

ساخت و استانداردسازی مقیاس اهمال کاری سازمانی

Development and Standardization of Organizational Procrastination Scale

Majid Saffarinia

مجید صفاری‌نیا*

Zahra Amirkhani Razlighi

زهرا امیرخانی رازلیقی**

Abstract

The aim of this study was to develop and standardize Organizational Procrastination Scale. In this regard 503 employees from different organizations in Tehran were selected through multi-stage sampling method. The results of test-retest and internal consistency of this scale revealed that the test-retest and Cronbach's alpha reliability coefficients were 0.75 and 0.89, respectively. The positive correlation coefficient between Organizational Procrastination Scale and Scale of Society Procrastination confirmed the concurrent validity ($0.63, p \leq 0.01$). The results of exploratory factor analysis showed that more than 47% of variance of organizational procrastination was explained, indicating the good construct validity of the scale. Principal component analysis with oblimin rotation confirmed a three factors solution. Confirmatory factor analysis with acceptable goodness of fit indices confirmed the 3 factors solution. Regarding to the findings it is concluded that the organizational procrastination is a reliable and valid scale and can be used for measurement of procrastination.

چکیده

ساخت و استانداردسازی مقیاس اهمال‌کاری سازمانی هدف این پژوهش بود. این مطالعه از جمله پژوهش‌های اکتشافی و توسعه‌ای-کاربردی است. داده‌ها از مقیاس‌های محقق‌ساخته اهمال‌کاری سازمانی و سهل‌انگاری اجتماعی در نمونه‌ای با حجم ۵۰۳ نفر که به صورت تصادفی چندمرحله‌ای از بین کارکنان سازمان‌های استان تهران انتخاب شدند، به دست آمد و با استفاده از تحلیل عامل اکتشافی و تأییدی بررسی شدند. ضرایب پایایی بازآزمایی و همسانی درونی کل مقیاس به ترتیب برابر با ۰/۷۵ و ۰/۸۹ بود. ضریب همبستگی نمره کل این مقیاس با مقیاس سهل‌انگاری اجتماعی ۰/۶۳ محاسبه شد که بیانگر روایی همگرای مناسب مقیاس محقق‌ساخته است. تحلیل عاملی گویه‌ها از نوع اکتشافی برای بررسی روایی سازه، بیانگر این بود که بیش از ۴۷ درصد واریانس نمرات با مقیاس ساخته‌شده، تبیین می‌شود. پس از چرخش عوامل، همبستگی میان هر گویه با هر عامل در بهترین حالت مشخص شد، که بر اساس آن سه عامل نام‌گذاری شدند. تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که مدل سه عاملی این مقیاس در جامعه موردنظر برازش دارد. می‌توان از این مقیاس معتبر و روا برای سنجش و بررسی اهمال‌کاری سازمانی استفاده کرد.

Keywords: standardization, organizational procrastination

کلیدواژگان: استانداردسازی، اهمال‌کاری سازمانی

* استاد گروه روان‌شناسی اجتماعی، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران

** کارشناسی ارشد روان‌شناسی اجتماعی، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران (نویسنده مسئول)

مقدمه

یکی از بیشترین پدیده‌های مورد مطالعه در پیشینه پژوهش‌های سازمانی؛ نحوه تجربه و پاسخ کارکنان به مطالبات^۱ کاری آنهاست (Swider & Zimmerman, 2010). بنابراین شناخت خصوصیات و ویژگی‌های نیروی انسانی و عوامل مؤثر بر کارآیی آنان، جهت بکارگیری هر چه مطلوب‌تر این سرمایه سازمانی از دغدغه‌های رهبران و مدیران تمامی سازمان‌ها بوده و می‌باشد. یکی از مقوله‌های مهمی که نقش بسزایی در میزان کارآیی، اثربخشی و همچنین سلامت جسمی و روانی افراد دارد، اهمال‌کاری^۲ است.

اهمال‌کاری به‌طور گسترده یک موضوع جالب بین‌رشته‌ای است که از امور مالی و سرمایه‌گذاری (افرادی که از معامله و خرید و فروش طفره می‌روند) تا سلامتی (افرادی که در ویزیت شدن توسط پزشک تأخیر می‌کنند) در بر می‌گیرد. اهمال‌کاری در مرکز برخی از مشکلات اجتماعی قرار دارد (Steel, 2010). استفاده از واژه اهمال‌کاری سابقه طولانی دارد که اغلب آن ثبت نشده است. کلمه اهمال‌کاری در سال ۱۶۰۰ به گونه رایجی استفاده شده است. نقل قول‌های منفی در مورد این مفهوم تا سال ۱۸۰۰ به کار نرفته است. شاید برای گذشتگان (اهمال‌کاری) به معنای اتخاذ تصمیمات زیرکانه بوده است؛ که چه زمانی عملی را انجام ندهند و معنای آن را در مقابل مفاهیمی نظیر انجام عجولانه و بدون دوراندیشی می‌دانستند (Ferrari, Johnson, & McCown, 1995). نخستین تحلیل تاریخی واقعی در زمینه اهمال‌کاری توسط مدرن متمایز کرد، که صرفاً به کشورهای پیشرفته مربوط است، جایی که در آنجا برنامه‌ریزی، ضروری و واجب است. در نتیجه، جوامع توسعه‌نیافته چندان تحت تأثیر قرار نمی‌گیرند.

اهمال‌کاری شکلی از امتناع است که فرد تمایل به انجام کار دارد ولی کار را تا آخر برای رسیدن به هدف دنبال نمی‌کند (Owens, Bowman, & Dill, 2008). برخی اهمال‌کاری را به اشتباه معادل طفره‌روی^۳ می‌دانند، در حالی که این دو با هم تفاوت دارند؛ زیرا در طفره‌روی فرد خودش میلی برای انجام کار ندارد، در حالی که اهمال‌کاری به تأخیر انداختن و جایگزین کردن تکالیف فردی با انجام فعالیت‌های غیرضروری دیگر است. در اهمال‌کاری فرد غالباً کاری را

1- demands

2- procrastination

3- loafing

انجام می‌دهد و خودش را مشغول نگه می‌دارد تا از انجام تکلیفی که باید در آن زمان انجام شود و اولویت دارد، اجتناب کند (Fayyazi & Kaveh, 2009). اهمال کاری یک مسئله عمومی است که به‌ویژه در بین بزرگسالان جوان رایج است. در حدود ۲۰ درصد از مردان و زنان برای رویدادهای زندگی روزمره مانند پرداخت صورتحساب، برنامه‌ریزی برای مسائل بهداشت شخصی اهمال کاری می‌کنند. این آمار نشان می‌دهد که اهمال کاری در بین قشر خاصی از مردم شیوع ندارد، بلکه در بین تمام اقشار جامعه رایج است (Ferrari & Tice, 2000).

اهمال کاری سازمانی به اعتقاد (Lumen 1993, cited in Spada, Hiou, & Nikcevic, 2006) اهمال کاری مربوط به کار است که به‌عنوان الگوی پایا یا دوره‌ای توصیف می‌شود که در آن فردی که قادر است کار را انجام دهد، به‌طور مکرر از آغاز به موقع و اتمام تکالیف یا فعالیت‌های کاری که باید در قالب یک مدت معین انجام شود، از انجام آن امتناع می‌کند. اهمال کاری شغلی به تأخیر انداختن هدفمند شروع یا تکمیل تکالیف مختلف شغلی است. اهمال کاری مزمن اغلب توسط کارکنان سفیدپوست گزارش می‌شود (Ferrari, Harriott, & Zimmerman, 1999). به‌طور تخمینی ۱۵ تا ۲۰ درصد بزرگسالان استخدام‌شده اهمال کار مزمن هستند (Owens et al., 2008).

اهمال کاری به گونه‌های متفاوتی در محیط کار تجلی می‌یابد که از آن جمله می‌توان به نگرانی، بحران‌سازی، پرخاشگری، حواس‌پرتی، بیزاری از تکلیف، ابهام و سردرگمی در انجام امور اشاره کرد (Ariely & Klaus, 2002; Neenan, 2008; Steel, 2007). از دیگر ویژگی‌های کارکنان سازمان‌هایی که افراد آن مبتلا به اهمال کاری هستند، می‌توان به این موارد اشاره کرد: ۱. ترک کار، غیبت از کار و عدم موفقیت، افت عملکرد و کارایی (Bels, 2000, Translation) ۲. تأخیر در انجام تکلیف، اتلاف وقت و نگرش منفی (Steel, 2007)، ۳. کاهش بهره‌وری، نارضایتی، معطل کردن مراجعان، کاهش انگیزه کارکنان، افزایش غیبت و افزایش جابجایی کارکنان در بین واحدهای کاری (Hank, 2006, cited in Khosravi, 2009). خجالتی بودن، تنبلی، تردید و دودلی، بی‌تفاوتی، ترس، تفکر منفی، اسراف، هدف‌های مبهم، تصویر ذهنی ضعیف و بسیاری از خصوصیات از این قبیل، پیشرفت ما را محدود می‌سازند، اما مکانیزمی که موانع بازدارنده از طریق آن عمل می‌کنند، اغلب اهمال کاری است. علاوه بر مباحث نظری متفاوت که حاصل پژوهش‌های متعدد در این زمینه است، چندین مقیاس برای سنجش ابعاد گوناگون اهمال کاری بدین شرح ساخته شده است: ۱. پرسشنامه

اهمال‌کاری تصمیمی^۱ (DPQ): توسط Mann (1982, cited in Steel, 2007). ۲. مقیاس اندازه‌گیری اهمال‌کاری دانش‌آموزان^۲ (PASS) (cited in Solomon and Rothblum (1984) این مقیاس به‌طور وسیعی برای اندازه‌گیری اهمال‌کاری تحصیلی مورد استفاده قرار گرفته است. این فرم دارای ۲۷ ماده است که جنبه‌های شناختی و رفتاری اهمال‌کاری را به‌طور متوالی ارزیابی می‌کند (Rakes & Dunn, 2011). ۳. مقیاس اهمال‌کاری عمومی^۳ (GPS): توسط Lay (1986, cited in Steel, 2007). ۴. فهرست اهمال‌کاری بزرگسالان^۴ (AIP): توسط McCown and Johnsons (1989, cited in Steel, 2007).

با توجه به آنچه بیان شد، چارچوب نظری این پژوهش شامل سه قسمت است: ۱. خودتنظیمی^۵: عدم توان حذف کارهای غیرضروری و برداختن به ماهیت اصلی کار، عدم توان تمایز بین اولویت‌ها یعنی اهداف کوتاه‌مدت و بلندمدت، گسیج شدن توسط امور دیگر و مشکل در زمینه برآورد صحیح زمان، ۲. باورهای غیرمنطقی^۶: کمال‌گرایی و دلیل‌تراشی. کمال‌گرایی در برگیرنده نظرات رویکرد شناختی-رفتاری حاصل از کارهای Ellis and Knaus (1996, Translation by Farjad, 2007) درباره نظام فکری غیرمنطقی است، و دلیل‌تراشی در سیستم فکری فروید به‌عنوان یک مکانیسم دفاعی برای حفاظت از خود در برابر اضطراب است که باعث اهمال‌کاری یا همان دوری از انجام تکلیف می‌شود، ۳. خودشکوفایی^۷: رشد خود (تلاش برای پیدا کردن اهداف مطلوب، تأخیر در امور مرتبط با شغل و فرصت‌های اجتماعی)، محافظت شخصی (تأخیر در کارهای مرتبط با سلامتی، نظافت شخصی، کارهای منزل، امور مالی) و پایبندی به تعهدات (امیدواریم قول‌هایی که به آن‌ها داده‌ایم فراموش نکنند).

(Saffarinia and Amirkhani (2016) نتایج نشان داد که بین اهمال‌کاری سازمانی (و ابعاد آن) با فرسودگی شغلی (و ابعاد آن) رابطه معنی‌داری وجود دارد. در پژوهش Beheshti, Ghadimi Moghadam and Haj Hosseini (2017) نشان دادند که فرسودگی شغلی با خودتنظیمی

-
- 1- Decisional Procrastination Questionnaire (DPQ)
 - 2- Procrastination Assessment Scale-Students
 - 3- General Procrastination Scale
 - 4- Adult Inventory of Procrastination
 - 5- self- regulation
 - 6- irrational belief
 - 7- self- development

دارای رابطه منفی و معنی دار بوده و با اهمال کاری رابطه مثبت و معنی دار داشت. با توجه به قدمت مباحث نظری در زمینه اهمال کاری، حوزه‌های آن و نظرات صاحب نظرانی همچون Hersey, Blanchard and Johnsons (1996)، موفقیت سازمان‌ها و محیط‌های کاری بستگی کامل به استفاده کارآمد از منابع نیروی انسانی برپایه علوم رفتاری دارد و این چالشی است که به گونه‌ای فزاینده سرپرستان، مدیران و دست‌اندرکاران امور کار و سازمان‌ها را به خود مشغول داشته است، اهمیت توجه علمی به این مقوله بیشتر احساس می‌شود. در این راستا، پژوهش حاضر برای دستیابی به ابزاری بومی، معتبر و روا در جامعه کارکنان، انجام شده است تا پایه‌ای برای تحقیقات جدید در این زمینه بنا شود.

روش

جامعه آماری، نمونه و روش نمونه‌گیری

پژوهش حاضر با توجه به هدف اصلی آن که ساخت مقیاس اهمال کاری سازمانی است، عمدتاً متوجه نوآوری در فرایندها، ابزارها و محصولات است و در قلمرو پژوهش‌های توسعه‌ای^۱ قرار می‌گیرد و از آنجا که نتایج حاصل از پژوهش حاضر در رفع نیازها به کار می‌آید (Habib Pourgati & Safari Shali, 2011)، در حوزه پژوهش‌های کاربردی نیز قرار می‌گیرد. همچنین با توجه به مسئله اصلی پژوهش که استانداردسازی یا به عبارتی اعتباریابی و رواسازی پرسشنامه اهمال کاری سازمانی است، پژوهش حاضر جزء پژوهش‌های اکتشافی است.

جامعه آماری این پژوهش، شامل کلیه کارکنان زن و مرد استان تهران، شاغل در تمامی سطوح سازمانی ارگان‌ها، مؤسسات و ... دولتی و خصوصی با مدرک تحصیلی دیپلم و بالاتر بودند. معیار ورود آزمودنی‌ها در این تحقیق، کارکنان اداری خارج از وظایف خدماتی بود. این پژوهش در دو مرحله، مطالعه مقدماتی و اجرای نهایی انجام شد. با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی چندمرحله‌ای، ابتدا مناطق ۱، ۳، ۶، ۱۰ و ۱۲ انتخاب و از هر منطقه نیز سازمان‌هایی برای نمونه‌گیری انتخاب شدند. ۴۹/۵ درصد از شرکت‌کنندگان در پژوهش زن و ۴۸/۳ درصد از آنان مرد بودند. همچنین بیشتر شرکت‌کنندگان ۳۶ تا ۴۰ سال داشتند که ۲۳/۷

1- developmental research

درصد از کل نمونه پژوهش را تشکیل می‌دادند. از نظر تحصیلی به ترتیب نزولی ۴۱/۲ درصد لیسانس، ۲۰/۳۶۵ درصد دیپلم، ۱۶/۷ فوق لیسانس، ۱۵/۵ فوق دیپلم و ۲/۸ درصد دکتری داشتند. اکثریت افراد نمونه پژوهشی با میزان ۷۴/۸ درصد متأهل بوده و ۲۳/۵ درصد مجرد بودند. در بررسی سابقه شغلی نمونه مورد نظر، اکثریت شرکت‌کنندگان (۳۰/۲ درصد) ۱۱ تا ۱۵ سال سابقه شغلی داشته که با اکثریت ۶۷/۶ درصد در سطح سازمانی غیرمدیر مشغول به کار بودند.

ابزار پژوهش

مقیاس محقق‌ساخته اهمال‌کاری سازمانی که برای اندازه‌گیری سطح اهمال‌کاری سازمانی کارکنان در محل کار، طراحی شده و شامل ۲۵ گویه با مقیاس پاسخگویی لیکرت ۵ درجه‌ای (کاملاً موافقم تا کاملاً مخالفم) است که از ۱ تا ۵ نمره‌گذاری می‌شود. این مقیاس به‌طور خلاصه با طی مراحل که ذکر می‌شود، تهیه شد: ۱. برای ساخت این مقیاس ابتدا چارچوب نظری اهمال‌کاری سازمانی تعریف شد، ۲. با توجه به چارچوب تعیین‌شده و ارائه تعاریف عملیاتی از آن‌ها، ۵۰ ماده جهت سنجش اهمال‌کاری سازمانی طرح شد، ۳. پس از تهیه ماده‌ها و بررسی روایی صوری آن‌ها، فرم تجربی مقیاس با ۳۰ گویه تنظیم شد، ۴. در مرحله مطالعه مقدماتی، ابتدا پرسشنامه در نمونه ۴۵ نفری از کارکنان (۲۵ زن و ۲۰ مرد)، اجرا و پس از برآورد همسانی درونی سوالات و ضریب پایایی آزمون از طریق آلفای کرونباخ، تعداد ۵ گویه که همبستگی کمتر از ۰/۳۰ با کل آزمون داشتند، شناسایی و حذف شدند. ۵. حضور ۲۵ ماده پس از تعیین ضریب پایایی آزمون در نمونه اصلی قطعی شد. ۶. به منظور بررسی پایایی از طریق بازآزمایی، مقیاس در یک نمونه تصادفی ۵۰ نفری (۱۸ زن و ۳۲ مرد)، در فاصله زمانی ۳ هفته، دو بار اجرا شد، ۷. برای بررسی روایی همگرا، مقیاس محقق‌ساخته همراه با مقیاس سهل‌انگاری اجتماعی^۱ (Saffarinia, 2010)، بر روی یک نمونه تصادفی ۱۰۰ نفری (۵۸ زن و ۴۲ مرد)، اجرا شد. ۸. به منظور بررسی روایی سازه و شناسایی عوامل موجود در مواد آزمون از تحلیل عاملی اکتشافی به روش مؤلفه‌های اصلی استفاده شد. ۹. برای برازش مدل به دست آمده از تحلیل عاملی تأییدی در نرم‌افزار لیزرل استفاده شد.

1- Social Procrastination Scale

مقیاس سهل انگاری اجتماعی (Saffarinia, 2010) یک ابزار ۲۲ گویه‌ای برای اندازه‌گیری سهل انگاری اجتماعی افراد در زندگی روزمره می‌باشد که در مقیاس پاسخگویی لیکرت ۵ درجه‌ای (کاملاً موافقم تا کاملاً مخالفم)، از ۱ تا ۵ نمره‌گذاری می‌شود. (Saffarinia, 2010) میزان همبستگی این مقیاس را با استفاده از روش دو نیمه کردن برابر ۰/۶۲۹ گزارش کرد. اما این مقدار، تنها میزان همبستگی بین جمع‌های گویه‌ها در هر گروه را نشان می‌دهد. به عبارتی، این مقدار تنها ضریب پایایی برای نیمه‌های ابزار را نشان داده و مقدار پایایی کل ابزار را نشان نمی‌دهد. بنابراین به جای این مقدار، باید از مقدار ضریب اسپیرمن- براون استفاده کنیم. مقدار این ضریب برابر با ۰/۷۷۲ به دست آمد که نشان می‌دهد میزان پایایی ابزار اندازه‌گیری جهت سنجش شاخص سهل انگاری در حد بالایی است. همچنین ضریب آلفای کرونباخ کل مقیاس موردنظر را، در نمونه‌ای ۸۲۸ نفری از مردان شاغل در تهران، با سطح تحصیلات دیپلم و بالاتر برابر ۰/۸۴۵ محاسبه کرد. ضریب آلفای کرونباخ در خرده‌مقیاس بی تفاوتی برابر ۰/۷۰۷ و در خرده‌مقیاس برابر ۰/۸۲۱ می‌باشد که مقدار قابل قبولی است. (Amirkhani Razlighi, 2011) در پژوهشی با نمونه‌ای ۱۰۰ نفری از کارکنان متشکل از زنان و مردان در تمامی سطوح تحصیلی و سازمانی در تهران، ضریب آلفای کرونباخ برای مجموعه ۲۳ گویه‌ای کل مقیاس مورد نظر را برابر ۰/۸۵۱ محاسبه و گزارش کرد. در این پژوهش ضریب آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس بی تفاوتی ۰/۷۳۳ و برای خرده‌مقیاس توجه به خود ۰/۸۰۳ به دست آمد.

روایی این پرسشنامه از دو طریق روایی صوری و روایی سازه به دست آمده است. جهت روایی صوری از نظر کارشناسان و اساتید و جهت روایی سازه از روش تحلیل عاملی داده‌ها، استفاده شده است. بنابر پایه نتایج تحلیل عاملی مواد پرسشنامه با اجرای روش تحلیل عناصر اصلی (PC)، با چرخش واریماکس تعداد عامل‌هایی که مبنای تعیین مشخصه‌های نهایی قرار گرفت، دو عامل بود. چون این مقیاس اولین بار در جامعه ایرانی اجرا شده است، حداقل بار عاملی یعنی ۰/۳۵ (Hooman, 2001; Kaiser, 1958)، برای آن در نظر گرفته شد.

یافته‌ها

به منظور بررسی پایایی مقیاس اهمال کاری سازمانی (SOP) و خرده‌مقیاس‌های آن از دو روش همسانی درونی و بازآزمایی استفاده شد. به منظور بررسی پایایی بازآزمایی مقیاس، بر روی ۵۰ نفر (۱۸ زن و ۳۲ مرد) با فاصله زمانی ۳ هفته مجدداً اجرا شد. جدول ۱ ضرایب

آلفای کرونیخ کل و خرده‌مقیاس‌های SOP و ماتریس همبستگی بین خرده‌مقیاس‌های آن، همچنین ضرایب بازآزمایی نمره کل و خرده‌مقیاس‌های SOP را نشان می‌دهد.

جدول ۱. ضرایب آلفای کرونیخ و ماتریس همبستگی خرده‌مقیاس‌های SOP

ردیف	شاخص	میانگین	انحراف ضریب معیار	ضریب آلفا	ضریب بازآزمایی	۱	۲	۳	۴
۱	اهمال‌کاری سازمانی	۲/۶۵۶۷	۰/۰۲۴۶۶	۰/۸۹۲	۰/۷۵۰**	۱			
۲	ناکارآمدی	۲/۱۱۹۴	۰/۰۲۷۱۱	۰/۸۸۵	۰/۶۷۲**	۰/۶۶۹**	۱		
۳	تشویش ذهنی	۳/۰۷۲۰	۰/۰۳۰۴۴	۰/۷۹۰	۰/۷۳۴**	۰/۶۰۳**	۰/۴۴۱**	۱	
۴	بیزاری از تکلیف	۲/۷۷۸۸	۰/۰۳۵۲۱	۰/۵۵۹	۰/۶۴۵**	۰/۶۴۹**	۰/۵۲۲**	۰/۳۴۹**	۱

** p < ۰/۰۱

نتایج جدول ۱ حاکی از آن است که ضریب آلفای کرونیخ SOP برابر با ۰/۸۹ (p < ۰/۰۱) و ضرایب آلفای خرده‌مقیاس‌های آن بین ۰/۶۰ تا ۰/۸۸ است. بر اساس این جدول ضرایب بازآزمایی کل SOP، ۰/۷۵ (p < ۰/۰۱) و ضرایب خرده‌مقیاس‌های آن بین ۰/۶۴ تا ۰/۷۳ است. از جدول ماتریس همبستگی بین خرده‌مقیاس‌های SOP مشاهده می‌شود که ضرایب همبستگی بین سه خرده‌مقیاس SOP بین ۰/۴۰ تا ۰/۷۰ می‌باشد.

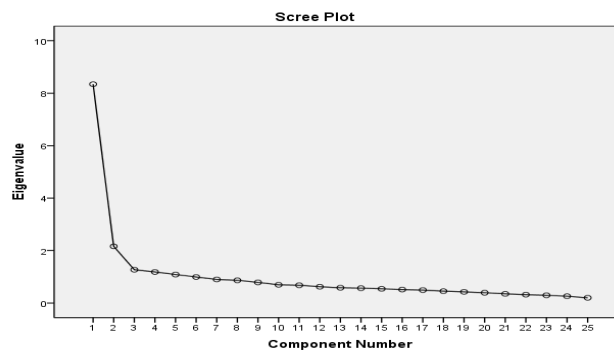
به منظور بررسی روایی همزمان SOP، این پرسشنامه همزمان با مقیاس سهل‌انگاری اجتماعی (SSP) بر روی ۱۰۰ نفر آزمودنی اجرا شد. در تحلیل نمرات مقیاس‌ها و خرده‌مقیاس‌های هر دو پرسشنامه وارد معادله همبستگی شدند. نتایج محاسبه این ضرایب همبستگی در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. ضرایب همبستگی مقیاس و خرده‌مقیاس‌های SOP با مقیاس و خرده‌مقیاس‌های SSP

آزمون	سهل‌انگاری اجتماعی (SSP)	بی‌تفاوتی	توجه به خود
اهمال‌کاری سازمانی (SOP)	۰/۶۶۳**	۰/۶۲۶**	۰/۵۱۳**
ناکارآمدی	۰/۶۷۵**	۰/۶۷۲**	۰/۵۳۷**
تشویش ذهنی	۰/۱۰۳	۰/۱۸۲	۰/۰۵۹
بیزاری از تکلیف	۰/۳۹۱**	۰/۳۱۸**	۰/۳۷۲**

** p < ۰/۰۱

چنانچه در جدول ۲ مشاهده می‌شود همبستگی بین نمره کل SOP و SSP برابر با ۰/۶۳ (p < ۰/۰۱) می‌باشد، که بیانگر روایی همگرایی بالای این پرسشنامه است. همبستگی خرده‌مقیاس‌های SOP به استثنای تشویش ذهنی با خرده‌مقیاس‌های SSP بین ۰/۳۱ تا ۰/۶۷ است. به منظور بررسی روایی سازه و شناسایی عوامل موجود در سؤالات آزمون از تحلیل عاملی اکتشافی به روش مؤلفه‌های اصلی استفاده شد. ابتدا کفایت نمونه‌برداری برای انجام دادن تحلیل عاملی آزمون شد. شاخص کفایت نمونه‌برداری با توجه به معنی‌دار بودن نتایج در سطح اطمینان ۹۹ درصد نشان داد که نمونه پژوهش برای تحلیل عاملی مناسب است (KMO = ۰/۹۰۳). نتایج آزمون کرویت بارتلت بیانگر همبستگی کافی بین سؤالات مقیاس است ($\chi^2_{(10)} = ۵۰۹۵/۴۱۹,۰$). بنابراین حداقل شرایط لازم برای انجام دادن تحلیل عاملی وجود دارد. به این ترتیب تحلیل عاملی داده‌ها به روش مؤلفه‌های اصلی انجام شد. برای تعیین تعداد عوامل از ملاک ارزش‌های ویژه، میزان اشتراک و نمودار اسکری استفاده شد. با توجه به ارزش‌های ویژه عوامل (مجموع مجذورات ضرایب عاملی ماده‌های موجود در هر عامل) ۵ عامل با ۵۶/۱۹۰ درصد از واریانس کل نمره‌ها بالای ارزش ویژه ۱ قرار گرفته و واریانس اهمال کاری سازمانی را تبیین می‌کنند. میزان اشتراک (شناخت سهم مجموعه عامل‌ها در تبیین واریانس هر گویه) مبین این بود که عامل‌ها توانسته‌اند از ۲۰ تا ۶۶ درصد از تغییرات متغیرها را تعیین کنند. نمودار اسکری (پیشنهاد تعداد تقریبی عامل‌های قابل استخراج در میان داده‌ها) (نمودار ۱)، تعداد ۳ عامل را در آزمون نمایش داد. بنابراین، با توجه به نمودار و اطلاعات حاصل از شاخص‌های قبلی، همه متغیرها برای انجام تحلیل عاملی جهت استخراج ۳ عامل، مناسب می‌باشند.



نمودار ۱. نمودار اسکری

به ندرت اتفاق می‌افتد که عامل‌های مشترک استخراج‌شده در راه‌حل اولیه دارای بار عاملی روشن برای متغیرهای مشاهده شده باشد. برخی اوقات تعدادی از متغیرهای مشاهده‌شده دارای دو یا سه بار عاملی متوسط خواهد بود که تفسیر الگوی عاملی را دشوار می‌سازد. در چنین مواردی، چرخش عامل‌ها از طریق یک انتقال خطی موجب می‌شود تا بار عاملی متغیر در یک سازه بیشینه و بار عاملی همان متغیر در سایر سازه‌ها کمینه شود. کاربرد هر روش چرخش دارای محدودیت‌ها و مزایایی است و تصمیم در این مورد بستگی به هدف پژوهش‌گر دارد (Hooman, 2001). بر این اساس برای رسیدن به ساختار ساده، متغیرها بر اساس ۳ عامل استخراج‌شده به روش متمایل (آبلیمن^۱) چرخش داده شدند. در جدول ۳ بارهای عاملی سؤالات بعد از چرخش ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج تحلیل عامل اکتشافی SOP

بیزاری از تکلیف		تشویش ذهنی		ناکارآمدی	
بار عاملی	شماره سؤال به ترتیبی بار نزولی	بار عاملی	شماره سؤال به ترتیبی بار نزولی	بار عاملی	شماره سؤال به ترتیبی بار نزولی
۰/۷۱۵	۱۷	۰/۷۷۴	۳	۰/۸۰۷	۲۱
۰/۶۳۷	۱۶	۰/۷۵۶	۴	۰/۷۴۵	۱۸
۰/۶۲۵	۲۰	۰/۶۲۲	۵	۰/۷۳۰	۱۵
۰/۵۶۱	۱۲	۰/۶۰۴	۶	۰/۷۳۰	۲۲
		۰/۵۸۱	۲	۰/۷۲۱	۱۱
				۰/۶۷۷	۲۵
				۰/۶۷۲	۲۳
				۰/۶۵۵	۱۰
				۰/۶۴۳	۱۹
				۰/۶۰۲	۱۳
				۰/۵۸۱	۹
				۰/۵۷۶	۲۴
				۰/۵۶۱	۷
				۰/۵۳۷	۸
				۰/۵۱۸	۱۴
				۰/۵۳۷	۱

1- oblman

همان‌طور که در جدول ۳ مشاهده می‌شود دامنه بارهای عاملی سؤالات از ۰/۳۵ تا ۰/۸۰ است. بالاترین بار عاملی مربوط به سؤال ۲۱ و پایین‌ترین بار عاملی مربوط به سؤال ۱ است. همچنین علاوه بر بارهای عاملی سؤالات مقیاس SOP، نام عوامل همراه با گویه‌های مربوطه ارائه شده است. نام‌گذاری عوامل یکی از دشوارترین مراحل تحلیل عاملی است. لازم است در مورد نام عامل‌ها بسیار محتاط بود و تا آنجا که امکان دارد شواهد زیادی درباره روایی سازه آن‌ها فراهم نمود. برای نمونه، چنانچه برای یک عامل یا متغیر، عنوان خودپنداره انتخاب شود، صرفاً با اختصاص این نام نمی‌توان مشخص کرد که این متغیر در واقع خودپنداره است و مطمئناً این عنوان، متغیر مورد مطالعه را به سایر متغیرهای دارای همین نام، شبیه نمی‌سازد (Hooman, 2009).

در پژوهش حاضر برای بررسی برازش مدل ۳ عاملی از تحلیل عاملی تأییدی با استفاده از نرم‌افزار لیزرل استفاده شد. در جدول ۴ شاخص‌های برازندگی و بارهای عاملی مدل ۳ عاملی ارائه شده است.

جدول ۴. شاخص‌های برازش ساختار هفت عاملی SOP در تحلیل عاملی تأییدی

AGFI	GFI	IFI	CFI	NNFI	NFI	RMR	RMSEA	df	χ^2
۰/۸۷	۰/۹۰	۰/۹۷	۰/۹۷	۰/۹۷	۰/۹۶	۰/۰۵۷	۰/۰۵۸	۲۵۵	۶۶۲/۷۱

همان‌طور که در جدول ۴ مشاهده می‌شود مقدار مجذورکای ۶۶۲/۷۱ از لحاظ آماری معنی‌دار است ($p = ۰/۰۰۰$) و نسبت مجذورکای به درجه آزادی مربوط ($df = ۲۵۵$) نیز برابر با ۲/۶۰ که تفاوت چندانی با ملاک‌های پیشنهادی (Byrne (1989) و Bentler (1990) ندارد. اما از آنجایی که این شاخص نسبت به حجم نمونه حساس است، از سایر شاخص‌های برازندگی استفاده شد. یکی از معتبرترین شاخص‌هایی که برای بررسی برازندگی مدل به کار می‌رود GFI است. هر چه میزان این شاخص به ۱/۰ نزدیک‌تر باشد، مدل با داده‌ها برازش بهتری دارد. شاخص ذکرشده در این مدل برابر ۰/۹۰ است، که نشان می‌دهد مدل با داده‌ها برازش دارد. شاخص بعدی، ریشه دوم برآورد واریانس خطای تقریب (RMSEA) در این مدل ۰/۰۵۸ است که اگر آن را با ۰/۰۸ که توسط (Brown and Codec (1993, cited in Hooman, 2009) به‌عنوان

بالاترین حد قابل قبول پیشنهاد شده است، مقایسه کنیم، نتیجه می‌گیریم مدل سه عاملی از برازندگی کاملی برخوردار است. شاخص دیگر، ریشه میانگین مجذور پس ماند (RMR) است که در این مدل برابر ۰/۰۵۷ و نسبتاً کوچک است، که این نیز بیانگر خطای ناچیز مدل و برازش قابل قبول آن است. از آنجا که یافتن یک مدل با برازش خوب نمی‌رساند که آن مدل تنها مدل، یا برای داده‌ها مدل بهینه است، شاخص‌های متعدد دیگری برای برازندگی مدل وجود دارد و برازش باید همزمان از منظر مشخصه‌های چندگانه برازندگی ارزشیابی شود. با توجه به جدول ۴، شاخص‌های برازندگی نرمال (NFI)، برازندگی نرمال نشده (NNFI)، برازندگی مقایسه‌ای (CFI)، برازندگی افزایشی (IFI) و برازندگی تعدیل شده (IGFI)، در این مدل دارای مقادیر حداقل ۰/۹۷ و ۰/۸۷ هستند، که نشان می‌دهد مدل اهمال‌کاری سازمانی از برازندگی کاملی برخوردار است.

بحث و نتیجه‌گیری

کمبود شواهد معتبر در زمینه‌های مختلف تعریف و اندازه‌گیری رضایت شغلی و نارسایی‌های موجود در تبیین دقیق و کامل ابعاد، جنبه‌ها و عوامل سازنده آن از یک سو و نیاز روزافزون سازمان‌ها به شناخت کامل کارکنان، نگرش‌ها و طرز تلقی آنان در محیط کار و میزان موفقیت سیاست‌ها و خط‌مشی‌های اجرایی برای بهبود و رشد سرمایه‌های انسانی از سوی دیگر، سبب شد تا پژوهش حاضر بر پایه هدف اصلی تهیه و استاندارد ساختن مقیاس اهمال‌کاری سازمانی طراحی و اجرا شود. از این طریق می‌توان علاوه بر یکپارچه‌ساختن و روشن‌نمودن جایگاه نظری اهمال‌کاری سازمانی و نیز میزان نفوذ و اهمیت متغیرهایی که در نظریه‌های مختلف به‌عنوان عوامل سازنده آن شناخته شده است، به ابزاری معتبر و روا برای تعیین تفاوت‌های فردی کارکنان، نقاط ضعف و قوت محیط کار در حوزه مدیریت منابع انسانی دست یافت.

از این رو بر پایه یک طرح نمونه‌برداری چندمرحله‌ای تعداد ۵۰۳ نفر از کارکنان شاغل در دستگاه‌های دولتی و خصوصی استان تهران برای ۴ مرحله پژوهش انتخاب شدند. گروه‌های نمونه از میان ۸ ارگان به‌صورت تصادفی تعیین شده بودند. ابزار پژوهش را ۲ فرم ۲۵ و ۲۳ سؤالی تشکیل می‌داد. اجرای پرسشنامه‌ها و گردآوری داده‌های پژوهش توسط پژوهشگر انجام

شد. نتایج حاصل از مرحله اول تعداد ۵ گویه را که همبستگی پایینی داشتند، حذف کرد. همچنین پایایی مقیاس محقق ساخته با روش بازآزمایی تأیید شد. نتایج مرحله دوم با اجرای تحلیل مؤلفه‌های اصلی و چرخش متمایل، مدل ۳ عاملی با ۲۵ گویه را برای مقیاس SOP تأیید کرد. برای به دست آوردن شواهد روایی همگرا، مقیاس SOP با مقیاس SSP اجرا و نتیجه حاصل تأیید شد.

مشخصات روان‌سنجی این مقیاس، حکایت از پایایی و روایی آن دارد، به گونه‌ای که می‌توان از آن برای دستیابی به اهداف علمی و پژوهشی استفاده نمود. اما محدودیت‌های زیر نیز باید مد نظر قرار گیرند: ۱. این آزمون دارای روایی صوری است، که به قول Thorndike (1917, cited in Hooman, 2009) ممکن است پاسخ‌های آزمودنی‌ها را در جهت خودارزیابی مثبت دچار سوگیری نماید، ۲. جامعه آماری پژوهش حاضر استان تهران بود. بنابراین نتایج آن را نمی‌توان به سایر نقاط تعمیم داد، ۳. پرسشنامه به صورت خودگزارش دهی بوده و احتمال سوگیری یا برداشت غلط پاسخ‌دهندگان از سؤالات وجود دارد. با توجه به این محدودیت‌ها و مشخصه‌های روان‌سنجی این آزمون پیشنهاد می‌شود که پژوهشگران دیگر به منظور کامل کردن این حرکت، روایی صوری سؤالات را تا حد امکان حذف نمایند تا پاسخ آزمودنی‌ها با کمترین سوگیری همراه باشد. همچنین به منظور به دست آوردن مقیاس استاندارد و جامع‌تر که مورد استفاده گسترده‌تر باشد، پژوهش با در اختیار گرفتن منابع (انسانی، مالی و ...) بیشتر در سطح وسیع‌تر اجرا شود تا قابلیت تعمیم‌پذیری نتایج نیز افزایش یابد. با توجه به این‌که عوامل استخراج شده تنها ۴۷ درصد از واریانس کل را تبیین می‌کند، پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های بعدی با افزایش تعداد گویه‌ها، قدرت تبیین عوامل بالاتر برود. به‌علاوه، پایایی بازآزمایی مقیاس مورد پژوهش می‌تواند، در فاصله زمانی بیشتر از ۳ هفته مورد بررسی قرار گیرد. با توجه به پایایی و روایی مناسب پرسشنامه ساخته‌شده، پیشنهاد می‌شود پژوهشگران در پی کشف روابط آن با دیگر متغیرهای سازمانی باشند، در زمینه اهمال کاری سازمانی در سازمان‌ها تحولی اساسی مبتنی بر اندازه‌گیری و ارزشیابی ایجاد شود. در این راستا پیشنهاد می‌شود شیوه‌های مؤثر برای غلبه بر آن در محیط‌های کاری در جهت افزایش بهره‌وری فردی و سازمانی مورد بررسی قرار گیرد. در مجموع مطالعات انجام‌شده در زمینه اهمال کاری سازمانی

و تأثیر آن بر شاخص‌های مختلف روان‌شناختی بسیار کم است که شاید به علت عدم همکاری کارکنان و یا سخت‌گیری در روند اجرای پژوهش در سازمان‌ها و ... که از محدودیت‌های این پژوهش هم بود، باشد.

References

- Amirkhani Razlighi, Z. (2012). *Production and standardization and normalization of Organizational Procrastination Questionnaire and Survey linkageits organizational procrastination with cognetive arouseal and employee's burnout*. M.A. Thesis Psycology, Payam Noor University, Tehran. (Persian)
- Ariely, D., & Klaus, W. (2002). Procrastination, deadlines, and performance: Self-control by precommitment. *Psychological Science, 13*(3), 219-224.
- Beheshti, M. R., Ghadimi Moghadam, G., & Haj Hosseini, M. (2017). The relationship between job burnout and self-regulation considering the mediating role of procrastination: An structural model. *Journal of Industrial and Organizational Psychology Studies, 4*(2), 85-97. (Persian)
- Bels, E. C. (2000). *Lazy psychology: A new step by step method to reduce delays*. Translation by M. Gharach Daghi (2010). Tehran: Cricle Publications. (Persian)
- Bentler, P. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin, 107*, 246-283.
- Byrne, B. M. (1989). *A primer of USREL: Basic applications and programming for confirmatory factor analysis models*. New York: Springer-Verlage.
- Ellis, A., & Knaus, W. J. (1996). *Over coming procrastination: Or how to think and act rationally in spite of life's inevitable hassles*. Translation by M. A. Farjad (2007). Tehran: Roshd Publications. (Persian)
- Fayyazi, M., & Kaveh, M. (2009). Tomorrow's syndrome; negligence and the task of the counselor. *Journal of Tadbir, 205*, 45-48. (Persian)
- Ferrari, J. R., & Tice, D. M. (2000). Procrastination as a self-handicap for men and women: A task-avoidance strategy in a laboratory setting. *Journal of Research in Personality, 34*(1), 73-83.
- Ferrari, J. R., Harriott, J. S., & Zimmerman, M. (1999). The social support networks of procrastinators: Friends or family in times of trouble?. *Personality and Individual Differences, 26*(2), 321-333.
- Ferrari, J. R., Johnson, J. L., & McCown, W. G. (1995). *Procrastination and task avoidance: Theory, research, and treatment*. New York: Plenum Press.
- Habib Pourgati, K., & Safari Shali, R. (2011). *SPSS comprehensive guide to survey*

- research (quantitative data analysis)*. Tehran: Motafakeran Publications. (Persian)
- Hersey, H., Blanchard, K., & Johnson, D. (1996). *Management of organizational behavior: Utilizing human resources* (7th ed.). Upper Saddle River, NJ: Prentice Hall.
- Hooman, H. A. (2001). *Multivariate data analysis in behavioral research*. Tehran: Pike Farhang Publications. (Persian)
- Hooman, H. A. (2009). *Structural equation modeling with Lisrel application*. Tehran: Samat Publications. (Persian)
- Khosravi, A. A. (2009). Investigating the relationship between job satisfaction of employees and their involvement in the education sector of Iran Trade Development Organization. *Quarterly Journal of Educational and Leadership Administration*, 3(2), 141-125. (Persian)
- Neenan, M. (2008). Tackling procrastination: An REBT perspective for coaches. *Journal of Rational-Emotive & Cognitive-Behavior Therapy*, 26, 53-62.
- Owens, S. G., Bowman, C. G., & Dill, C. A. (2008). Overcoming procrastination: The effect of implementation intentions. *Journal of Applied Social Psychology*, 38(2), 366-384.
- Rakes, G. C., & Dunn, K. E. (2011). The impact of online graduate students' motivation and self-regulation on academic procrastination. *Journal of Interactive online Learning*, 9(1), 78-93.
- Saffarinia, M. (2010). *Production and standardization and normalization of Social Laffing Questionary*. Payam Noor University, Tehran (Project). (Persian)
- Saffarinia, M., & Amirkhani, Z. (2016). The relationship between organizational procrastination and burnout in employees of public organizations in Tehran province. *Journal of Industrial and Organizational Psychology Studies*, 3(1), 41-56. (Persian)
- Solomon, L. J., & Rothblum, E. (1984). Academic procrastination: Frequency and cognitive-behavioral correlates. *Journal of Counseling Psychology*, 31(4), 503-509.
- Spada, M., Hiou, K., & Nikcevic, A. (2006). Metacognitions, emotions, and procrastination. *Journal of Cognitive Psychotherapy: An International Quarterly*, 20(3), 319-326.
- Steel, P. (2007). The nature of procrastination: A Meta-Analytic and Theoretical Review of Quintessential Self-Regulatory Failure. *Psychological Bulletin*, 133(1), 65-94.
- Steel, P. (2010). Arousal, avoidant and decisional procrastinators: Do they exist?. *Personality and Individual Differences*, 48(8), 926-934.

Swider, B. W., & Zimmerman, R. D. (2010). Born to burnout: A meta-analytic path model of personality, job burnout, and work outcomes. *Journal of Vocational Behavior*, 76(3), 487-506.



© 2018 by the authors. Licensee SCU, Ahvaz, Iran. This article is an open access article distributed under the terms and conditions of the Creative Commons Attribution-Non Commercial 4.0 International (CC BY-NC 4.0 license) (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/>)