

February-March 2022, Volume 9, Issue 6

Relationship between Self-Esteem and Maladaptive Perfectionism with Workaholism among Health Care Workers: The mediating role of Rumination

Salman Zarei^{1*}, Khadijeh Fooladvand²

1-Assistant Professor in Counseling, Psychology Department, Lorestan University, Khorramabad, Iran.

2- Assistant Professor in Psychology, Psychology Department, Lorestan University, Khorramabad, Iran.

Corresponding Author: Salman Zarei, Assistant Professor in Counseling, Psychology Department, Lorestan University, Khorramabad, Iran.

E-mail: zarei.s@lu.ac.ir

Received: 26 July 2021

Accepted: 20 Jan 2022

Abstract

Introduction: Workaholism as a negative condition is associated with various individual and social consequences. The aim of the present study was to investigate the mediating role of rumination in the relationship between self-esteem and maladaptive perfectionism with workaholism.

Methods: The research design was descriptive – correlational. From the statistical population of health care workers in public hospitals in Tehran, a total of 316 workers were selected using the voluntary sampling method. Data were collected using the Ruminative Response Scale (RRS), Workaholism Battery (WorkBAT), Positive and Negative Perfectionism Scale (PNPS), and Rosenberg Self- Esteem Scale (RSES). To analyze the data structural equation modeling was conducted.

Results: The results showed that the direct effect of self-esteem on rumination ($\beta = -0.44$, $P < 0.001$) and the direct effect of workaholism ($\beta = -0.15$, $P < 0.001$) were significantly negative. Also, the direct effect of maladaptive perfectionism on rumination ($\beta = 0.37$, $P < 0.001$), the direct effect of rumination on workaholism ($\beta = 0.28$, $P < 0.001$) and the direct effect of maladaptive perfectionism on workaholism ($\beta = 0.26$, $p < 0.001$) were significantly positive. Finally, results of the bootstrapping test showed that mediating role of rumination in the relationship between self-esteem ($P < 0.01$) and maladaptive perfectionism ($P < 0.01$) was significant.

Conclusions: The present study emphasizes the mediating role of rumination as an important cognitive mechanism in the relationship between personality factors and workaholism. The findings of this study could help to guide targeted preventions and interventions for workaholism in health care workers. Therefore, paying attention to dysfunctional cognitive mechanisms and modifying them can be a good way to reduce workaholism.

Keywords: Perfectionism, Rumination, Self-Esteem, Workaholism.

رابطه حرمت خود و کمال گرایی ناسازگار با اعتیاد به کار در بین کارکنان بهداشت و درمان: نقش واسطه ای نشخوار فکری

سلمان زارعی^{۱*}، خدیجه فولادوند^۲

۱- استادیار مشاوره، گروه روان شناسی، مرکز آموزش عالی نورآباد، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران.
۲- استادیار روان شناسی، گروه روان شناسی، مرکز آموزش عالی نورآباد، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران.

نویسنده مسئول: سلمان زارعی، استادیار مشاوره، گروه روان شناسی، مرکز آموزش عالی نورآباد، دانشگاه لرستان، خرم آباد، ایران.
ایمیل: zarei.s@lu.ac.ir

تاریخ دریافت: ۱۴۰۰/۵/۴ تاریخ پذیرش: ۱۴۰۰/۱۰/۳۰

چکیده

مقدمه: اعتیاد به کار وضعیتی است که با پیامدهای فردی و اجتماعی مختلف ارتباط دارد. هدف پژوهش حاضر بررسی نقش واسطه ای نشخوار فکری در رابطه بین حرمت خود و کمال گرایی ناسازگار با اعتیاد به کار بود.

روش کار: پژوهش حاضر توصیفی و از نوع همبستگی بود. جامعه آماری کارکنان بهداشت و درمان بیمارستان های دولتی شهر تهران در سال ۱۳۹۹ بود که با استفاده از روش نمونه گیری داوطلبانه تعداد ۳۱۶ نفر انتخاب شدند. داده ها با مقیاس حرمت خود روزنبرگ (RSES)، مقیاس پاسخ نشخواری (RRS)، سیاهه اعتیاد به کار (WorkBAT)، مقیاس کمال گرایی مثبت و منفی (PNPS) گردآوری و با استفاده از مدل سازی معادلات ساختاری مورد تحلیل قرار گرفت.

یافته ها: نتایج نشان داد اثر مستقیم حرمت خود بر نشخوار فکری ($\beta = -.044, P < .001$) و بر اعتیاد به کار ($\beta = -.015, P < .001$) منفی معنادار بود. همچنین، اثر مستقیم کمال گرایی ناسازگار بر نشخوار فکری ($\beta = .037, P < .001$)، اثر مستقیم کمال گرایی ناسازگار بر اعتیاد به کار ($\beta = .026, P < .001$) و اثر مستقیم نشخوار فکری بر اعتیاد به کار ($\beta = .028, P < .001$) منفی معنادار است. نتایج آزمون بوت استرپ نشان داد نقش واسطه ای نشخوار فکری در رابطه حرمت خود با اعتیاد به کار ($\beta = -.012, P < .01$) و در رابطه کمال گرایی ناسازگار با اعتیاد به کار ($\beta = .010, P < .01$) معنادار است.

نتیجه گیری: مطالعه حاضر بر نقش واسطه ای نشخوار فکری به عنوان یک مکانیسم شناختی مهم در رابطه بین عوامل شخصیتی و اعتیاد به کار تاکید دارد. یافته ها می تواند به جهت دهی پیشگیری ها و مداخلات هدفمند برای اعتیاد به کار در کارکنان بهداشت و درمان کمک کند. بنابراین، توجه به مکانیسم های شناختی ناکارآمد و اصلاح آنها می تواند روش مطلوبی برای کاهش اعتیاد به کار باشد.

کلیدواژه ها: اعتیاد به کار، حرمت خود، کمال گرایی ناسازگار، نشخوار فکری.

مقدمه

عوامل اثرگذار بر آن ضروری و مهم است. شواهد پژوهشی در خصوص عوامل زمینه ساز اعتیاد به کار، نقش مکانیسم های شناختی زمینه ساز از جمله تفکر انعطاف ناپذیر و نگرش های کمال گرایانه را نشان داده اند (۶، ۷). در الگوی مطرح شده توسط Kun در سال ۲۰۱۸، مولفه شناختی اعتیاد به کار (یعنی اجبار به کار) بیانگر آن است که افراد به طور مکرر و مداوم در مورد کارشان حتی اگر در محل کار نباشند فکر می کنند (۸). در مدل شناختی-رفتاری اعتیاد به کار

اعتیاد به کار (workaholism) شامل نیاز افراطی به کار کردن است که باعث اختلال در سلامت جسمانی، سطح شادکامی فردی، روابط بین فردی و حتی عملکرد روانی-اجتماعی فرد می شود (۱). بر اساس مطالعات انجام گرفته، شیوع اعتیاد به کار در میان کارمندان بین ۶ تا ۸ درصد است (۳، ۲). با توجه به شیوع زیاد اعتیاد به کار در مقایسه با سایر رفتارهای اعتیادی (۵، ۴) در بین کارمندان، بررسی

خود را موفق تر و با ارزش تری ارزیابی می کنند. هرچند اگر این افراد صرفاً خود را بر اساس عملکردشان ارزیابی کنند و به دنبال تایید دیگران باشند، ممکن است تمایل بیشتری به کار و علائم اعتیاد به کار را نشان دهند (۲۱). بر این اساس، در نظر گرفتن این متغیر به عنوان یکی از پیشایندهای اثر گذار بر اعتیاد به کار مهم است.

از سوی دیگر، با توجه به نقش مهم عوامل شناختی در اعتیاد به کار (۲۲)، بررسی مکانیسم های شناختی می تواند به درک بهتر اعتیاد به کار کمک کند. در همین راستا، نشخوار فکری (rumination) قادر به توضیح فرایندهای خاص تفکر افراد دارای اعتیاد به کار است (۲۳). Kunecka & Hundert (۲۴) در پژوهشی بر مبنای نظریه سبک پاسخ نشان دادند افراد مبتلا به اعتیاد به کار هنگامی که مشغول کار نیستند اضطراب و احساس گناه را تجربه می کنند اما در حین انجام کار احساسات مثبت بیشتری را گزارش می کنند (۲۴). بر این اساس، کار ممکن است به عنوان یک راهبرد تنظیم هیجان باعث حواس پرتی یا فرار از هیجان های منفی در آنها شود (۲۵). علاوه بر این، افکار انتقادی نسبت به خود در هنگام نشخوار فکری بار اضافی را ایجاد می کنند که احتمال بروز رفتارهای ناسازگار از جمله اعتیاد به کار را افزایش می دهد (۲۶).

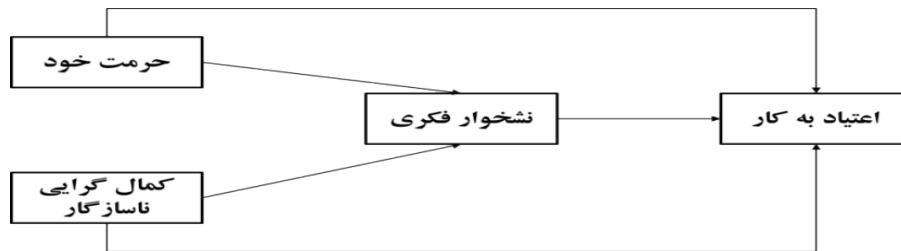
شواهد پژوهشی در خصوص نقش واسطه ای نشخوار فکری، ارتباط بین کمال گرایی و نشخوار فکری را گزارش کرده اند (۲۷، ۲۸). همچنین، از آنجا که افراد کمال گرا دارای استانداردهای بالا و ناکام هستند و تمایل دارند بیشتر درباره شکست ها و جنبه های منفی حیطه های زندگی از جمله کار نشخوار کنند (۲۹)، ممکن است نشخوار فکری نقش واسطه ای در رابطه بین کمال گرایی و اعتیاد کار داشته باشد. علاوه بر این، سطح پایین حرمت خود می تواند باعث افزایش نشخوار فکری شود (۳۰، ۳۱). از یک طرف، به نظر می رسد افرادی که دارای حرمت خود پایین هستند، هنگام تفکر در مورد خود احساسات منفی بیشتری را تجربه می کنند از طرف دیگر تمایل دارند احساسات، مشکلات یا شکست های شخصی خود را از دیگران پنهان کنند که عدم کشف احساسات نامطلوب باعث افزایش تفکر نشخوارکننده می شود (۳۲). بر این اساس، هرچه سطح حرمت خود پایین تر باشد، افراد بیشتر دچار نشخوار فکری می شوند. لذا، با توجه به شواهد تجربی در خصوص رابطه بین حرمت خود پایین و نشخوار فکری این فرضیه مطرح

نیز شناخت های ناکارآمد و مولفه های عاطفی و رفتاری از عوامل کلیدی اعتیاد به کار هستند؛ اما عامل ولع به کار که از معیارهای غیر واقعی کمال گرایی ناشی می شود به عنوان عامل اصلی ذکر شده است (۹). بر این اساس در بیشتر مدل های نظری، اعتیاد به کار بدون شک بر اساس عوامل شخصیتی تبیین می شود.

در نظریه های اعتیاد به کار، کمال گرایی ناسازگار (maladaptive perfectionism) و حرمت خود (self-esteem) به عنوان پیش بین های مهم شخصیتی در نظر گرفته شده اند (۱۰، ۱۱). در همین راستا، نتایج پژوهش Aroszko و همکاران (۱۲) و Stoeber, Lalova & Lumley (۱۳) نشان می دهد برخی مولفه های کمال گرایی مانند اختلاف بین انتظار از عملکرد فرد و ارزیابی خود از عملکرد فعلی و نگرانی نسبت به اشتباهات بیشترین ارتباط را با اعتیاد به کار دارند. بنابراین، افرادی که استانداردهای بسیار بالایی برای خود تعیین می کنند و به کامل بودن و جلوگیری از هرگونه شکست در شغل خود اهمیت می دهند به احتمال بیشتری درگیر اعتیاد به کار می شوند (۱۴). در کنار موارد مطرح شده، طبق نظریه های اعتیاد به کار افراد مبتلا به اعتیاد به کار بر اساس استانداردهای بسیار بالایی توسط خانواده تربیت شده اند که باعث شده است کمال گرایی آنها بالاتر از دیگران باشد (۱۵). در این خصوص پژوهش Stoeber, Davis & Townley (۱۶) نشان می دهد بزرگ شدن افراد در خانواده های با استاندارد بسیار بالا برای عملکرد پیش بینی کننده اعتیاد به کار است. با توجه به نقش کمال گرایی ناسازگار بر اعتیاد به کار در ادبیات پژوهشی (۱۷)، وارد کردن این متغیر به عنوان یکی از پیشایندهای اعتیاد به کار مهم است.

در نظریه های اعتیاد به کار، حرمت خود نیز به عنوان یکی از پیش بین های مهم شخصیتی این مشکل مطرح شده است (۱۰، ۱۱). حرمت خود به عنوان ارزیابی کلی فرد از خودارزشمندی و رضایت از خود نشانگر باورهای افراد در مورد چگونگی درک شدن و ارزیابی شدن آنها بوسیله دیگران است (۱۸). مطالعات مختلفی وجود دارد که رابطه بین سطح پایین حرمت خود و اعتیاد به کار را نشان داده اند (۱۹، ۲۰). Clark و همکاران (۶) در یک مطالعه فراتحلیلی ارتباط منفی معنا دار بین حرمت خود و اعتیاد به کار را گزارش کرده اند (۶). افرادی که در مورد موفقیت و کیفیت کار خود از دیگران بازخورد مثبت بیشتری می گیرند،

عوامل موثر بر اعتیاد به کار به منظور ارائه راهکارهای پیشگیرانه انجام شود. از این رو، هدف پژوهش حاضر این است که در قالب یک مدل نقش واسطه ای نشخوار فکری در رابطه کمال گرایی ناسازگار و حرمت خود با اعتیاد به کار به محک آزمون گذاشته شود تا به رفع خلأ پژوهشی در خصوص روابط غیرمستقیم و افزایش دانش موجود در خصوص روابط مستقیم بین متغیرها کمک کند. در همین راستا، مدل مفهومی پژوهش حاضر در (شکل ۱) ارائه شده است.



شکل ۱. مدل مفهومی پژوهش

پاسخ دهند. لازم به ذکر است که ملاحظات اخلاقی این پژوهش شامل آگاه کردن شرکت کنندگان از هدف مطالعه، آزادی کامل برای شرکت یا عدم شرکت در مطالعه، اخذ رضایت آگاهانه و تضمین رازداری رعایت گردید. در ادامه شرح ابزارهای مورد استفاده به تفصیل آمده است.

مقیاس حرمت خود روزنبرگ (Rosenberg Self-Esteem Scale): این مقیاس ۱۰ ماده ای توسط Rosenberg برای اندازه گیری حرمت خود کلی و ارزش شخصی در سال ۱۹۶۵ تدوین شده است (۳۸) و نمره گذاری آن بر اساس یک مقیاس چهار گزینه ای از کاملاً موافقم (صفر) تا کاملاً موافقم (۳) انجام می شود. نمره بالاتر در این مقیاس نشان دهنده حرمت خود بیشتر است. Rosenberg اعتبار و روایی مقیاس را محاسبه کرده است. ضرایب آلفای کرونباخ برای این مقیاس را در نوبت اول ۰/۸۷ برای مردان و ۰/۸۶ برای زنان و در نوبت دوم ۰/۸۸ برای مردان و ۰/۸۷ برای زنان گزارش کرده است. روایی این مقیاس در پژوهش Bajaj, Gupta & Pande (۳۹) از طریق همبستگی با سیاهه حرمت خود ۰/۶۸ گزارش شده است که روایی آن را نشان می دهد. در پژوهش حاضر نیز اعتبار مقیاس با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس برابر با ۰/۷۹ به دست آمد.

مقیاس پاسخ نشخواری (Ruminative Response Scale): این مقیاس ۲۲ ماده ای در سال ۱۹۹۱ توسط Nolen-

می شود که نشخوار فکری رابطه بین حرمت خود و اعتیاد به کار را واسطه می کند.

علی رغم اینکه برخی مطالعات، پیامدهای کوتاه مدت مثبت اعتیاد به کار را برای سازمان گزارش کرده اند اما اعتیاد به کار عمدتاً به عنوان یک اختلال مشکل ساز مشخص شده است (۳۳). از این رو، با توجه به شیوع اعتیاد به کار در بین کارمندان در مشاغل مختلف (۳) و پیامدهای منفی آن از قبیل تعارض کار- خانواده و اختلال در روابط خانوادگی، مشکلات شدید جسمانی، کیفیت زندگی پایین و فرسودگی شغلی (۳۴-۳۶) ضرورت دارد پژوهش های بیشتری در خصوص

روش کار

پژوهش حاضر توصیفی و از نوع همبستگی بود. جامعه آماری پژوهش کارکنان بهداشت و درمان بیمارستان های دولتی شهر تهران در سال ۱۳۹۹ بود. جهت تعیین حجم نمونه بر اساس دیدگاه کلاین (Kline) که عنوان می کند در مدل سازی معادلات ساختاری حجم نمونه مورد قبول باید حداقل ۲/۵ و حداکثر ۵ برابر تعداد سوالات یا گویه های پرسش نامه ها باشد (۳۷)، در پژوهش حاضر با احتساب مجموع ۶۷ گویه با حداکثر برآورد تعداد ۳۳۵ کارمند با استفاده از روش نمونه گیری داوطلبانه انتخاب شدند. این روش با توجه به محدودیت تردد در شرایط شیوع ویروس کرونا در ایران انتخاب گردید. ملاک های ورود به پژوهش شامل دامنه سنی ۳۰ تا ۶۰ سال، سابقه کار بالای ۵ سال و حداقل تحصیلات کارشناسی بود. ملاک های خروج از پژوهش عدم تکمیل بیش از یک سوم سؤال های پرسش نامه و حضور در یک پژوهش دیگر در حین مطالعه بود. روش گردآوری داده ها در این مطالعه به این صورت بود که پرسش نامه ها به صورت آنلاین با استفاده از نرم افزار پرس لاین طراحی گردید. سپس با همکاری سرگروه کانال های مختلف کارمندان در شبکه های اجتماعی لینک پرسش نامه ها در اختیار آنان قرار داده شد و از اعضای گروه خواسته شد با توجه به ملاک های ورود مطرح شده و در صورت تمایل به همکاری به پرسش نامه ها

سلمان زارعی و خدیجه فولادوند

کمال گرایی منفی یا ناسازگار و کمال گرایی مثبت یا سازگار را می‌سنجد (۴۵). در پژوهش حاضر بنا بر هدف پژوهش از خرده‌مقیاس کمال گرایی ناسازگار استفاده شده است. نمره گذاری این مقیاس بر مبنای طیف لیکرت شش درجه‌ای از ۱ (هرگز) تا ۶ (همیشه) انجام می‌شود و نمره بالاتر نشان دهنده واکنش‌های ناسازگار فرد و انتظارات غیرواقع بینانه است. در مطالعات انجام شده بر روی نمونه‌های مختلف روایی مقیاس را در سنجیدن کمال گرایی در هر دو بعد مورد تأیید قرار گرفته است (۴۵). همچنین، اعتبار مقیاس با استفاده از روش باز آزمایی در بین دانشجویان شاغل ۰/۷۶ گزارش شده است (۴۶). در ایران نیز روایی همزمان خرده‌مقیاس کمال گرایی ناسازگار، مطلوب گزارش شده و اعتبار مقیاس با ضریب آلفای کرونباخ ۰/۸۷ محاسبه شده است (۴۷). در پژوهش حاضر نیز اعتبار مقیاس با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ برابر با ۰/۸۱ به دست آمد.

پس از اجرای پرسش‌نامه‌ها تعداد ۱۹ پرسش‌نامه با استفاده از فاصله مهالانوبیس (Mahalanobis distance) به عنوان داده پرت مشخص و از روند پژوهش حذف شد و در نهایت داده‌های مربوط به ۳۱۶ نفر با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون، مدل‌یابی معادلات ساختاری و آزمون بوت‌استرپ تحلیل شد. لازم به ذکر است که برای تحلیل داده‌ها از نرم‌افزارهای SPSS-21 و AMOS-23 استفاده شد.

یافته‌ها

بررسی ویژگی‌های جمعیت شناختی پژوهش حاضر نشان داد میانگین و انحراف استاندارد سن کل کارکنان به ترتیب $5/27 \pm 44/73$ بود. همچنین، ۲۱۷ نفر (۶۸/۷ درصد) زن و ۹۹ نفر (۳۱/۳ درصد) مرد در این پژوهش شرکت داشتند. در ادامه شاخص‌های توصیفی از قبیل میانگین و انحراف استاندارد و وضعیت نرمال بودن نمرات در (جدول ۱) ارائه شده است.

Hoeksema & Morrow ساخته شده که تمایل به فکر کردن مکرر و منفعلانه در مورد نگرانی‌ها را می‌سنجد (۴۰). نمره گذاری بر مبنای لیکرت چهار درجه‌ای از ۱ (تقریباً هرگز) تا ۴ (تقریباً) انجام می‌شود. نمره بالاتر نشان دهنده نشخوار فکری بیشتر در مورد مسائل است. سازندگان ضمن تأیید روایی مقیاس با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی، اعتبار مقیاس با استفاده از روش باز آزمایی را در نمونه‌ای از نوجوانان ۰/۶۷ گزارش کرده‌اند (۴۰). روایی محتوایی و اعتبار مقیاس با استفاده از روش آلفای کرونباخ در نمونه ایرانی تأیید شده است (۴۱). در پژوهش حاضر نیز اعتبار مقیاس با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ برابر با ۰/۸۳ به دست آمد.

سیاهه اعتیاد به کار (Workaholism Battery): این مقیاس ۲۵ ماده‌ای در سال ۱۹۹۲ توسط Spence & Robbins تدوین شده است (۴۲) و شامل سه زیر مقیاس عجین شدن با کار، تمایل درونی به کار و لذت بردن از کار است که بر مبنای طیف لیکرت پنج از ۱ (کاملاً مخالف) تا ۴ (کاملاً موافق) نمره گذاری می‌شود. نمره کل بر اساس حاصل جمع سه زیر مقیاس به دست می‌آید و نمره بالاتر نشان دهنده اعتیاد بیشتر فرد به کار است. روایی و اعتبار سیاهه اعتیاد به کار در فرهنگ‌ها و نمونه‌های مختلف مورد تأیید قرار گرفته است (۳۳). همچنین، اعتبار سیاهه با استفاده از آلفای کرونباخ برای کل مقیاس ۰/۸۰ و برای خرده‌مقیاس‌های آن بین ۰/۷۶ تا ۰/۸۲ گزارش شده است (۴۳). روایی این سیاهه در نمونه ایرانی تأیید شده است و اعتبار آن با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ را برای کل سیاهه ۰/۶۷ و برای خرده‌مقیاس‌های آن برابر بین ۰/۶۱ و ۰/۶۴ گزارش شده است (۴۴). در پژوهش حاضر اعتبار کل سیاهه با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ برابر با ۰/۷۹ به دست آمد.

مقیاس کمال گرایی مثبت و منفی (Positive and Negative Perfectionism Scale): این مقیاس ۱۰ ماده‌ای توسط Stoeber & Rambow در سال ۲۰۰۷ طراحی شده است که

جدول ۱. آماره‌های توصیفی و بررسی نرمال بودن توزیع نمره‌های متغیرهای پژوهش

متغیرها	شاخص‌ها	میانگین	انحراف استاندارد	کجی	کشیدگی	آماره Z	کولموگروف-اسمیرنف سطح معناداری
حرمت خود	۱۶/۸۱	۳/۴۵	۰/۸۱	-۰/۷۹	۰/۰۸۶	۰/۰۵۹	
کمال گرایی ناسازگار	۱۷/۷۳	۴/۶۱	-۰/۶۳	-۱/۱۷	۰/۰۷۳	۰/۰۶۸	
نشخوار فکری	۴۲/۶۵	۶/۳۷	-۰/۷۴	-۰/۸۲	۰/۰۸۱	۰/۰۶۱	
اعتیاد به کار	۷۳/۲۹	۹/۵۳	-۰/۷۹	۱/۳۳	۰/۰۹۲	۰/۰۵۲	

می‌دهد که سطح معناداری آماره Z بزرگ‌تر از $p < 0.05$ است؛ بنابراین بر اساس این آماره‌ها نرمال بودن توزیع نمرات تأیید می‌شود.

(جدول ۱) در کنار پرداختن به میانگین و انحراف استاندارد نمرات شرکت کنندگان نشان می‌دهد که کجی توزیع نمره‌ها در دامنه (۱ و -۱) و کشیدگی در دامنه (۲ و -۲) قرار دارد و همچنین، نتایج آزمون کولموگروف-اسمیرنف نیز نشان

جدول ۲. ماتریس همبستگی متغیرها و بررسی هم‌خطی چندگانه متغیرهای پیش بین

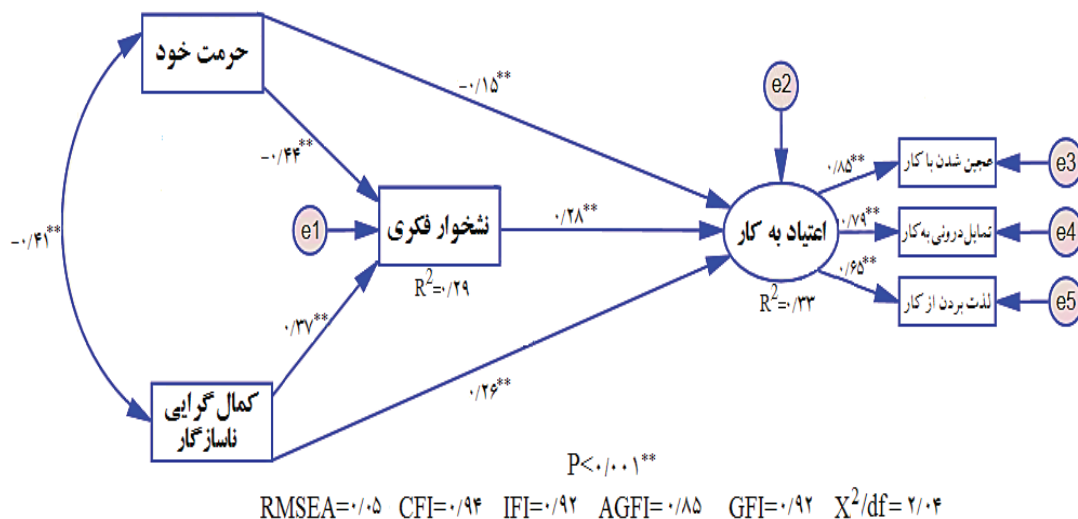
شاخص‌های آماری متغیرها	ضرایب همبستگی				شاخص‌های هم‌خطی چندگانه	
	(۱)	(۲)	(۳)	(۴)	آماره تحمل	عامل تورم واریانس
(۱) حرمت خود	۱				۰/۷۱	۶/۲۷
(۲) کمال‌گرایی ناسازگار	-۰/۴۴**	۱			۰/۶۲	۵/۹۱
(۳) نشخوار فکری	-۰/۵۲**	-۰/۴۳**	۱		۰/۵۶	۴/۳۳
(۴) اعتیاد به کار	-۰/۳۲**	-۰/۴۱**	-۰/۳۶**	۱	-	-

$P < 0.01$ **

حجم نمونه اغلب مؤلفان نمونه بالاتر از ۲۰۰ نفر را برای مناسب دانسته‌اند که بر این اساس حجم نمونه (۳۱۶ نفر) شرط کفایت نمونه را برقرار می‌سازد. هم‌خطی چندگانه بین متغیرهای پژوهش مفروضه دیگر است نتایج حاصل از بررسی هم‌خطی چندگانه در (جدول ۲) نشان می‌دهد شاخص تحمل (بزرگ‌تر از ۰/۱۰) و عامل تورم واریانس (کمتر از ۱۰) در دامنه پذیرش قرار دارند؛ بنابراین بین متغیرهای پژوهش هم‌خطی چندگانه وجود ندارد. (شکل ۲) مدل نهایی پژوهش بر اساس ضرایب استاندارد شده (β) را نشان می‌دهد.

(جدول ۲) به ماتریس همبستگی بین متغیرهای پژوهش می‌پردازد. نتایج نشان می‌دهد بین متغیرهای همبستگی وجود دارد که با توجه به تأیید معنادار بودن این همبستگی، امکان بررسی نقش واسطه‌ای نشخوار فکری در رابطه بین حرمت خود و کمال‌گرایی ناسازگار با اعتیاد به کار فراهم است.

پیش از اجرای مدل‌سازی معادلات ساختاری از برقراری مفروضه‌های اساسی آن (حجم نمونه، بهنجاری توزیع داده‌ها، هم‌خطی چندگانه) اطمینان حاصل شد. بهنجاری توزیع داده‌ها در (جدول ۱) مورد بررسی قرار گرفت. برای



شکل ۲: مدل آزمون شده اثر حرمت خود و کمال‌گرایی ناسازگار بر اعتیاد به کار با میانجی‌گری نشخوار فکری

آمده از مطلوبیت بالایی برخوردارند؛ زیرا مطابق دیدگاه کلاین (۲۰۰۷) در خصوص مهم‌ترین شاخص‌های مربوط به برآزش مدل، نسبت خی دو به درجه آزادی (CMIN/DF) کمتر از ۳، شاخص برآزش تطبیقی (CFI) و شاخص نیکویی

با توجه به (شکل ۲)، حرمت خود، کمال‌گرایی ناسازگار و نشخوار فکری، در مجموع ۳۳ درصد از واریانس اعتیاد به کار را تبیین می‌کنند. بررسی شاخص‌های برآزش مدل نشان می‌دهد که تمامی شاخص‌های برآزش به دست

سلمان زارعی و خدیجه فولادوند

دارد. با توجه به برآزش مناسب مدل تخمین استاندارد مسیره‌های مستقیم و غیرمستقیم مدل در (جدول ۳) گزارش شده است.

برآزش (GFI) بزرگ‌تر از ۰/۹۰ و ریشه میانگین مجذور خطا (RMSA) کمتر از ۰/۰۸ نشانگر برآزش مطلوب است. لذا، شاخص‌های به دست آمده نشان می‌دهند که داده‌ها با مدل مفهومی مدنظر پژوهش برای روابط متغیرها برآزش

جدول ۳. اثرات مستقیم، غیرمستقیم، کل و واریانس تبیین شده متغیرها

مسیره‌ها	اثر مستقیم	اثر غیرمستقیم	اثر کل	واریانس تبیین شده
بر نشخوار فکری از:				
حرمت خود	۰/۴۴ **	-	۰/۴۴ **	۰/۲۹
کمال‌گرایی ناسازگار	۰/۳۷ **	-	۰/۳۷ **	
بر اعتیاد به کار:				
حرمت خود	۰/۱۵ **	۰/۱۲ *	۰/۲۷ **	۰/۳۳
کمال‌گرایی ناسازگار	۰/۲۶ **	۰/۱۰ *	۰/۳۶ **	
نشخوار فکری	۰/۲۸ **		۰/۲۸ **	

$P < ۰/۰۰۱$ ** $P < ۰/۰۱$ *

پژوهش حاضر با هدف بررسی نقش واسطه‌ای نشخوار فکری در رابطه بین حرمت خود و کمال‌گرایی ناسازگار با اعتیاد به کار انجام شد. نتایج نشان داد نشخوار فکری در رابطه بین حرمت خود و اعتیاد به کار نقش واسطه‌ای دارد. نتایج این بخش از پژوهش با یافته‌های (۲۲، ۳۱) همسو است. در تبیین این یافته می‌توان مطرح کرد افرادی که از حرمت خود پایینی برخوردارند، مکرراً و پیگیرانه به شکست خود در زمینه‌های مختلف زندگی خود از جمله کار فکر می‌کنند. آنها همچنین ممکن است در مورد حالات هیجانی منفی، اشتباهات، مشکلات یا نقص‌های خود در محل کار نشخوار فکری کنند (۲۰). بنابراین، ممکن است تمایل به کار بیشتر را احساس کنند و سعی کنند عملکرد بهتری داشته باشند. در نتیجه، می‌توان گفت نشخوار فکری باعث رابطه میان حرمت خود و اعتیاد به کار شده است. علاوه بر این، می‌توان بیان کرد نشخوار فکری می‌تواند حرمت خود را در طولانی مدت کاهش دهد، زیرا مطابق با دیدگاه کیونکا و هیوندردت (Kunecka & Hundert) در خصوص افراد با سطح نشخوار فکری بالا، قابل ذکر است که این افراد می‌خواهند برای جلوگیری از حالات هیجانی منفی از جمله شرم، گناه یا اضطراب عملکرد بهتری داشته باشند یا از افراد مهم دیگر تقویت مثبت بیشتری کسب کنند که این موارد به خصوصیات افراد با حرمت خود پایین نزدیک است (۲۴). در نتیجه، تفکر مداوم از جمله تمرکز روی احساسات منفی و جنبه‌های منفی موقعیت‌ها با خطر بیشتر گرایش به رفتارهای ناسازگار مانند اعتیاد به کار مرتبط است. در تبیین دیگر می‌توان اظهار داشت افرادی که حرمت خود آنها مبتنی

بر اساس مسیره‌های آزمون شده در مدل (شکل ۲) و نتایج (جدول ۳) مشاهده می‌شود اثر مستقیم حرمت خود بر نشخوار فکری ($\beta = -۰/۴۴$ ، $C.R. = ۶/۷۳$ ، $P < ۰/۰۰۱$) منفی معنادار و اثر مستقیم کمال‌گرایی ناسازگار بر نشخوار فکری (این دو متغیر در مجموع ۲۹ درصد از واریانس نشخوار فکری را پیش‌بینی می‌کنند. همچنین نتایج نشان داد اثر مستقیم حرمت خود ($\beta = -۰/۱۵$ ، $C.R. = ۳/۶۲$ ، $P < ۰/۰۰۱$) بر اعتیاد به کار منفی معنادار، اثر مستقیم کمال‌گرایی ناسازگار ($\beta = ۰/۲۶$ ، $C.R. = ۴/۵۲$ ، $P < ۰/۰۰۱$) و اثر مستقیم نشخوار فکری ($\beta = ۰/۲۸$ ، $C.R. = ۴/۸۷$ ، $P < ۰/۰۰۱$) بر اعتیاد به کار مثبت معنادار است. این سه متغیر در مجموع توانایی تبیین ۳۳ درصد از واریانس اعتیاد به کار را دارند. در نهایت، نتایج نشان می‌دهد اثر غیرمستقیم حرمت خود از طریق میانجی‌گری نشخوار فکری ($\beta = -۰/۱۲$) بر اعتیاد به کار منفی است و این ضریب مسیر غیرمستقیم در سطح اطمینان ۰/۹۹ معنادار است؛ زیرا نتایج آزمون بوت‌استرپ نشان داد حد پایین و حد بالای این ضریب مسیر صفر را در بر نمی‌گیرد ($CI = ۰/۷۹ \sim -۰/۰۶$ ؛ $CI = ۰/۹۹$). همچنین، نتایج نشان می‌دهد اثر غیرمستقیم کمال‌گرایی ناسازگار از طریق میانجی‌گری نشخوار فکری ($\beta = ۰/۱۰$) بر اعتیاد به کار منفی است و این ضریب مسیر غیرمستقیم در سطح اطمینان ۰/۹۹ معنادار است؛ زیرا نتایج آزمون بوت‌استرپ نشان داد که حد پایین و حد بالای این ضریب مسیر صفر را در بر نمی‌گیرد ($CI = ۰/۹۹ \sim ۰/۰۷$ ؛ $CI = ۰/۹۹$).

بحث

یک مکانیسم شناختی مهم در رابطه بین عوامل شخصیتی و اعتیاد به کار تاکید دارد. بنابراین، یافته های پژوهش حاضر می تواند به جهت دهی پیشگیری ها و مداخلات هدفمند برای اعتیاد به کار در کارکنان بهداشت و درمان کمک کند. اگرچه مطالعه حاضر درک درستی از عوامل خطر فردی اعتیاد به کار را گسترش می دهد، اما بدون محدودیت نیست. اول، این مطالعه به صورت مقطعی انجام شد، بنابراین تعیین روابط علت و معلولی امکان پذیر نبود. دوم، این مطالعه شامل یک نمونه دردسترس از کارمندان بود که تعمیم یافته ها را با محدودیت روبرو می کند. سوم، نمونه با توجه به محل کار و مشاغل ناهمگن بود. بنابراین پیشنهاد می شود مطالعات آینده این عوامل کنترل را در تجزیه و تحلیل ها لحاظ کنند. چهارم، از پرسشنامه های خودگزارش دهی برای ارزیابی عوامل شخصیتی، فکری و سطح اعتیاد به کار استفاده شد است که ممکن است پاسخ با اثر مطلوبیت اجتماعی همراه باشد. در نهایت، بر اساس یافته می توان بیان داشت که افراد در معرض خطر اعتیاد به کار معمولاً نشخوار فکری می کنند و این نوع روند تفکر میان حرمت خود و کمال گرایی ناسازگار با اعتیاد به کار واسطه است. بنابراین توصیه می شود متخصصان حوزه مشاوره شغلی و سازمان به مکانیسم های شناختی و اصلاح خطای های شناختی افراد در جهت کاهش اعتیاد به کار توجه داشته باشند.

سیاسگزارى

تمامی معیارهای رعایت اخلاق در پژوهش که در مطالعه حاضر موضوعیت داشت همسو با بیانیه هلسینکی رعایت شده است. همچنین مطالعه حاضر دارای کد اخلاق به شماره IR.IAU.TMU.REC.1399.206.5 از شورای تخصصی پژوهش دانشگاه علوم پزشکی آزاد اسلامی تهران است. بدین وسیله از کارکنان بهداشت و درمان شاغل در بیمارستان های دولتی شهر تهران که در انجام پژوهش و تکمیل پرسش نامه ها همکاری نمودند، تشکر و قدردانی به عمل می آید.

تضاد منافع

نویسندگان مقاله هیچ گونه تعارض منافع را در پژوهش و تنظیم مقاله ذکر نمی کنند.

بر عملکردشان است و خود را فقط با عملکردشان ارزیابی می کنند افکار انتقادی بیشتری نسبت خود دارند (۲۵). در نتیجه این افراد به منظور دور کردن حواس و فرآیند تفکر خود از نشخوار افکار منتقد و هیجان های ناشی از آن ممکن است کار کردن را به عنوان یک راهبرد تنظیم هیجان در نظر بگیرند و تمایل افراطی به کار داشته باشند که می تواند اعتیاد به کار را به دنبال داشته باشند.

در بخش دیگر نتایج نشان داد نشخوار فکری در رابطه کمال گرایی ناسازگار و اعتیاد به کار نقش واسطه ای دارد. نتایج این بخش با یافته ها (۲۸، ۲۷) همخوانی دارد. در تبیین این یافته می توان بیان داشت افراد کمال گرا بیشتر تمایل دارند در مورد شکست هایشان و جنبه های منفی آن فکر کنند (۱۳). بنابراین، همسو با مطالعات انجام شده اگر یک فرد کمال گرا در مورد حالات عاطفی منفی و شکست های خود نشخوار فکری کند علائم اعتیاد به کار در آن فرد افزایش می یابد (۱۱). این امر خصوصاً در مورد افرادی که یا صلاحیت خود را به والدین، اعضای خانواده، دوستان و یا همکارانشان نشان دهند، صادق است (۱۵). در کنار موارد مطرح شده، کار زیاد و وسواسی این امکان را برای افرادی که در خصوص استانداردهای سطح بالا در حرفه خود نشخوار فکری دارند فراهم می کنند تا هم خود را بهتر ببینند و هم معیارهای کمال گرایی مد نظر حرفه و سازمان خود را داشته باشند (۱۲). از این رو، نشخوار فکری در خصوص پذیرفته شدن توانایی ها و شایستگی های فرد توسط سازمان می تواند تمایل درونی ناپهنجار به کار زیاد و در نتیجه اعتیاد به کار را به دنبال داشته باشد. در تبیین دیگر بر مبنای ویژگیهای افراد دارای کمال گرایی ناسازگار می توان مطرح می کنند زمانیکه این افراد در دستیابی به اهدافشان با مشکل روبرو شوند دست به سرزنش افراطی خود می زنند و با نشخوار فکری و خودگویی های مبتنی بر ناتوانی در تکمیل اهداف سطح استرس و اضطراب بالایی را تجربه می کنند (۲۹)؛ که در این شرایط مطابق با نظریه سبک پاسخ (۴۰) تلاش می کند با پرداختن بیش از حد به کار و به نوعی اعتیاد به کار با این هیجان های منفی مقابله کنند.

نتیجه گیری

مطالعه حاضر بر نقش واسطه ای نشخوار فکری به عنوان

References

1. Tóth-Király I, Bóthe B, Orosz G. Seeing the forest through different trees: A social psychological perspective of work addiction commentary on: Ten myths about work addiction. *J Behav Addict.* 2018; 7: 875-879. <https://doi.org/10.1556/2006.7.2018.122>
2. Kun B, Magi A, Felvinczi K, Demetrovics Z, Paksi BA. Prevalence, socio demographic and psychological characteristics of work addiction in the Hungarian adult population: Results of a nationally representative survey. *Psychiatria Hungarica.* 2020; 35: 289-306. <https://doi.org/10.3390/ijerph17197332>
3. Kang S. Workaholism in Korea: Prevalence and Socio-Demographic Differences. *Front Psychol.* 2020; 11: 569744. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.569744>
4. Petry N, Zajac K, Ginley MK. Behavioral addictions as mental disorders: To be or not to be? *Annu Rev Clin Psychol.* 2018; 14: 399-423. <https://doi.org/10.1146/annurev-clinpsy-032816-045120>
5. Atroszko PA, Demetrovics Z, Griffiths MD. Beyond the myths about work addiction: Toward a consensus on definition and trajectories for future studies on problematic overworking. *J Behav Addict.* 2019; 8: 7-15. <https://doi.org/10.1556/2006.8.2019.11>
6. Clark MS, Michel JS, Zhdanova L, Pui SY, Baltes B. All work and no play? A meta-analytic examination of the correlates and outcomes of workaholism. *J Manag.* 2016; 42: 1836-1873. <https://doi.org/10.1177/0149206314522301>
7. Urban R, Kun B, Mozes T, Soltész P, Paksi B, Farkas J, Kokonyei G, Orosz G, Maraz A, Felvinczim K. A four-factor model of work addiction: The development of the Work Addiction Risk Test Revised (WART-R). *Euro Addict Res.* 2019 <https://doi.org/10.1159/000499672>
8. Kun B. Ten myths and twenty years: What we know and what we still do not know about work addiction. *J Behav Addict.* 2018; 7: 863-866. <https://doi.org/10.1556/2006.7.2018.125>
9. Wojdylo K, Baumann N, Buczny J, Owens G, Kuhl J. Work craving: A conceptualization and measurement. *Basic Appl Psychol.* 2013; 35: 647-668. <https://doi.org/10.1080/01973533.2013.840631>
10. Orosz G, Dombi E, Andreassen CS, Griffiths MD, Demetrovics Z. Analyzing models of work addiction: Single factor and bi-factor models of the Bergen Work Addiction Scale. *Int J Ment Health Addict.* 2016; 14: 662-671. <https://doi.org/10.1007/s11469-015-9613-7>
11. Kun B, Urban R, Bothe B, Griffiths MD, Demetrovics Z, Kokonyei G. Maladaptive rumination mediates the relationship between self-esteem, perfectionism, and work addiction: A largescale survey study. *Int J Environ Res Pub Health.* 2020; 17(19): 1-17. <https://doi.org/10.3390/ijerph17197332>
12. Aroszko PA, Pallesen S, Griffiths MD, Andreassen CS. Work addiction in Poland: Adaptation of the Bergen work addiction scale and relationship with psychopathology. *Health Psychol Rep.* 2017; 5: 345-355. <https://doi.org/10.5114/hpr.2017.68759>
13. Stoeber J, Lalova AV, Lumley EJ. Perfectionism, self-compassion, and subjective well-being: A mediation model. *Pers Individ Differ.* 2020; 161: 39-52. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2019.109708>
14. Falco A, Dal Corso L, Girardi D, De Carlo A, Barbieri B, Boatto T, Schaufeli WB. Why is perfectionism a risk factor for workaholism? The mediating role of irrational beliefs at work. *TPM Test. Psychom. Methodol. Appl Psychol.* 2017; 24: 583-600. <https://doi.org/10.1037/t49172-000>
15. Aldahadha B. The level of workaholism and its relation to the positive and negative perfectionism. *Polish Psychol Bulletin.* 2019; 50: 157-166. <https://doi.org/10.1101/604934>
16. Stoeber J, Davis CR, Townley J. Perfectionism and workaholism in employees: The role of work motivation. *Pers Individ Differ.* 2013; 55: 733-738. https://doi.org/10.1007/978-3-319-18582-8_12
17. Girardi D, Falco A, Piccirelli A, Dal Corso L, Bortolato S, De Carlo A. Perfectionism and presenteeism among managers of a service organization: The mediating role of workaholism. *Test Psychom Methodol Appl Psychol.* 2015; 22: 507-521. <https://doi.org/10.1037/t65692-000>
18. Turner KA, White BA. Contingent on contingencies: Connections between anger rumination, self-esteem, and aggression. *Pers Individ Differ.* 2015; 82: 199-202.

- <https://doi.org/10.1016/j.paid.2015.03.023>
19. Aziz S, Zamyar S, Wuensch K. The endless pursuit for self-validation through attainment: an examination of self-esteem in relation to workaholism. *Pers Individ Differ*. 2018; 121: 74-79. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2017.09.024>
 20. An Y, Sun X., Wang K., Shi H., Liu Z., Zhu, Y, Luo F. Core self-evaluations associated with workaholism: the mediating role of perceived job demands. *Personnel Rev*. 2021; 50(1): 303-318. <https://doi.org/10.1108/PR-05-2019-0263>
 21. Spurk D, Hirschi A, Kauffeld S. A new perspective on the etiology of workaholism: The role of personal and contextual career-related antecedents. *J Career Assess*. 2015; 24: 747-764. <https://doi.org/10.1177/1069072715616127>
 22. Karabati S, Ensari N, Fiorentino D. Job Satisfaction, Rumination, and Subjective Well-Being: A Moderated Mediation Model. *J Happ Stud*. 2019; 20: 251-268. <https://doi.org/10.1007/s10902-017-9947-x>
 23. De Bloom J, Radstaak M, Geurts S. Vacation effects on behaviour, cognition and emotions of compulsive and non-compulsive workers: Do obsessive workers go ‘Cold Turkey’? *Stress & Health*. 2014; 30: 232-243. <https://doi.org/10.1002/smi.2600>
 24. Kunecka D, Hundert M. The extent of workaholism in a group of Polish nurses. *International J Health Plan Manag*. 2019; 34: e194-e202. <https://doi.org/10.1002/hpm.2636>
 25. Mazzetti G, Biolcati R, Guglielmi D, Vallesi C, Schaufeli WB. Individual characteristics influencing physicians’ perceptions of job demands and control: The role of affectivity, work engagement and workaholism. *Int J Environ Res Pub Health*. 2016; 13: 567. <https://doi.org/10.3390/ijerph13060567>
 26. Kinnunen U, Feldt T, Sianoja M, de Bloom J, Korpela K, Geurts S. Identifying long-term patterns of work-related rumination: Associations with job demands and well-being outcomes. *Eur J Work Org Psychol*. 2017; 26(4): 514-526. <https://doi.org/10.1080/1359432X.2017.1314265>
 27. Falco A, Dal Corso L, Girardi D, De Carlo A, Barbieri B, Boatto T. Why is perfectionism a risk factor for workaholism? The mediating role of irrational beliefs at work. *Test Psychom Methodol Appl Psychol*. 2017; 24: 583-600. <http://hdl.handle.net/11584/232627>
 28. Cropley M, Zijlstra FR, Querstret D, Beck S. Is work-related rumination associated with deficits in executive functioning? *Front Psychol*. 2016; 7: 1524. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.01524>
 29. Huhtala M, Kinnunen U, Feldt T. School psychologists’ ethical strain and rumination: Individual profiles and their associations with weekly well-being. *Psychol Sch*. 2017; 54 (2): 127-141. <https://doi.org/10.1002/pits.21992>
 30. Kolubinski DC, Marino C, Nikcevic AV, Spada MM. A metacognitive model of self-esteem. *J Affect Disord*. 2019; 256: 42-53. <https://doi.org/10.1016/j.jad.2019.05.050>
 31. Hagen R, Havnen A, Hjemdal O, Kennair LEO, Ryum T, Solem S. Protective and Vulnerability Factors in Self-Esteem: The Role of Metacognitions, Brooding, and Resilience. *Front Psychol*. 2020; 11: 1447. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2020.01447>
 32. Kolubinski DC, Nikcevic AV, Lawrence JA, Spada MM. The role of metacognition in self-critical rumination: an investigation in individuals presenting with low self-esteem. *J Rational-Emotive Cog Ther*. 2016; 34: 73-85. <https://doi.org/10.1007/s10942-015-0230-y>
 33. Spagnoli P, Haynes NJ, Kovalchuk LS, Clark MA, Buono C, Balducci C. Workload, Workaholism, and Job Performance: Uncovering Their Complex Relationship. *Int J Environ Res Pub Health*. 2020; 17: 6536. <https://doi.org/10.3390/ijerph17186536>
 34. Balkin RS, Reiner SM, Hendricks L, Washington A, McNeary S, Juhnke GA. Life balance and work addiction among African Americans. *Career Dev Q*. 2018; 66: 77-84. <https://doi.org/10.1002/cdq.12123>
 35. Balducci C, Avanzi L, Fraccaroli F. The individual “costs” of workaholism: An analysis based on multisource and prospective data. *J Manag*. 2018; 44: 2961-2986. <https://doi.org/10.1177/0149206316658348>
 36. Gillet N, Morin AJS, Sandrin E, Houle SA. Investigating the combined effects of workaholism and work engagement: A substantive-methodological synergy of variable-centered and person-centered methodologies. *J Vocat Behav*. 2018; 109: 54-77. <https://doi.org/10.1016/j.jvb.2018.09.006>

37. Klein R. Principles and practices of structural equation modeling. (4nd Eds). NewYork: Guilford Press; 2011.
38. Rosenberg M. Society and the adolescent self-image. NJ: Princeton University Press; 1965. <https://doi.org/10.1515/9781400876136>
39. Bajaj B, Gupta R, Pande N. Self-esteem mediates the relationship between mindfulness and well-being. *Pers Individ Differ*. 2016; 94: 96-100. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.01.020>
40. Nolen-Hoeksema S, Morrow J. A prospective study of depression and posttraumatic stress symptoms after a natural disaster. *J Pers Soc Psychol*. 1991; 61, 115-121. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.61.1.115>
41. Farnam A, Bakhshipour Roodsari A, Mansouri A, Mahmood Aliloo M. The comparison of rumination in patients with Major Depression Disorder, Obsessive-Compulsive Disorder, Generalized Anxiety Disorder and normal individuals. *J Sabzevar Uni Med Sci*. 2010; 17(3): 189-195 (Persian)
42. Spence JT, Robbins AS. Workaholism: Definition, Measurement, and Preliminary Results. *J Pers Assess*. 1992; 58: 160-178. https://doi.org/10.1207/s15327752jpa5801_15
43. Andreassen CS, Griffiths MD, Hetland J, Pallesen S. Development of a work addiction scale. *Scandinavian J Psychol*. 2012; 53: 265-272. <https://doi.org/10.1111/j.1467-9450.2012.00947.x>
44. Nastizaei N, Jenaabadi H, Rakhshanimehr F. The Relationship between Workaholics Organizational Commitment, and Citizenship Behavior of teachers in Zahedan. *J Mod Thoughts Educat*. 2015; 10(2): 89-102. (Persian)
45. Stoeber J, Rambow A. Perfectionism in adolescent school students: Relations with motivation, achievement, and well-being. *Pers Individ Differ*. 2007; 42(7): 1379-1389. <https://doi.org/10.1016/j.paid.2006.10.015>
46. Egan S, Piek J, Dyck M, Kane R. The reliability and validity of the positive and negative perfectionism scale. *Clin Psychol*. 2011; 15(3): 121-132. <https://doi.org/10.1111/j.1742-9552.2011.00029.x>
47. Malekpour F, Mehrbizadeh M, Rahimi M. The Causal Relationship of types of Self-absorption and Maladaptive Perfectionism with Depression through the Mediating Role of Self-criticism in University Students. *J Psychol Stud*. 2017; 13(3): 25-42 (Persian).