مجله مطالعات روان‌شناسی صنعتی و سازمانی
۵۲-۳۷، (۱)۵، بهار و تابستان ۱۳۹۷
تاریخ دریافت مقاله: ۱۳۹۶/۰۷/۰۹
تاریخ پذیرش مقاله: ۱۳۹۷/۰٤/۳۱

Journal of Industrial and Organizational Psychology Studies
2018, 5(1), 37-52
Received: 1 October, 2017
Accepted: 22 July, 2018
DOI: 10.22055/jiops.2019.15578.1008

ساخت و استانداردسازی مقیاس اهمال‌کاری سازمانی

Development and Standardization of Organizational Procrastination Scale

مجید صفاری‌نیا*
زهرا امیرخانی رازلیقی**

Majid Saffarinia
Zahra Amirkhani Razlighi

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 به‌ترتیب برابر با ۰/۷۵ و ۰/۸۹ بود. ضریب همبستگی نمره کل این مقیاس با مقیاس سهل‌انگاری اجتماعی ۰/٦۳ 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 ٤۷ 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.

کلیدواژگان: استانداردسازی، اهمال‌کاری سازمانی

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 obliman 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.

Keywords: standardization, organizational procrastination

* استاد گروه روان‌شناسی اجتماعی، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران
** کارشناسی ارشد روان‌شناسی اجتماعی، دانشگاه پیام‌نور، تهران، ایران (نویسنده مسئول)
z.amirkhani@yahoo.com

مقدمه

یکی از بیشترین پدیده‌های مورد مطالعه در پیشینه پژوهش‌های سازمانی؛ نحوه تجربه و پاسخ کارکنان به مطالبات[1] 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[2] 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 Milgramet (1992, cited in Steel, 2007) انجام شد. او اهمال‌کاری را به‌عنوان ناخوشی 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[3] می‌دانند، در حالی‌که این دو با هم تفاوت دارند؛ زیرا در طفره‌روی فرد خودش میلی برای انجام کار ندارد، در حالی‌که 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 می دارد تا از انجام تکلیفی که باید در آن زمـان انجـام شود و اولویت دارد، اجتناب کند (Fayyazi & Kaveh, 2009). اهمال‌کاری یک مسئله عمـومی است که به‌ویژه در بین بزرگسالان جوان رایج است. در حدود ۲۰ درصد از مردان و زنان برای رویدادهای زندگی روزمره مانند پرداخت صورتحساب، برنامـه‌ریـزی بـرای مسـائل بهداشـت شخصی اهمال‌کاری می‌کنند. این آمار نشان می‌دهد که اهمال‌کاری در بین قشر خاصی از مردم شیوع ندارد، بلکه در بین تمام اقشار جامعه رایج است (Ferrari & Tice, 2000).

اهمـال‌کـاری سـازمانی بـه اعتقـاد Lumen (1993, cited in Spada, Hiou, & Nikcevic, 2006)، اهمال‌کاری مربوط به کار است که به‌عنوان الگوی پایا یا دوره‌ای توصیف می‌شـود کـه در آن فـردی که قادر است کار را انجام دهد، به‌طور مکرر از آغاز به موقع و اتمام تکالیف یا فعالیت‌های کـاری که باید در قالب یک مدت معین انجام شود، از انجام آن امتناع مـی‌کنـد. اهمـال‌کـاری شـغلی بـه تأخیر انداختن هدفمند شروع یا تکمیل تکالیف مختلف شـغلی اسـت. اهمـال‌کـاری مـزمن اغلـب توسط کارکنان سفیدپوست گزارش می‌شـود (Ferrari, Harriott, & Zimmerman, 1999). بـه‌طـور تخمینی ۱۵ تا ۲۰ درصد بزرگسالان استخدام‌شده اهمال‌کار مزمن هستند (Owens et al., 2008).

اهمال‌کاری به گونه‌های متفاوتی در محیط کار تجلی می‌یابد کـه از آن جملـه مـی‌تـوان بـه نگرانی، بحران‌سازی، پرخاشگری، حواس‌پرتی، بیزاری از تکلیف، ابهام و سردرگمی در انجـام امور اشاره کرد (Ariely & Klaus, 2002; Neenan, 2008; Steel, 2007). از دیگر ویژگی‌هـای کارکنان سازمان‌هایی که افراد آن مبتلا به اهمال‌کاری هستند، می‌توان به این موارد اشـاره کـرد: ۱. ترک کار، غیبت از کار و عدم موفقیت، افت عملکرد و کـارآیی (Bels, 2000, Translation by Gharach Daghi, 2010)، ۲. تأخیر در انجام تکلیف، اتلاف وقت و نگـرش منفـی (Steel, 2007)، ۳. کاهش بهره‌وری، نارضایتی، معطل کردن مراجعان، کاهش انگیزه کارکنـان، افـزایش 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، هدف‌هـای مبهم، تصویر ذهنی ضعیف و بسـیاری از خصوصـیاتی از ایـن قبیـل، پیشـرفت مـا را محـدود می‌سازند، اما مکانیزمی که موانع بازدارنده از طریق آن عمل می‌کنند، اغلب اهمال‌کاری است.

علاوه بر مباحث نظری متفاوت که حاصل پژوهش‌های متعدد در ایـن زمینـه اسـت، چنـدین مقیاس برای سنجش ابعاد گوناگون اهمال‌کـاری بـدین شـرح سـاخته شـده اسـت: ۱. پرسشـنامه

اهمال‌کاری تصمیمی[1] (DPQ): توسط Mann (1982, cited in Steel, 2007). ۲. مقیاس اندازه‌گیری اهمال‌کاری دانش‌آموزان[2] (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[3] (GPS): توسط Lay (1986, cited in Steel, 2007). ٤. فهرست اهمال‌کاری بزرگسالان[4] (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[5]: عدم توان حذف کارهای غیرضروری و برداختن به ماهیت اصلی کار، عدم توان تمایز بین اولویت‌ها یعنی اهداف کوتاه‌مدت و بلندمدت، گیج‌شدن توسط امور دیگر و مشکل در زمینه برآورد صحیح زمان، ۲. باورهای غیرمنطقی[6]: 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 اتجام تکلیف می‌شود، ۳. خودشکوفایی[7]: 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 کنند).

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 معنی‌دار بوده و با اهمال‌کاری رابطه مثبت و معنی‌دار داشت.

با توجه به قدمت مباحث نظری در زمینه اهمال‌کاری، حوزه‌های آن و نظرات صاحب‌نظرانی 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 اهمال‌کاری سازمانی است، عمدتاً متوجه نوآوری در فرایندها، ابزارها و محصولات است و در قلمرو پژوهش‌های توسعه‌ای[1] 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 اهمال‌کاری 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، ٦، ۱۰ و ۱۲ انتخاب و از هر منطقه نیز سازمان‌هایی برای نمونه‌گیری انتخاب شدند. ٤٩/٥ درصد از شرکت‌کنندگان در پژوهش زن و ٤٨/٣ درصد از آنان مرد بودند. همچنین بیشتر شرکت‌کنندگان ٣٦ تا ٤٠ سال داشتند که ۲۳/۷

1- developmental research

درصد از کل نمونه پژوهش را تشکیل می‌دادند. از نظر تحصیلی به‌ترتیب 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، طراحی‌شده 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 مراحلی 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، ٤. در مرحله مطالعه مقدماتی، ابتدا پرسشنامه در نمونه ٤۵ نفری از کارکنان (۲۵ زن و ۲۰ مرد)، اجرا و پس از برآورد همسانی درونی سؤالات 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. ٦. 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[1] (Saffarinia, 2010)، بر روی یک نمونه تصادفی ۱۰۰ نفری (۵۸ زن و ٤۲ 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 سهل‌انگاری اجتماعی Saffarinia (2010): یک ابزار۲۲ گویه‌ای برای اندازه‌گیری سهل‌انگاری 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 از روش دو نیمه کردن برابر ۰/٦۲۹ 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 به‌دست آمد که نشان می‌دهد میزان پایایی ابزار اندازه‌گیری جهت سنجش شاخص سهل‌انگاری 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 ۰/۸٤٥ محاسبه کرد. ضریب آلفای کرونباخ در خرده‌مقیاس بی‌تفاوتی 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 بی‌تفاوتی ۰/۷۳۳ و برای خرده‌مقیاس توجه به خود ۰/۸۰۳ به‌دست آمد.

روایی این پرسشنامه از دو طریق روایی صوری و روایی سازه به‌دست 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 اهمال‌کاری 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 کرونباخ 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 کرونباخ و ماتریس همبستگی خرده مقیاس‌های SOP

ردیف	شاخص	میانگین	انحراف معیار	ضریب آلفا	ضریب بازآزمایی	۱	۲	۳	٤
۱	اهمال‌کاری سازمانی	۲/٦٥٦٧	۰/۰۲٤٦٦	۰/۸۹۲	۰/۷۵۰**	۱			
۲	ناکارآمدی	۲/۱۱۹٤	۰/۰۲۷۱۱	۰/۸۸۵	۰/٦۷۲**	۰/٦٦۹**	۱		
۳	تشویش ذهنی	۳/۰۷۲۰	۰/۰۳۰٤٤	۰/۷۹۰	۰/۷۳٤**	۰/٦۰۳**	۰/٤٤۱**	۱	
٤	بیزاری از تکلیف	۲/۷۷۸۸	۰/۰۳۵۲۱	۰/۵۵۹	۰/٦٤۵**	۰/٦٤۹**	۰/۵۲۲**	۰/۳٤۹**	۱

** p < ۰/۰۱

نتایج جدول ۱ حاکی از آن است که ضریب آلفای کرونباخ SOP برابر با ۰/۸۹ (p < ۰/۰۱) و ضرایب آلفای خرده‌مقیاس‌های آن بین ۰/٦۰ تا ۰/۸۸ است. بر اساس این جدول ضرایب بازآزمایی کل SOP، ۰/۷۵ (p < ۰/۰۱) و ضرایب خرده‌مقیاس‌های آن بین ۰/٦٤ تا ۰/۷۳ است. از جدول ماتریس همبستگی بین خرده‌مقیاس‌هایSOP مشاهده می‌شود که ضرایب همبستگی بین سه خرده‌مقیاس SOP بین ۰/٤۰ 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.

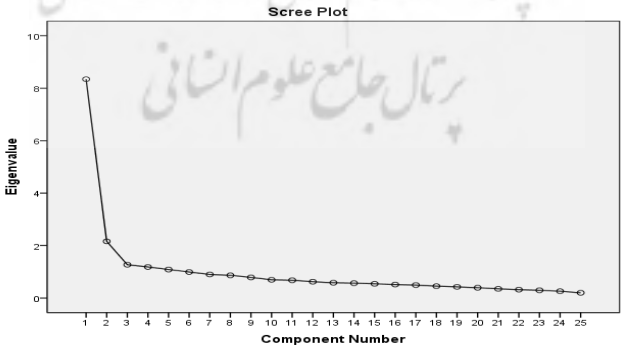
جدول ۲. ضرایب همبستگی مقیاس و خرده‌مقیاس‌های SOP با مقیاس و خرده‌مقیاس‌های SSP

آزمون	سهل انگاری اجتماعی (SSP)	بی‌تفاوتی	توجه به خود
اهمال‌کاری سازمانی (SOP)	۰/٦٦۳**	۰/٦۲٦**	۰/۵۱۳**
ناکارآمدی	۰/٦۷۵**	۰/٦۷۲**	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 همگرای 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 ($\chi^2_{(10)} = ۵۰۹۵/۴۱۹$, $p < ۰/۰۰۱$). 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 اهمال‌کاری سازمانی را تبیین می‌کند. 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 کمیته 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[1]) چرخش داده شدند. در جدول ۳ بارهای عاملی سؤالات بعد از چرخش ارائه شده است.

جدول ۳. نتایج تحلیل عامل اکتشافی SOP

ناکارآمدی		تشویش ذهنی		بیزاری از تکلیف	
شماره سؤال به‌ترتیبی بار نزولی	بار عاملی	شماره سؤال به‌ترتیبی بار نزولی	بار عاملی	شماره سؤال به‌ترتیبی بار نزولی	بار عاملی
۲۱	۰/۸۰۷	۳	۰/۷۷٤	۱۷	۰/۷۱۵
۱۸	۰/۷٤۵	٤	۰/۷۵٦	۱٦	۰/٦۳۷
۱۵	۰/۷۳۰	۵	۰/٦۲۲	۲۰	۰/٦۲۵
۲۲	۰/۷۳۰	٦	۰/٦۰٤	۱۲	۰/۵٦۱
۱۱	۰/۷۲۱	۲	۰/۵۸۱		
۲۵	۰/٦۷۷				
۲۳	۰/٦۷۲				
۱۰	۰/٦۵۵				
۱۹	۰/٦٤۳				
۱۳	۰/٦۰۲				
۹	۰/۵۸۱				
۲٤	۰/۵۷٦				
۷	۰/۵٦۱				
۸	۰/۵۳۷				
۱٤	۰/۵۱۸				
۱	۰/۵۳۷				

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

1- obliman

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 مقیاسSOP، 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 جدول٤ شاخص‌های برازندگی و بارهای عاملی مدل ۳ عاملی ارائه شده است.

جدول ٤. شاخص‌های برازش ساختار هفت عاملی SOP در تحلیل عامل تأییدی

χ^2	df	RMSEA	RMR	NFI	NNFI	CFI	IFI	GFI	AGFI
٦٦٢/٧١	٢٥٥	۰/۰۵۸	۰/۰۵۷	۰/۹٦	۰/۹۷	۰/۹۷	۰/۹۷	۰/۹۰	۰/۸۷

همان‌طور که در جدول ٤ مشاهده می‌شود مقدار مجذورکای ٦٦٢/٧١ از لحاظ آماری معنی‌دار است (p =۰/۰۰۰) و نسبت مجذورکای به درجه آزادی مربوط (df = ۲۵۵) نیز برابر با ۲/٦۰ 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 ٤، شاخص‌های برازندگی نرمال (NFI)، برازندگی نرمال‌نشده (NNFI)، برازندگی مقایسه‌ای (CFI)، برازندگی افزایشی (IFI) و برازندگی تعدیل‌شده (IGFI)، در این مدل دارای مقادیر حداقل ۰/۹۷ و۰/۸۷ 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 این‌رو بر پایه یک طرح نمونه‌برداری چندمرحله‌ای تعداد ۵۰۳ نفر از کارکنان شاغل در دستگاه‌های دولتی و خصوصی استان تهران برای ٤ 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 کـه همبسـتگی پـایینی داشـتند، حـذف کـرد. همچنین پایایی مقیاس محقق‌ساخته با روش بازآزمایی تأیید شد. نتایج مرحلـه دوم بـا اجـرای تحلیل مؤلفه‌های اصلی و چرخش متمایل، مدل ۳ عـاملی بـا ۲۵ گویـه را بـرای مقیـاس SOP تأیید کرد. برای به دست آوردن شواهد روایی همگـرا، مقیـاس SOP بـا مقیـاس SSP اجـرا و نتیجه حاصل تأیید شد.

مشخصات روان‌سنجی این مقیـاس، حکایـت از پایـایی وروایـی آن دارد، بـه گونـه‌ای کـه می‌توان از آن برای دستیابی به اهداف علمی و پژوهشی استفاده نمود. اما محدودیت‌هـای زیـر نیز باید مد نظر قرار گیرند: ۱. این آزمون دارای روایی صوری است، کـه بـه قـول Thorndike (1917, cited in Hooman, 2009) ممکن است پاسخ‌های آزمودنی‌ها را در جهت خودارزیـابی مثبت دچار سوگیری نماید، ۲. جامعه آماری پژوهش حاضر استان تهران بود. بنابراین نتـایج آن را نمی‌توان به سایر نقاط تعمیم داد، ۳. پرسشنامه به‌صورت خودگزارش‌دهـی بـوده و احتمـال سوگیری یا برداشت غلط پاسخ‌دهندگان از سؤالات وجود دارد. با توجه به این محدودیت‌هـا 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 کـه مـورد استفاده گسترده‌تر باشد، پژوهش با در اختیار گرفتن منابع (انسانی، مالی و ...) بیشـتر در سـطح وسیع‌تر اجرا شود تا قابلیت تعمیم‌پذیری نتایج نیز افزایش یابـد. بـا توجـه بـه ایـن‌کـه عوامـل استخراج‌شده تنها ۴۷ درصد از واریانس کل را تبیین می‌کند، پیشنهاد می‌شود در پـژوهش‌هـای بعدی با افزایش تعداد گویه‌ها، قدرت تبیین عوامل بـالاتر بـرود. بـه‌عـلاوه، پایـایی بازآزمـایی مقیاس مورد پژوهش می‌تواند، در فاصله زمانی بیشتر از ۳ هفته مـورد بررسـی قـرار گیـرد. بـا توجه به پایایی و روایی مناسب پرسشنامه ساخته‌شده، پیشـنهاد مـی‌شـود پژوهشـگران در پـی کشف روابط آن با دیگر متغیرهای سازمانی باشند، در زمینه اهمال‌کاری سازمانی در سازمان‌هـا تحولی اساسی مبتنی بر اندازه‌گیری و ارزشیابی ایجاد شـود. در ایـن راسـتا پیشـنهاد مـی‌شـود شیوه‌های مؤثر برای غلبه بر آن در محـیط‌هـای کـاری در جهـت افـزایش بهـره‌وری فـردی و سازمانی مورد بررسی قرار گیرد. در مجموع مطالعات انجام‌شده در زمینه اهمال‌کاری سـازمانی

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 Psycololgy, Payam Noor University, Tehran. (Persian)

Ariely, D., & Klaus, W. (2002). Procrastination, deadlines, and performance: Self-control by precommitment. *Phsychological Sience, 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 Questionnary.* 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/)

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی