ذاتی کم (بریکنر، هارکینز و اوستروم، ۱۹۸۶؛ جورج، ۱۹۹۲)؛ جهت‌گیری فردگرا (واگنر، ۱۹۹۵)؛ انسجام گروهی کم (کارائو و ویلیامز، ۱۹۹۷) و فقدان ارزیابی همتایان (دروسکات و ولف، ۱۹۹۹) از آن جمله‌اند (لیدن، وین، جاوورسکی و بنت، ۲۰۰۴). با وجود اینکه مفهوم سهل‌انگاری حدود ۴۰ سال موضوع داغ روانشناسی بوده است، اما در جامعه ما خیلی مطرح نشده و ابزار مناسبی جهت سنجش سهل‌انگاری اجتماعی موجود نبوده است، لذا در این پژوهش به ساخت و اعتباریابی آزمون سهل‌انگاری اجتماعی پرداخته می‌شود.

روش

طرح پژوهش حاضر از نوع زمینه‌یابی بود. کلیه مردان متأهل و شاغل و ساکن شهر تهران، جامعه آماری پژوهش حاضر بودند. ۸۲۸ مرد با تحصیلات دیپلم و بالاتر و دامنه سنی ۲۰ تا ۴۵ سال به عنوان نمونه از مناطق ۱، ۲، ۳، ۴، ۵، ۷، ۸ و ۹ (بر پایه پنج بخش غرب، شرق، مرکز، جنوب و شمال) شهر تهران با روش نمونه‌گیری خوشه‌ای تصادفی انتخاب شدند.

ابزار

ابزار پژوهش حاضر مقیاس محقق ساخته سهل‌انگاری اجتماعی با ۲۷ گویه پنج گزینه‌ای بود که نمره گذاری آنها بر اساس مقیاس لیکرت به صورت همیشه، اغلب، گاهی، به ندرت و هرگز انجام می‌شود. این پرسشنامه ابتدا بر روی یک گروه نمونه اولیه (۵۰ نفری) که به طور تصادفی از مردان شهر تهران انتخاب شدند، اجرا و ضریب آلفای کرونباخ ۰/۷۳ بوده است که نشانه همسانی درونی گویه‌های این پرسشنامه است. برای تعیین روایی، از دو روش روایی صوری و روایی سازه استفاده شد. جهت تعیین روایی صوری از نظر کارشناسان و اساتید و جهت تعیین روایی سازه از روش تحلیل عاملی داده‌ها استفاده گردید.

یافته‌ها

مشخصه‌های آماری گویه‌ها شامل میانگین و انحراف استاندارد هر گویه، همراه ضریب همبستگی آن با کل مجموعه ۲۷ گویه ای و ضریب آلفای کرونباخ در صورت حذف هر گویه برآورد شد. اعتبار کل مجموعه ۲۷ گویه ای برابر با ۰/۸۲ برای نمونه (۸۲۸ نفر) به دست آمد. همبستگی هر گویه با نمره کل نشان داد که گویه‌های ۲۲ و ۲۳ دارای ضریب همبستگی منفی و ضعیفی هستند، حتی با معکوس کردن آنها این همبستگی افزایش نیافت. بنابراین، ضریب اعتبار پرسشنامه پس از حذف گویه‌های ضعیف و منفی مجدداً محاسبه شد و برابر با ۰/۸۵ به دست آمد (جدول ۱). روش بازآزمایی پس از دو هفته در یک نمونه ۸۰ نفری از گروه نمونه اصلی اجرا شد. نتیجه نشان داد که ضریب همبستگی پیرسون برابر با ۰/۸۰ و در سطح کمتر از ۰/۰۰۱ معنادار است. به این ترتیب، می‌توان نتیجه گرفت که مقیاس سه‌ل انگاری از اعتبار و پایایی کافی برخوردار است. به منظور برآورد روایی از دو روش روایی صوری و روایی سازه استفاده شد. این مقیاس بر اساس نظریات مرتبط با سه‌ل انگاری، پرسش‌های متعددی که سه‌ل انگاری را در ابعاد گوناگونی از جمله فردی، تحصیلی، شغلی- سازمانی و اجتماعی می‌سنجند، طراحی شد. بعد از یافتن مجموعه‌ای از پرسش‌های مناسب، این پرسشنامه برای چندین استاد صاحب نظر در این حوزه فرستاده شد و نظر آنها در اصلاح و تکمیل آن لحاظ شد و اساتید مربوطه این پرسشنامه را تایید کردند. جهت تعیین روایی سازه از روش تحلیل عاملی داده‌ها استفاده شد تا از این طریق معلوم شود که مجموعه پرسش‌های ابزار مذکور در مقیاس وسیع از چه عواملی اشباع شده‌اند. به منظور اجرای روش تحلیل مولفه‌های اصلی^۱ و اثبات این نکته که ماتریس همبستگی داده‌ها در جامعه صفر نیست، آزمون کرویت بارتلت^۲ به کار رفت. مقدار^۳ KMO برابر با ۰/۹۰ و سطح معنادار بودن مشخصه آزمون کرویت بارتلت نیز کمتر از ۰/۰۰۰۱ بود. علاوه بر این، خروجی‌های اولیه نیز نشان داد که مقدار دترمینان ماتریس همبستگی، عددی غیرصفر و مقادیر قطری در ماتریس پادتصویر همبستگی‌ها و مقادیر KMO برای هر متغیر بالاتر از ۰/۵ است، یعنی نیازی به حذف هیچ کدام از گویه‌ها نیست. بنابراین، بر پایه هر دو ملاک می‌توان نتیجه گرفت که اجرای تحلیل عاملی بر اساس ماتریس همبستگی حاصل در گروه نمونه مورد مطالعه، قابل توجیه است.

^۱- principal Components

^۲- Bartlett's test of sphericity

^۳- Kaiser-Meyer-olkin Measure of Sampling Adequacy

ساخت و اعتباریابی آزمون سهیل انگاری اجتماعی در مردان شهر تهران

جدول ۱: میانگین، واریانس و همبستگی هر گویه با کل مقیاس و ضریب آلفا در صورت حذف هر گویه در مقیاس ۲۵ گویه‌ای

گویه	میانگین	انحراف استاندارد	همبستگی با نمره کل	آلفای کرونباخ در صورت حذف گویه
۱	۱/۲۶	۱/۱۲	-/۳۵	-/۸۳
۲	۱/۲۴	۱/۱۱	-/۱۳	-/۸۳
۳	۱/۹۳	۱/۳۹	-/۳۵	-/۸۳
۴	۱/۷۱	۱/۳۱	-/۲۶	-/۸۳
۵	۱/۳۳	۱/۱۵	-/۴۶	-/۸۲
۶	۱/۶۲	۱/۳۷	-/۲۶	-/۸۳
۷	۱/۷	۱/۳	-/۲۵	-/۸۳
۸	۱/۳۵	۱/۱۶	-/۴۸	-/۸۲
۹	۱/۳۵	۱/۱۶	-/۵۵	-/۸۲
۱۰	۱/۷۹	۱/۳۴	-/۳۷	-/۸۲
۱۱	۱/۴۲	۱/۱۹	-/۴۴	-/۸۲
۱۲	۲/۰۲	۱/۴۲	-/۳۶	-/۸۳
۱۳	۱/۸۷	۱/۳۷	-/۲۵	-/۸۳
۱۴	۱/۸۶	۱/۳۶	-/۳۵	-/۸۳
۱۵	۱/۳	۱/۱۴	-/۵۶	-/۸۲
۱۶	۲	۱/۴۲	-/۳۵	-/۸۳
۱۷	۱/۶۳	۱/۲۸	-/۴۱	-/۸۲
۱۸	۱/۴۵	۱/۲۱	-/۵۴	-/۸۲
۱۹	۱/۴۵	۱/۲۱	-/۵۵	-/۸۲
۲۰	۱/۶۵	۱/۲۸	-/۴۵	-/۸۲
۲۱	۱/۳۹	۱/۱۸	-/۳۵	-/۸۳
۲۴	۱/۰۴	۱/۰۲	-/۴۷	-/۸۲
۲۵	۱/۳۵	۱/۱۶	-/۴۳	-/۸۲
۲۶	۱/۱	۱/۱	-/۵	-/۸۲
۲۷	۲/۲۳	۲/۲۳	-/۱۴	-/۸۴

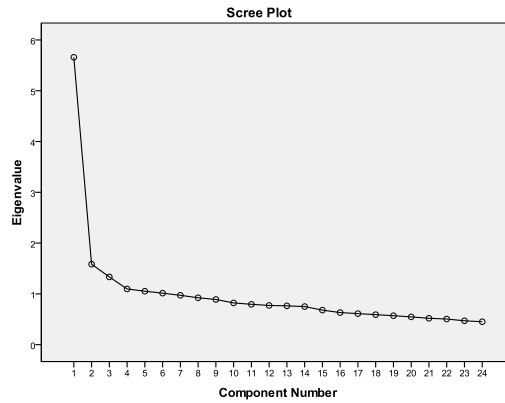
تعیین این مطلب که ابزار سنجش مورد مطالعه، به بیان دقیق‌تر مجموعه گویه‌ها از چند عامل اشباع شده، سه شاخص عمده مورد توجه قرار گرفت:

- ۱- ارزش ویژه^۱
- ۲- نسبت واریانس تبیین شده توسط هر عامل
- ۳- نمودار چرخش^۲ یافته ارزش‌های ویژه یا نمودار سنگریزه^۳ (صخره‌ای).

^۱- Eigen Value

^۲- Rotation

^۳- Screen plot



شکل ۱- نمودار صخره‌ای مقادیر ویژه برای تعیین عوامل مقیاس سهل انگاری

مشخصه‌های آماری اولیه بر اساس اجرای تحلیل مولفه‌های اصلی (PC) در جدول ۲ نشان می‌دهد که ارزش‌های ویژه دو عامل، بزرگتر از یک است و درصد پوشش واریانس مشترک بین متغیرها برای این دو عامل روی هم ۲۹/۰۶٪ کل است. عامل یکم با ارزش ویژه ۵/۶۸ در حدود ۲۲/۷۲٪ و عامل دوم با ارزش ویژه ۱/۵۸ در حدود ۶/۳۴٪ از کل واریانس را تبیین می‌کنند. از شکل ۱ نمودار صخره‌ای نیز می‌توان استنباط کرد که سهم عامل یکم در واریانس کل متغیرها چشمگیر و از سهم بقیه عامل‌ها کاملاً متمایز است. افزون بر این، از عامل دوم به بعد نیز شیب نمودار برش یافته و تقریباً هموار می‌شود.

جدول ۲: درصد واریانس و درصد تراکمی واریانس و مقادیر ویژه هر یک از دو عامل

عامل	ارزش ویژه	درصد واریانس	درصد واریانس تراکمی
۱	۵/۶۸	۲۲/۷۲	۲۲/۷۲
۲	۱/۵۸	۶/۳۴	۲۹/۰۶

نتایج محاسبه میزان اشتراک^۱ هر گویه نیز نشان داد که کمترین میزان اشتراک برابر با ۰/۳۷ و متعلق به گویه ۱۱ (وقتی قرار است به مهمانی یا تفریح دست جمعی بروم معمولاً آخرین نفر هستم) و بیشترین میزان اشتراک برابر با ۰/۵۹ و متعلق به گویه ۱۳ (برای اخذ معاینه فنی وسیله نقلیه شخصی ام به موقع اقدام می‌کنم) است. همچنین، میزان اشتراک اکثر گویه‌ها بالاتر از ۰/۳۱ است. به منظور ساده‌سازی

^۱- Communalities

ساخت و اعتباریابی آزمون سهل‌انگاری اجتماعی در مردان شهر تهران

استخراج عامل‌ها و نام‌گذاری آنها از روش‌های چرخش متمایل^۱ (ابلیمین مستقیم و پروماکس^۲) و چرخش متعامد واریماکس استفاده شد. نتایج چندین بار چرخش عاملی به شیوه‌های مختلف نشان داد که عامل‌های استخراج شده از روش چرخش پروماکس دارای ساختار مناسب‌تری است، دلیل استفاده از این نوع چرخش این است که انتظار می‌رود بین عامل‌ها همبستگی وجود داشته باشد (جدول ۳).

جدول ۳: ماتریس عاملی چرخش یافته مقیاس سهل‌انگاری به شیوه پروماکس

عامل ۲	عامل ۱	گویه
-.۴۷		۱
-.۴۱		۲
-.۶۳		۳
		۴
-.۷۳		۵
-.۴۱		۶
-.۳۶		۷
-.۵۷		۸
	-.۴۷	۹
	-.۶۴	۱۰
-.۵۲		۱۱
	-.۵۹	۱۲
-.۴۵		۱۳
	-.۴۵	۱۴
	-.۵۲	۱۵
	-.۶۴	۱۶
	-.۱۶	۱۷
	-.۷۵	۱۸
	-.۵۹	۱۹
	-.۵۶	۲۰
-.۴۲		۲۱
-.۵۲		۲۴
	-.۱۴	۲۵
	-.۱۶	۲۶
		۲۷

^۱-Oblique

^۲-Direct Oblimin & Promax

همبستگی بین عامل‌ها نیز ۰/۵۵ بدست آمد. برای انتخاب گویه‌های هر عامل، بار عاملی بالاتر از ۰/۳۵ در نظر گرفته شد و چنانکه در جدول ۲ مشاهده می‌شود دو عامل استخراج شد که این دو عامل جمعاً ۲۹/۰۶٪ از واریانس کل را تبیین می‌کنند. این دو عامل تحت عنوان "توجه به خود" و "بی تفاوتی" نامگذاری شدند. همان طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود، گویه‌های ۴ و ۲۷ روی هیچ کدام از عامل‌ها بارگذاری نشده‌اند، بنابراین از مقیاس حذف می‌شوند.

بحث و نتیجه‌گیری

سهل‌انگاری هزینه‌های زیادی به دنبال دارد؛ به عنوان مثال، عدم پرداخت به موقع قبوض، مالیات و ... باعث جریمه‌شدن فرد می‌شود یا سهل‌انگاری در انجام تکالیف مدرسه یا دانشگاه نظیر تحویل مقاله یا تحقیق سبب گرفتن نمرات پایین در پایان سال تحصیلی می‌شود و یا عدم انجام آزمایش‌های دوره‌ای در زنان و مردان باعث بروز سرطان‌ها و یا حملات قلبی می‌شود. در تمامی موارد ذکر شده، افراد سهل‌انگار به صورت هدفمند انجام عملی ضروری را تا آخرین لحظه به تاخیر می‌اندازند (به نقل از فراری و همکاران، ۲۰۰۵). این تمایل به تعویق انداختن کارها نه تنها پیامدهای منفی در زندگی تحصیلی آنان دارد، بلکه در کیفیت زندگی آنان نیز موثر است (به نقل از مون^۱، ۲۰۰۰). در نتیجه در اغلب موارد، سهل‌انگاری نوعی فقر در عملکرد فردی است که با عملکرد اجتماعی فرد تداخل می‌کند (به نقل از دویت و اسکوونبورگ^۲، ۲۰۰۲). با توجه به مطالب مطرح شده، هدف این پژوهش ساخت آزمون سهل‌انگاری اجتماعی و اعتباریابی آن می‌باشد. بررسی همبستگی گویه‌های (از ۰/۱۳ تا ۰/۵۶) مقیاس سهل‌انگاری با نمره کل نشان داد که به غیر از گویه‌های ۲، ۶، ۷، ۱۳ و ۲۷ بقیه گویه‌ها همبستگی بالای ۰/۳ با نمره کل دارند.

جهت بررسی پایایی مقیاس از روش بازآزمایی و ضریب آلفای کرونباخ استفاده شد. بررسی همسانی درونی از طریق آلفای کرونباخ نشان داد که دو گویه ۲۲ و ۲۳ با بقیه گویه‌ها دارای همبستگی ضعیف و منفی است که با حذف آنها و محاسبه مجدد، ضریب آلفای کرونباخ به ۰/۸۵ افزایش یافت. بازآزمایی پس از دو هفته بر روی یک نمونه ۸۰ نفری از گروه نمونه اصلی نشان داد که ضریب همبستگی پیرسون برابر با ۰/۸۰ و در سطح کمتر از ۰/۰۰۱ معنادار است. به این ترتیب، می‌توان نتیجه گرفت که مقیاس سهل‌انگاری از پایایی کافی برخوردار است.

¹ - Moon

² - Dewitte & Schouwenburg

ساخت و اعتباریابی آزمون سهل‌انگاری اجتماعی در مردان شهر تهران

جهت تعیین روایی مقیاس از دو روش روایی صوری و روایی سازه استفاده شد. جهت تعیین روایی صوری از نظر کارشناسان و اساتید و جهت تعیین روایی سازه از روش تحلیل عاملی داده‌ها استفاده شد تا از این طریق معلوم شود که مجموعه گویه‌های ابزار مذکور در مقیاس وسیع از چه عواملی اشباع شده‌اند. این مقیاس بر اساس نظریات مرتبط با سهل‌انگاری و با استفاده از پرسشنامه‌های متعددی که سهل‌انگاری را در ابعاد گوناگون فردی، تحصیلی، شغلی - سازمانی و اجتماعی می‌سنجند، طراحی شد. بعد از یافتن مجموعه‌ای از گویه‌ها یا پرسش‌های مناسب، این مقیاس برای چندین استاد صاحب نظر در این حوزه فرستاده شد و نظر آنها در اصلاح و تکمیل آن لحاظ گردید و اساتید مربوطه این پرسشنامه را تایید کردند.

KMO شاخص کفایت نمونه برداری است و مقادیر همبستگی مشاهده شده را با مقادیر همبستگی جزئی نشان می‌دهد. این اندازه، آزمون مقدار واریانس درون داده‌هاست که می‌تواند توسط عوامل تبیین شود. مقادیر کوچک **KMO** بیانگر آن است که همبستگی بین زوج متغیرها نمی‌تواند توسط متغیرهای دیگر تبیین شود؛ هر چه مقدار **KMO** به یک نزدیکتر باشد، بهتر است. سری و کایزر (۱۹۷۷) معتقدند که وقتی **KMO** بزرگتر از $0/6$ باشد به راحتی می‌توان تحلیل عاملی را انجام داد و هر چه این مقدار بیشتر باشد، کفایت نمونه‌برداری بیشتر خواهد بود. در این پژوهش، مقدار $KMO = 0/904$ و $p < 0/05$ است که به عنوان مقیاسی برای توانایی عاملی بودن قابل پذیرش است. بنابراین، بر پایه هر دو ملاک می‌توان نتیجه گرفت که اجرای تحلیل عاملی بر اساس ماتریس همبستگی حاصل در گروه نمونه مورد مطالعه، قابل توجیه است. علاوه بر این، خروجی‌های اولیه نیز نشان داد که مقدار دترمینان ماتریس همبستگی، عددی غیرصفر و مقادیر قطری در ماتریس پادتصویر همبستگی‌ها برای هر متغیر بالاتر از $0/5$ است، یعنی نیازی به حذف هیچ کدام از متغیرها نیست. برای تعیین این مطلب که ابزار سنجش مورد مطالعه و به بیان دقیق‌تر مجموعه گویه‌ها از چند عامل اشباع شده‌اند، سه شاخص عمده مورد توجه قرار گرفت: ۱- ارزش ویژه ۲- نسبت واریانس تبیین شده توسط هر عامل ۳- نمودار چرخش یافته ارزش‌های ویژه یا نمودار سنگریزه (صخره‌ای). مشخصه‌های آماری اولیه بر اساس اجرای روش تحلیل مولفه‌های اصلی (PC) به دست آمد. نتایج میزان اشتراکات هر گویه نشان داد که کمترین میزان اشتراک برابر با $0/366$ و متعلق به گویه ۱۱ (وقتی قرار است به مهمانی یا تفریح دست جمعی بروم معمولاً آخرین نفر هستم) و بیشترین میزان اشتراک برابر با $0/587$ و متعلق به گویه ۱۳ (برای اخذ معاینه فنی وسیله نقلیه شخصی ام به موقع اقدام می‌کنم) است. همچنین، میزان اشتراک اکثر گویه‌ها بالاتر از $0/31$ بود. اشتراکات تعیین می‌کنند که چه مقدار از واریانس هر متغیر به وسیله تحلیل تبیین می‌شود. جدول کل واریانس تبیین شده به وسیله راه‌حل تحلیل عاملی، اولین بخش پرونداد است که تایید می‌کند چند عامل چه مقدار از واریانس را تبیین می‌کنند. در این پژوهش، نتایج این جدول نشان داد که

بعد از چرخش ارزش‌های ویژه، دو عامل بزرگتر از ۳ است و درصد پوشش واریانس مشترک بین متغیرها برای این دو عامل روی هم تقریباً ۳۰ درصد کل واریانس است که در این میان عامل یکم با ارزش ویژه ۵/۶۸ تقریباً ۱۶/۵۱ درصد و عامل دوم با ارزش ویژه ۱/۵۸ تقریباً ۶/۳۴ درصد از کل واریانس را تبیین می‌کنند. از نمودار صخره‌ای (سنگریزه) نیز می‌توان استنباط کرد که سهم عامل یکم در واریانس کل متغیرها چشمگیر و از سهم بقیه عامل‌ها کاملاً متمایز است. افزون بر این، از عامل دوم به بعد نیز شیب نمودار کمتر شده و تقریباً هموار می‌شود. به منظور ساده‌سازی استخراج عامل‌ها و نامگذاری آنها از روش‌های چرخش متعامد واریماکس استفاده شد. نتایج چندین بار چرخش عاملی به شیوه‌های مختلف نشان داد که عامل‌های استخراج شده در هر سه روش تقریباً با یکدیگر یکسان هستند. ماتریس عاملی که بر اثر چرخش واریماکس به وجود آمد، نشان داد که گویه‌های ۴ و ۲۷ بر روی هیچ کدام از عامل‌ها بارگذاری نشده‌اند و باید از مقیاس حذف شوند. گویه‌های ۱۰، ۱۲، ۱۴، ۱۶، ۱۷، ۱۸، ۱۹، ۲۰، ۲۵، ۲۶ روی عامل اول و گویه‌های ۱، ۲، ۳، ۵، ۶، ۷، ۸، ۱۱، ۱۳، ۲۱ روی عامل دوم بارگذاری شده‌اند. همچنین، برخی گویه‌ها- نظیر گویه‌های ۹، ۱۵ و ۲۴ بر روی هر دو عامل بارگذاری شده‌اند. مقادیر به دست آمده اختلاف قابل توجهی با یکدیگر داشتند؛ بنابراین این گویه‌ها دارای قدرت تشخیص بوده و نیازی به حذف آنها نبود و هر عاملی را که دارای بیشترین مقدار است، شناسایی می‌کنند. با توجه به گویه‌ها، عامل اول را بی تفاوتی و عامل دوم را توجه به خود نامگذاری می‌کنیم. چون این مقیاس اولین بار در جامعه ایرانی اجرا شده است، حداقل بار عاملی یعنی ۰/۳۵ برای آن در نظر گرفته شد. داده‌ها با چرخش واریماکس تحلیل شدند، شاخص‌های توانایی عاملی شدن خوب بودند و ماتریس باقی مانده‌ها تایید می‌کند که راه‌حل، راه حل خوبی بوده است. گویه‌های این پرسشنامه دو عامل اصلی "توجه به خود" و "بی‌تفاوتی" را می‌سنجند. گویه‌های ۱ و ۲ و ۳ و ۵ و ۷ و ۸ و ۱۱ و ۱۳ و ۲۱ و ۲۴ عامل بی‌تفاوتی را می‌سنجند و خرده‌مقیاس "بی‌تفاوتی" را تشکیل می‌دهند. گویه‌های ۹ و ۱۰ و ۱۲ و ۱۴ و ۱۵ و ۱۶ و ۱۷ و ۱۸ و ۱۹ و ۲۰ و ۲۵ و ۲۶ عامل توجه به خود را می‌سنجند و خرده‌مقیاس "توجه به خود" را تشکیل می‌دهند.

Reference

- Albanese, R., & Van Fleet, D.D. (1985). Rational Behavior in Groups: The Free-Riding Tendency. *Academy of Management Review*, 10(2), pp. 244-255.
- Dewitte, S., & Schouwenburg, H.C. (2002). Procrastination, temptation and incentives: The straggle between the present and the future in procrastinators and the punctual. *European Journal of Personality*, 16, pp.469-489.
- Dryden, W. & Neenan, M. (2002). *Life coaching: A cognitive-behavioral approach*. Brunner-Routledge, England.
- Farran, B. (2004). Predictors of academic procrastination in college students, M.Sc. thesis, department of Psychology, *Fordham University*.

- Ferrari, J.R., Doroszko, E., & Joseph, N. (2005). Exploring procrastination in corporate setting: sex, status, and setting for arousal and avoidance types. *Individual Differences Research*, 3(2), pp.140-149.
- Ferrari, J.R., Mason, C.P. & Hammer, C. (2006). Procrastination as a predictor of task perceptions, examining delayed and non-delayed tasks across varied deadlines. *Individual Differences Research*, 4(1), pp.28-36.
- Ingham, A.G., Levinger, G., Graves, J., & Peckham, V. (1974). The Ringelmann effect: Studies of group size and group performance. *Journal of Personality and Social Psychology*, 10, pp.371-384.
- Jones, G.R. (1984). Task visibility, free riding, and shirking: Explaining the effect of structure and technology on employee behavior. *Academy of Management Review*, 9, pp.684-695.
- Kidwell, R.E., & Bennett, N. (1993). Employee propensity to withhold effort: A conceptual model to intersect three avenues of research. *Academy of Management Review*, 18(3), pp.429-456.
- Liden, R.C., Wayne, S.J., Jaworski, R.A., & Bennett, N. (2004). Social loafing: A field investigation. *Journal of Management*, 30(2), pp.285-304.
- Lin, P.H. (2008). A research on social loafing and students' cultural orientations in ESL/EFL classroom, MSc. Thesis, *Ming Chuan University*.
- Moon, S. (2000). Exploring the dynamic nature of procrastination: A latent growth curve analysis of academic procrastination. *Personality and Individual Differences*, 38, pp.297-309.
- Van Eerde, W. (2003). A meta-analytically derived nomological network of procrastination. *Personality and Individual Differences*, 35, pp.1401-1418.
- Williams, K.D., & Karau, S.J. (1991). Social loafing and social compensation. The effects of expectations of co-worker performance. *Journal of Personality and Social Psychology*, 61, pp.570-581.