

الگوی ساختاری اعتیاد به اینترنت بر اساس صفات ناسازگار شخصیت و نارسایی هیجانی با میانجی‌گری احساس تنهایی دانشجویان

رامین علوی نژاد^۱، شیرین کوشکی^{۲*}، آنیتا باغدادی‌ساریانس^۳، فاطمه گلشنی^۴

چکیده

اعتیاد به اینترنت یکی از موضوعات جدی و تاثیرگذار بر زندگی مدرن انسان است. این پژوهش با هدف مطالعه الگوی ساختاری اعتیاد به اینترنت بر اساس صفات نابهنجار شخصیت و نارسایی هیجانی با میانجی‌گری احساس تنهایی دانشجویان انجام پذیرفت. جامعه این پژوهش شامل کلیه دانشجویان مقطع کارشناسی شهر تهران در سال تحصیلی ۱۳۹۷-۹۸ شد. ۸۰۰ دانشجو به روش نمونه گیری خوشای تصادفی مرحله‌ای و با توجه به معیارهای ورود به مطالعه انتخاب شدند. جمع آوری اطلاعات با استفاده از پرسشنامه اطلاعات جمعیت شناختی، پرسشنامه اعتیاد به اینترنت یانگ (IA)، پرسشنامه احساس تنهایی (UCLA)، فرم کوتاه نسخه بزرگسالان پرسشنامه شخصیت (PID-5-BF) و مقیانس نارسایی هیجانی تورنتو (TAS-20) صورت پذیرفت. نتایج حاصل از آزمون معادلات ساختاری نشان داد که مدل مورد نظر از برازش قابل قبولی برخوردار است. در مجموع یافته‌های این پژوهش حاوی تلویحات مهمی درباره اعتیاد به اینترنت و عوامل تاثیر گذار بر آن یعنی صفات ناسازگار شخصیت، نارسایی هیجانی و متغیر میانجی احساس تنهایی بود.

واژه‌های کلیدی: اعتیاد به اینترنت، صفات ناسازگار شخصیت، نارسایی هیجانی، احساس تنهایی.

^۱ دانشجو دکتری تخصصی روانشناسی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی، تهران، ایران.

^۲ دانشیار روانشناسی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی، تهران، ایران.

^۳ استاد یار روانشناسی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی، تهران، ایران.

^۴ استاد یار روانشناسی دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی، تهران، ایران.

* نویسنده مسئول مقاله. shirin_kooshki@yahoo.com

مقدمه

هرچند اینترنت به بخشی انکارنایپذیر از زندگی روزمره تبدیل شد اما پیامدهای استفاده از آن نیز در برخی افراد مشکل ساز طلقی شدند. این مشکلات تا جایی پیش رفت که در رابطه با اینترنت با اینکه که پدیدهای نوپا بود (Jamshidi & Sarvghad, 2015) نظریه اعتیاد به اینترنت به عنوان یک اختلال بالینی جدید (Young, 1998a) مطرح شد. پدیده بالینی جدید و با رشد سریع (Saville, 2010 Gisbert, Kopp, & Telesco, 2010) که به لحاظ موارد زیر می‌تواند موضوع مطالعات بیشتری فرار بگیرد. اعتیاد به اینترنت در بخش سوم نسخه پنجم راهنمای تشخیصی و آماری اختلالات روان شناختی^۱ گنجانده شد، یعنی جزء اختلالاتی که نیازمند مطالعه بیشتر هستند. در برخی پژوهش‌ها (Cheng & Li, 2014) بیشترین شیوع اعتیاد به اینترنت در خاورمیانه (۹٪) گزارش شده است. میزان استفاده مشکل‌دار اینترنت در ایران و در میان دانشجویان ۱۳٪ گزارش شده است (Soleymani, Garivani, & Farashbandi, 2016). همچنین اعتیاد به اینترنت به عنوان موضوعی جدی در حوزه سلامت روان، تاثیر نیرومندی بر عملکرد تحصیلی دانشجویان دارد (Derbyshire, 2013). این تاثیر را برخی مطالعات به شکل افت معنی دار تحصیلی دانشجویان مشاهده کرده اند (Mohamadbeigi, Ghazavi, Mohammadsalehi, Ghamari, & Saeidi, 2010).

صفات شخصیت به علت ثبات در پاسخگویی به محرك‌ها در موقعیت‌های مختلف می‌توانند پیش‌بینی کننده رفتار باشند (Schultz & Schultz, 2012). اکثر پژوهش‌ها از صفات بهنجار برای مطالعه احساس تنهایی (Abdellaoui et al., 2018) و اعتیاد به اینترنت استفاده کرده‌اند. پژوهش‌های اندکی ارتباط صفات ناسازگار شخصیت و اعتیاد به اینترنت را بررسی کرده‌اند (Gervasi, Marca, Lombardo, Lacolina, & Schimmenti, 2017 Zadra, Bischof, Besser, 2016 Krueger, Derringer, & Colleagues, 2016). اما در کل اطلاعات موجود درباره ارتباط اعتیاد به اینترنت و صفات ناسازگار^۲ شخصیت کمیاب گزارش شده است (Markon, Watson, & Skodol, 2012). در این پژوهش از مدل جایگزین اختلال شخصیت^۳ (Krueger, Derringer, & Colleagues, 2016) که مبتنی بر صفات ناسازگار شخصیت است استفاده شود. این مدل اولیه از شخصیت، در بخش سوم نسخه پنجم راهنمای تشخیص و آماری قرار دارد.

¹ diagnostic Statistical Manual

² maladaptive personality traits

³ alternative Model of Personality Disorder

و پنج بعد اصلی شامل عاطفه منفی،^۱ گسلش،^۲ مخالفت ورزی،^۳ مهارگسیختگی،^۴ و روانپریشی را شامل می‌شود.

نارسایی هیجانی به عنوان یکی از عوامل تاثیرگذار بر پیدایش اعتیاد به اینترنت گزارش شده است (Alpaslan, Avci, Soylu, & Guzel, 2015) و امکان پیش بینی اعتیاد به اینترنت براساس نارسایی هیجانی در برخی مطالعات گزارش شده است (Gao et al., 2018). در جامعه ایرانی همبستگی مثبت دو متغیر نارسایی هیجانی و اعتیاد به اینترنت گزارش شده گرچه از نمونه در دسترس و افراد مراجعه کننده به مراکز مشاوره استفاده شده است (ابراهیمیان، نقش و ابراهیمیان، ۱۳۹۶). اما علاوه بر اینکه مطالعه بیشتر ارتباط اعتیاد به اینترنت و نارسایی هیجانی در نمونه های متفاوت پیشنهاد شده (Lim, Gwee, & Hong, 2018)، در مقاله مروری که اخیراً انجام شده گزارش شده و مطالعه اثر تعاملی سایر متغیرهای تاثیرگذار بر این رابطه پیشنهاد شده است.

تهایی پدیده ای منحصر بفرد و چند بعدی می‌باشد و بیانگر آن است که افراد می‌توانند روابط بین فردی را کوچکتر و با رضایت بخشی کمتری نسبت آنچه تمایل دارند درک کنند (Bevinn, 2011). احساس تهایی به عنوان یک تجربه ناخوشایند ذهنی و گاهی واقعی است (Behamin & McIntyre, Worsley, Corcoran, Kouroshnia, 2017) که به عنوان قوی ترین پیشین رنج روانی^۵ (Woods, & Bentall, 2018) مورد توجه جوامع علمی و فرهنگی قرار گرفته است. چنانچه کشوری مثل انگلستان در سال ۲۰۱۷ برای اولین بار در تاریخ وزیر امور تهایی^۶ منصوب کرده است. برخی مطالعات امکان پیش بینی اعتیاد به اینترنت توسط احساس تهایی را گزارش کرده‌اند (Pontes, 2014). احساس تهایی به عنوان متغیر میانجی ارتباط اعتیاد به اینترنت و صفات ناسازگار شخصیت نیز مورد مطالعه قرار گرفته و نقش میانجی گری آن معنی دار گزارش شده است (Yaghoubi & Mardani, 2018). این پژوهش بر این هدف استوار است تا الگوی ساختاری اعتیاد به اینترنت را براساس صفات ناسازگار شخصیت و نارسایی هیجانی با میانجی گری احساس تهایی مورد مطالعه قرار دهد.

¹ negative Affectivity

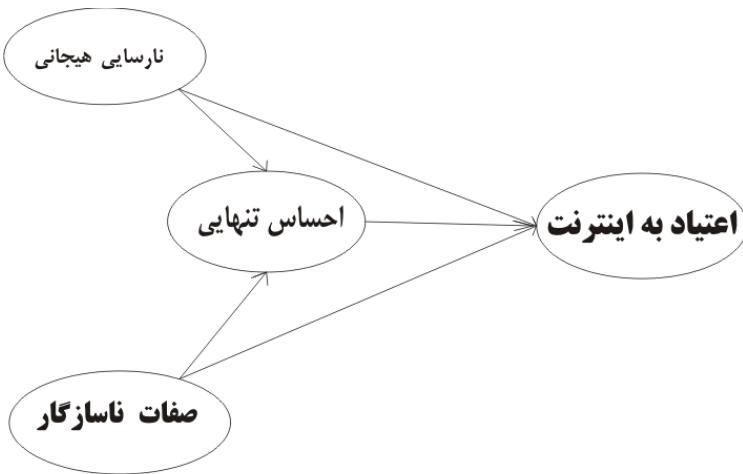
² detachment

³ antagonism

⁴ disinhibition

⁵ mental distress

⁶ British minister of loneliness



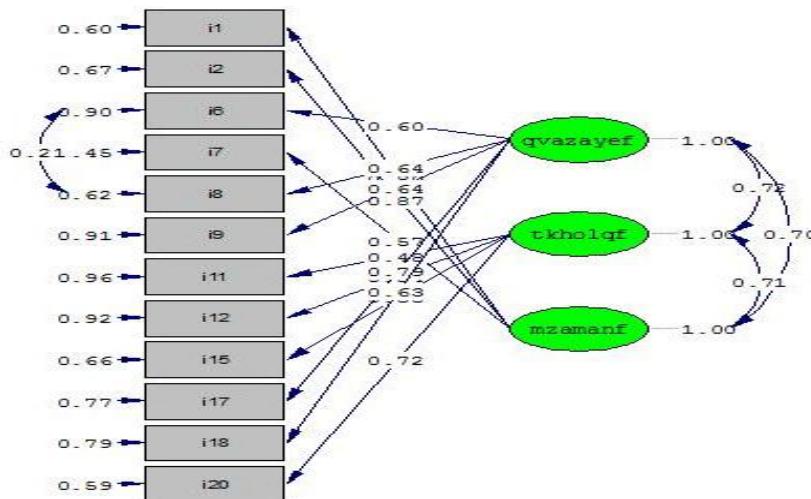
نمودار ۱ . مدل علی مورد آزمون از متغیرهای پژوهش

روش، جامعه و نمونه‌ی آماری پژوهش

این پژوهش از لحاظ زمان بندی مقطوعی، به لحاظ هدف بنیادی و با در نظر گرفتن شیوه گردآوری و تحلیل همبستگی، و به روش مدل‌بایی معادلات ساختاری می‌باشد. جامعه شامل کلیه دانشجویان ۱۸ تا ۲۴ سال دانشگاه‌های وزارت علوم شهر تهران در سال تحصیلی ۹۷-۹۸ شد که در زمان جمع آوری داده‌ها مشغول به تحصیل در مقطع کارشناسی بودند. در این مطالعه از روش نمونه‌گیری خوش‌های مرحله‌ای استفاده شد. واحد خوش‌های شامل نوع دانشگاه (دولتی، آزاد، پیام نور، غیر انتفاعی، علمی کاربردی)، دانشکده و در نهایت کلاس شد. این پژوهش بر این اعتقاد عمومی است که حجم نمونه بیشتر، بهتر است (Jacobucci, 2009). پرسشنامه‌ها بین نمونه ۸۰۰ نفری توزیع و جمع آوری شد و بعد از کنار گذاشتن پرسشنامه‌های مخدوش ۷۴۵ پرسشنامه وارد تحلیل آماری شد. از این تعداد ۴۲۵ پرسشنامه دارای نمره اعتیاد به اینترنت بالای ۴۰ داشتند که در طبقه بندی یانگ (Young, 1998b) جزء کاربران مشکل دار اینترنت به حساب می‌آیند. معیارهای ورود به مطالعه نداشتن سابقه مشکل جسمی و روانشناختی، محدوده سنی ۱۸ تا ۲۴ سال و سکونت در شهر تهران حداقل به مدت ۵ سال در نظر گرفته شد. اصول اخلاقی در این پژوهش رعایت شد و اطلاعات آمودنیها کاملاً محترمانه تلقی شد. شرکت کنندگان در صورت تمایل می‌توانستند ایمیل ادرسی را در انتهای پرسشنامه بنویسند و از نتایج مطالعه بهره مند شوند.

پرسشنامه اطلاعات جمعیت شناختی. اطلاعات جمعیت شناختی شرکت کنندگان از قبیل جنس، سن، مدت زمان استفاده از اینترنت، رشته تحصیلی، وضعیت تأهل و غیره جمع آوری شد.

پرسشنامه اعتیاد به اینترنت یانگ. این پرسشنامه با توجه به نیاز به پرسشنامه‌ای مبتنی بر DSM و با قابلیت افتراق افراد داری اعتیاد به اینترنت از کاربران سالم درست شده است. ۲۰ پرسش بوسیله طیف لیکرت ۱ تا ۵ پاسخ داده می‌شوند و نمرات حاصل از پرسشنامه بین ۲۰ تا ۱۰۰ قرار می‌گیرند. نمرات ۲۰ تا ۳۹ کاربران عادی اینترنت، نمرات ۴۰ تا ۶۹ کاربران دارای مشکلات متعدد و نمرات ۷۰ تا ۱۰۰ کاربران دارای مشکلات معنی دار را نشان می‌دهند (Young, 1998b). مطالعات اولیه بر روی ویژگیهای روان‌سنجی پرسشنامه پایایی درونی نیرومندی نشان داد اما در ساختار عاملی پرسشنامه اعتیاد به اینترنت ناهمخوانی وجود داشت (Kaya, Delen, & Young, 2016). ساختار ۶ عاملی بر جستگی، استفاده افراطی، غفلت از کار، پیشیبینی، فقدان کنترل و غفلت از زندگی اجتماعی (Widyanto & McMurran, 2004); ساختار ۳ عاملی تعارض هیجانی/روان‌شناختی، مشکل مدیریت زمان و تغییر خلق (Widyanto, Griffiths, & Brusden, 2011); ساختار ۲ عاملی استفاده وابسته و استفاده افراطی (Jelenchick, Becker, & Moreno, 2012) را معرفی کردند. در این تحلیل عامل اکتشافی در نمونه ۷۱۹ نفری انجام شد. در آزمون کرویت بارتلت مقدار تقریبی کالاسکور ۲۲۷۶.۵۸ با درجه آزادی ۶۶ در سطح معنی داری $p < 0.001$ بدست آمد. مقدار KMO برابر با ۰.۸۷ بود و کفايت حجم نمونه را نشان می‌دهد. تحلیل عاملی با شیوه چرخش واریمکس استفاده شد و عامل‌های اول تا سوم به ترتیب ۰.۷۱، ۰.۷۰ و ۰.۵۵٪ از واریانس کل را تبیین کردند. سوال‌های دارای بار عاملی بیشتر از ۰.۵ انتخاب شدند، تا دست کم ۰.۵٪ از واریانس مورد نظر تبیین شود (Tabachnick & Fidell, 2001). آلفای کرونباخ برای کل پرسشنامه ۰.۸۳ و برای سه عامل ۰.۶۳ و ۰.۷۱ و ۰.۷۴ بدست آمد. همبستگی پرسشنامه اعتیاد به اینترنت با پرسشنامه pid-5 (۰.۴۲ $p < 0.01$) بدست آمد که نشان از تائید روایی همگرایی این پرسشنامه می‌باشد. در مرحله بعد تحلیل عامل تائیدی (شکل ۱) انجام و عامل‌های غفلت از وظایف، تغییر خلق و مدیریت زمان بدست آمدند. نتایج، ساختار ۳ عاملی را با شاخص‌های برازش مناسب تأیید کرد ($\chi^2/df=2.80$, $p<0.001$, $RMSEA=0.050$, $GFI=0.97$, $CFI=0.98$, $NFI=0.97$).

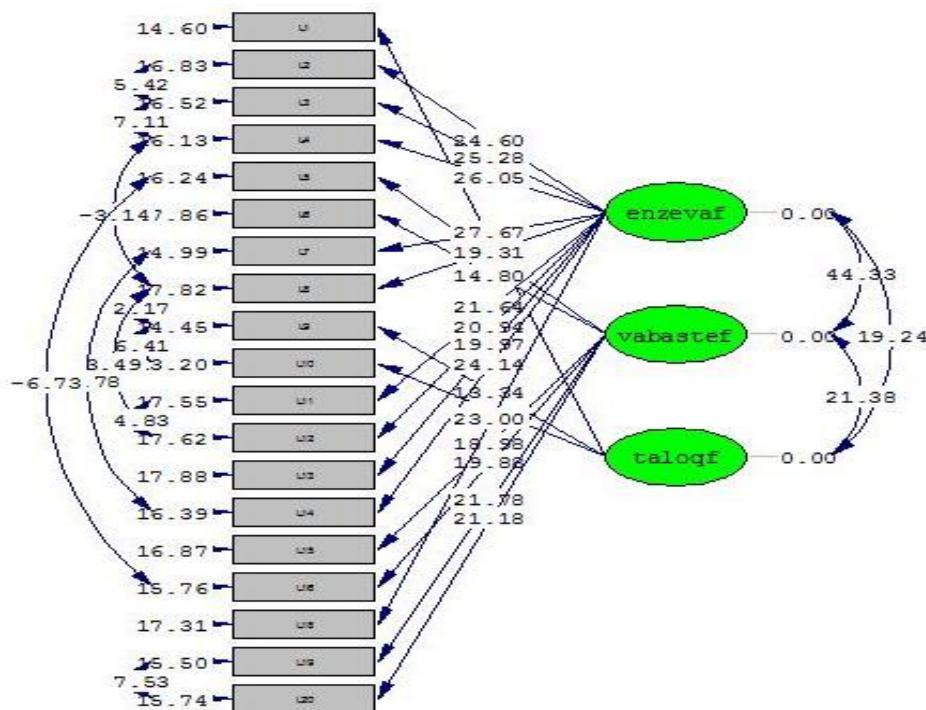


شکل ۱. تحلیل عاملی تائیدی پرسشنامه اعتیاد به اینترنت

مقیاس احساس تنها‌یی راسل. مقیاس احساس تنها‌یی^۱ UCLA به منظور سنجش احساس تنها‌یی در این پژوهش استفاده شد (Russell, Peplau, & Cutrona, 1980). این مقیاس دارای ۲۰ پرسش است و نمره گذاری بر اساس طیف لیکرت ۱ (هرگز) تا ۴ (غلب) می‌باشد و بالطبع دامنه نمره کل بین ۲۰ تا ۸۰ می‌باشد و بالا رفتن نمره نشانگر شدت بیشتر احساس تنها‌یی است. ضریب آلفای کرونباخ .۸۸ تا .۹۴ و ضریب بازآزمایی .۸۹ برای مقیاس احساس تنها‌یی گزارش شده است. گرچه در ابتدا این مقیاس بدون عامل بدست آمده اما برخی مطالعات که به منظور تحلیل عاملی اکتشافی این پرسشنامه روی دانشجویان انجام شد ۳ عامل را استخراج کردند (Adams, Openshaw, 2009; Bennion, Mills, & Noble, 1988; Austin, 1983; Dussault, Ferent, Austin, & Leroux, 2009). هنگاریابی این پرسشنامه در جامعه ایرانی را انجام شده و وجود چهار عامل گزارش شده است (Bahiraei, Delavar, & Ahadi, 2006). در پژوهش حاضر و با استفاده از تحلیل عامل اکتشافی ۳ عامل استخراج شد. در آزمون کرویت بارتلت مقدار تقریبی کاالسکور ۷۷۷۴,۳۷ با درجه آزادی ۱۹۰ در سطح معنی داری $p < 0.001$ بود. مقدار KMO برابر با .۹۵ بود و کفايت حجم نمونه را نشان می‌دهد. تحلیل عاملی با شیوه چرخش واریمکس استفاده شد و عامل‌های اول تا سوم به ترتیب ۴۶,۰۲، ۲۹,۲ و ۵۹٪ از واریانس کل را تبیین کردند. سوال‌های دارای پار عاملی بیشتر از ۴. انتخاب شدند. آلفای کرونباخ برای کل پرسشنامه .۹۳ و برای سه عامل .۶۸ و .۸۲ و .۹۳ بود.

¹ University of California at Los Angles Loneliness Scale

آمد. همبستگی این مقیاس با پرسشنامه نارسایی هیجانی تورنتو $.53$ ($p < 0.01$) بدست آمد که نشان از تائید روایی همگرایی این پرسشنامه می‌باشد. در مرحله بعد تحلیل عامل تائیدی شکل (۲) انجام و سه عامل انزوا، وابستگی به روابط و تعلق پذیری بدست آمد. نتایج، ساختار ۳ عاملی را با شاخص های برازش مناسب تائید کرد ($\chi^2/df=2.96$, $p<0.001$, $RMSEA=0.052$, $GFI=0.94$, $CFI=0.99$, $NFI=0.98$).

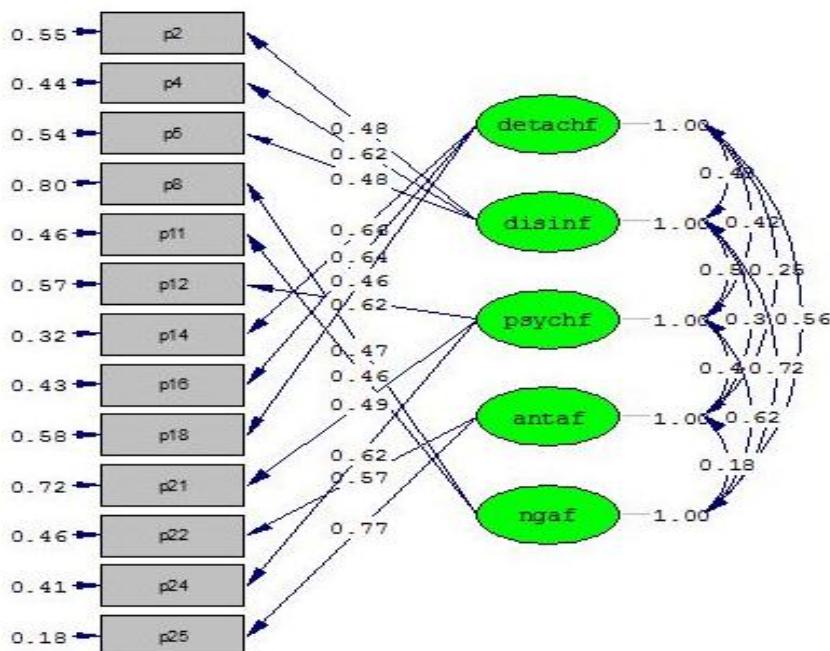


شکل ۲. تحلیل عاملی تائیدی پرسشنامه احساس تنها‌ای

فرم کوتاه نسخه بزرگسالان پرسشنامه شخصیت PID-5-BF (DSM-V). این پرسشنامه شامل ۲۵ سوال است و برای سنجش مدل ابعادی صفات شخصیت نسخه پنجم راهنمای تشخیصی و آماری در پنج بعد^۱ عاطفه منفی، گسلش، مخالفت ورزی، مهارگسیختگی و روانپریشی ساخته شده است (Krueger et al., 2012). در این پرسشنامه هر کدام از ابعاد پنج عبارت را شامل می‌شوند و بوسیله مقیاس چهار امتیازی نمره گذاری می‌شوند (۰ برای خیلی مخالفم تا ۳ برای کاملاً موافقم). کل

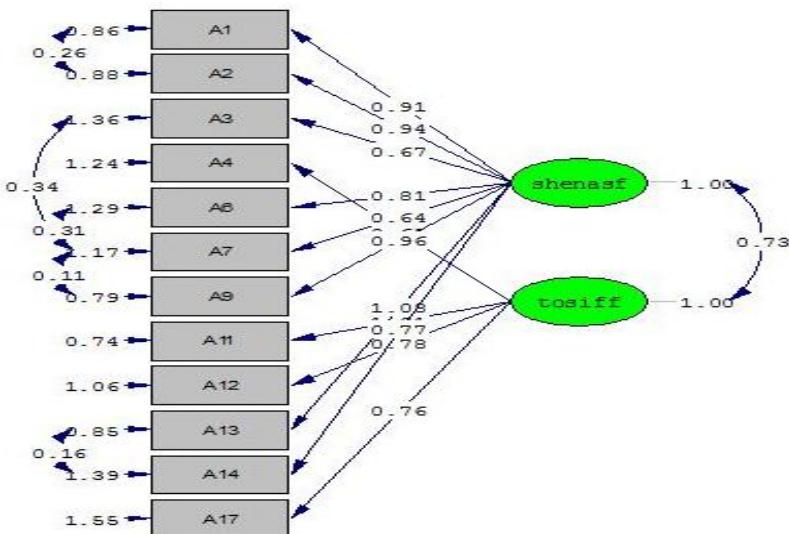
^۱ domain

مقیاس شامل دامنه نمره ۰ تا ۷۵ می‌شود و نمرات بالاتر بیانگر مشکلات شدیدتر شخصیت هستند. هر حیطه از صفات دامنه‌ای از نمرات ۰ تا ۱۵ را شامل می‌شود و نمرات بالاتر بدکارکردی در حیطه بخصوص صفات شخصیت را نشان می‌دهد. فرم کوتاه پرسشنامه شخصیت ۵ DSM-5 در کشورهای مختلفی اعتبارسنجی شده است و در ایران نیز پایایی کل برای این مقیاس ۸۶. و همسانی درونی عامل‌های مقیاس بین ۷۶ تا ۸۹. گزارش شده است (Abdi & Chalabianlu, 2017). نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد آزمون کرویت بارتلت مقدار تقریبی کالسکور ۲۵۷۵.۵۳ با درجه آزادی ۱۵۳ در سطح معنی داری $p < 0.001$ است. مقدار KMO برابر با ۰.۸۰ بود و کفایت حجم نمونه را نشان می‌دهد. تحلیل عاملی با شیوه چرخش واریمکس استفاده شد و عامل‌های اول تا پنجم به ترتیب از ۰.۴۰ تا ۰.۵۶ مهارگسیختگی (روانپریشی)، مخالفت ورزی (اعاطه منفی) و عاطفه منفی (بدست آمد) در مرحله بعد تحلیل عامل تائیدی (شکل ۳) انجام شد و نتایج برآش مناسبی را برای ۵ عامل نشان داد ($\chi^2/df=2.30$, $p<0.001$, RMSEA=0.043, GFI=0.97, CFI=0.97, NFI=0.96)



شکل ۳. تحلیل عاملی تائیدی پرسشنامه صفات شخصیت

مقیاس نارسایی هیجانی تورنتو. اندازه گیری نارسایی هیجانی بوسیله نسخه فارسی نارسایی هیجانی تورنتو (Bagby, Taylor, & Parker, 1994) صورت گرفت. این آزمون که سه زیر مقیاس دشواری در شناسایی احساسات، دشواری در توصیف احساسات و تفکر عینی را شامل می‌شود، ۲۰ گویه دارد و در طیف لیکرت از نمره ۱ (کاملاً مخالف) تا ۵ (کاملاً موافق) نارسایی هیجانی را اندازه می‌گیرد. نمره کل بین ۲۰ تا ۱۰۰ محاسبه می‌شود. ویژگیهای روانسنجی نسخه اصلی در مطالعات متعددی بررسی و تایید شده است و برای نسخه فارسی این آزمون نیز ویژگیهای روانسنجی مناسبی گزارش شده و ضریب آلفای .۸۵ و پایایی بازآزمایی با فاصله چهار هفته ای از .۸۰ بدست آمده است (Besharat, 2008). در پژوهش حاضر نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد آزمون کرویت بارتلت با مقدار تقریبی کالاسکور ۳۲۰.۹،^{p <}۰.۰۰۱ است. مقدار KMO برابر با .۸۷ بود و کفایت حجم نمونه را نشان می‌دهد. تحلیل عاملی با شیوه چرخش واریمکس استفاده شد و عامل‌های اول تا سوم به ترتیب کمترین تاریخ شدن تا داشت کم از ۵۰٪ واریانس کل را تبیین کردند. سوال‌های دارای بار عاملی بیشتر از .۵ انتخاب شدند تا داشت کم از واریانس مورد نظر تبیین شود (Tabachnick & Fidell, 2001). آلفای کرونباخ برای کل پرسشنامه .۸۰ و برای دو عامل توصیف احساسات و شناسایی احساسات به ترتیب .۶۹ و .۸۵ و برای عامل تفکر عینی .۰۷۶ بدست آمد. برخی مطالعات با استفاده از تحلیل عاملی تائیدی فقط دو عامل شناسایی و توصیف احساسات را مشاهده کردند و مقیاس نارسایی هیجانی تورنتو را بدون مقیاس تفکر عینی دارای اعتبار گزارش کردند (Loas, Braun, Delhaye, & Linkowski, 2017). در این پژوهش تحلیل عاملی تائیدی (شکل ۴) برای دو عامل شناسایی و توصیف احساسات برآش قابل قبولی نشان داد $(\chi^2/df=2.92, p<0.001, RMSEA=0.052, GFI=0.95, CFI=0.98, NFI=0.98)$.



شکل ۴. تحلیل عاملی تائیدی مقیاش نارسایی هیجانی تورنتو

نتایج

برای توصیف داده های جمعیت شناختی تعداد و درصد متغیرها در جدول ۱ نشان داده شده است. همانطور که مشاهده می کنید دانشجویان دختر ۳ برابر دانشجویان پسر هستند. درصد پائینی از دانشجویان (۶,۱٪) متاهل می باشند با این حال ۳۰٪ از آنها گزارش کرده اند که دارای یک رابطه عاطفی هستند. با توجه به اینکه داکثر سن شرکت کنندگان در پژوهش ۲۴ سال بود، ۱۷,۵٪ از افراد گزارش داده اند که بیش از ۱۰ سال است که از اینترنت اسفاده می کنند.

جدول ۱. فراوانی و درصد متغیرهای جمعیت شناختی پژوهش

| جنسیت | تعداد | درصد | طبقه اجتماعی اقتصادی | تعداد | درصد | درصد |
|-------------------|-------|------|-----------------------------|-------|------|------|
| مرد | ۱۹۱ | ۲۶,۶ | پائین | ۱۴ | ۱,۹ | |
| زن | ۵۲۸ | ۷۳,۴ | متوسط | ۶۵۲ | ۹۰,۷ | |
| رشته | | | بالا | ۵۳ | ۷,۴ | |
| فنی | ۱۳۷ | ۱۹,۱ | فرزند چند هستید؟ | | | |
| تجربی | ۲۲۶ | ۳۱,۴ | اول | ۲۹۳ | ۴۰,۸ | |
| انسانی | ۲۲۷ | ۳۱,۶ | دوم | ۲۶۴ | ۳۶,۷ | |
| هنر | ۱۲۹ | ۱۷,۹ | سوم | ۱۰۰ | ۱۳,۹ | |
| تأهل | | | چهارم | ۲۴ | ۳,۳ | |
| مجرد | ۶۷۳ | ۹۳,۶ | پنجم | ۱۶ | ۲,۲ | |
| متاهل | ۴۴ | ۶,۱ | آخر (نامعلوم از چند نفر) | ۲۲ | ۳,۱ | |
| طلاق | ۱ | .۱ | مدت زمان استفاده از اینترنت | | | |
| نامعلوم | ۱ | .۱ | کمتر از ۵ سال | ۹۸ | ۱۳,۶ | |
| شغل | | | بین ۵ تا ۱۰ سال | ۴۹۵ | ۶۸,۸ | |
| محصل | ۶۲۵ | ۸۶,۹ | بیش از ۱۰ سال | ۱۲۶ | ۱۷,۵ | |
| کارمند | ۲۳ | ۳,۲ | اینترنت صرف چه موضوعی؟ | | | |
| آزاد | ۷۱ | ۹,۹ | شکه های مجازی | ۵۲۶ | ۷۳,۲ | |
| رابطه عاطفی دارد؟ | | | فیلم و موسیقی | ۵۲ | ۷,۲ | |
| بلی | ۲۱۶ | ۳۰ | چت | ۴۷ | ۶,۵ | |
| خیر | ۵۰۳ | ۷۰ | تحقیق | ۵۰ | .۷ | |
| شیوه والدگری | | | بازی | ۱۰ | ۱,۴ | |
| مقدار | ۳۵۱ | ۴۸,۸ | سایر | ۳۴ | ۴,۷ | |
| مستبد | ۱۱۴ | ۱۵,۹ | | | | |
| سهل گیر | ۱۶۵ | ۲۲,۹ | | | | |
| بی اعتمنا | ۶۵ | .۹ | | | | |
| نامعلوم | ۲۴ | ۲,۳ | | | | |

شاخص‌های توصیفی متغیرهای مورد مشاهده پژوهش بوسیله میانگین به عنوان، انحراف استاندارد، مینیمم و ماکزیمم و کجی و کشیدگی در جدول ۲ ارائه شده‌اند. همانگونه که مشاهده می‌کنید شاخص‌های کجی و کشیدگی بین ۱+ و ۱- قرار دارند که بیانگر عدم انحراف نمرات از توزیع نرمال است (Meyers, Gamst, & Guarino, 2016).

ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش در جدول ۳ نشان داده شده است. همبستگی بین مخالفت ورزی (عامل چهارم پرسشنامه شخصیت) و تعلق پذیری (عامل سوم احساس تنها) معنی دار نبود. سایر همبستگی‌ها همانطور که مشاهده می‌شود در سطح $p < 0.01$ و $p < 0.05$ معنی دار هستند.

جدول ۲. شاخص‌های توصیفی متغیرهای مورد مشاهده

| تفکر عینی | شناختی احساس | محلالت ورزی | اعاطه منفی | گسلش | تعلق پذیری | روابط وابستگی | انزوا | فقدان کنترل | تأثیر بر عملکرد | غفلت از وظایف | تعداد | مینیمم | ماکزیمم | میانگین | انحراف استاندارد | کجی | کشیدگی |
|-----------|--------------|-------------|------------|------|------------|---------------|-------|-------------|-----------------|---------------|-------|--------|---------|---------|------------------|------|--------|
| .۷۱۹ | .۷۱۹ | .۷۱۹ | .۷۱۹ | .۷۱۹ | .۷۱۹ | .۷۱۹ | .۷۱۹ | .۷۱۹ | .۷۱۹ | .۷۱۹ | .۷۱۹ | .۷۱۹ | .۷۱۹ | .۷۱۹ | .۷۱۹ | .۷۱۹ | .۷۱۹ |
| .۰۵۴ | .۰۵۴ | .۰۵۴ | .۰۵۴ | .۰۵۴ | .۰۵۴ | .۰۵۴ | .۰۵۴ | .۰۵۴ | .۰۵۴ | .۰۵۴ | .۰۵۴ | .۰۵۴ | .۰۵۴ | .۰۵۴ | .۰۵۴ | .۰۵۴ | .۰۵۴ |
| .۰۴۹ | .۰۴۹ | .۰۴۹ | .۰۴۹ | .۰۴۹ | .۰۴۹ | .۰۴۹ | .۰۴۹ | .۰۴۹ | .۰۴۹ | .۰۴۹ | .۰۴۹ | .۰۴۹ | .۰۴۹ | .۰۴۹ | .۰۴۹ | .۰۴۹ | .۰۴۹ |
| .۰۹۵ | .۰۹۵ | .۰۹۵ | .۰۹۵ | .۰۹۵ | .۰۹۵ | .۰۹۵ | .۰۹۵ | .۰۹۵ | .۰۹۵ | .۰۹۵ | .۰۹۵ | .۰۹۵ | .۰۹۵ | .۰۹۵ | .۰۹۵ | .۰۹۵ | .۰۹۵ |
| .۰۴۰ | .۰۴۰ | .۰۴۰ | .۰۴۰ | .۰۴۰ | .۰۴۰ | .۰۴۰ | .۰۴۰ | .۰۴۰ | .۰۴۰ | .۰۴۰ | .۰۴۰ | .۰۴۰ | .۰۴۰ | .۰۴۰ | .۰۴۰ | .۰۴۰ | .۰۴۰ |
| .۰۲۳ | .۰۲۳ | .۰۲۳ | .۰۲۳ | .۰۲۳ | .۰۲۳ | .۰۲۳ | .۰۲۳ | .۰۲۳ | .۰۲۳ | .۰۲۳ | .۰۲۳ | .۰۲۳ | .۰۲۳ | .۰۲۳ | .۰۲۳ | .۰۲۳ | .۰۲۳ |
| .۰۴۴ | .۰۴۴ | .۰۴۴ | .۰۴۴ | .۰۴۴ | .۰۴۴ | .۰۴۴ | .۰۴۴ | .۰۴۴ | .۰۴۴ | .۰۴۴ | .۰۴۴ | .۰۴۴ | .۰۴۴ | .۰۴۴ | .۰۴۴ | .۰۴۴ | .۰۴۴ |
| .۰۷۱ | .۰۷۱ | .۰۷۱ | .۰۷۱ | .۰۷۱ | .۰۷۱ | .۰۷۱ | .۰۷۱ | .۰۷۱ | .۰۷۱ | .۰۷۱ | .۰۷۱ | .۰۷۱ | .۰۷۱ | .۰۷۱ | .۰۷۱ | .۰۷۱ | .۰۷۱ |
| .۰۱۱ | .۰۱۱ | .۰۱۱ | .۰۱۱ | .۰۱۱ | .۰۱۱ | .۰۱۱ | .۰۱۱ | .۰۱۱ | .۰۱۱ | .۰۱۱ | .۰۱۱ | .۰۱۱ | .۰۱۱ | .۰۱۱ | .۰۱۱ | .۰۱۱ | .۰۱۱ |
| .۰۴۵ | .۰۴۵ | .۰۴۵ | .۰۴۵ | .۰۴۵ | .۰۴۵ | .۰۴۵ | .۰۴۵ | .۰۴۵ | .۰۴۵ | .۰۴۵ | .۰۴۵ | .۰۴۵ | .۰۴۵ | .۰۴۵ | .۰۴۵ | .۰۴۵ | .۰۴۵ |
| .۰۶۸ | .۰۶۸ | .۰۶۸ | .۰۶۸ | .۰۶۸ | .۰۶۸ | .۰۶۸ | .۰۶۸ | .۰۶۸ | .۰۶۸ | .۰۶۸ | .۰۶۸ | .۰۶۸ | .۰۶۸ | .۰۶۸ | .۰۶۸ | .۰۶۸ | .۰۶۸ |
| .۰۷۳ | .۰۷۳ | .۰۷۳ | .۰۷۳ | .۰۷۳ | .۰۷۳ | .۰۷۳ | .۰۷۳ | .۰۷۳ | .۰۷۳ | .۰۷۳ | .۰۷۳ | .۰۷۳ | .۰۷۳ | .۰۷۳ | .۰۷۳ | .۰۷۳ | .۰۷۳ |
| .۰۰۳ | .۰۰۳ | .۰۰۳ | .۰۰۳ | .۰۰۳ | .۰۰۳ | .۰۰۳ | .۰۰۳ | .۰۰۳ | .۰۰۳ | .۰۰۳ | .۰۰۳ | .۰۰۳ | .۰۰۳ | .۰۰۳ | .۰۰۳ | .۰۰۳ | .۰۰۳ |

نتایج نشان داد که شاخص‌های برازش مدل نهایی پژوهش که در جدول ۴ نشان داده شده‌اند از کفاایت لازم برخوردار هستند. شاخص مجذور کای معنی دار شده که سطح معنی داری مجذور کای برای مدل‌های با نمونه‌های بزرگ تقریباً همیشه از نظر آماری معنادار است (Hooman, 2016). نسبت مجذور کای به درجه آزادی بین ۲ و ۵ قرار گرفته که برازنده‌گی خوبی را نشان می‌دهد (Marsh & Hocevar, 1985). همانطور که در جدول ۴ مشاهده می‌کنید مقدار بدست آمده برای ریشه دوم میانگین مجذورات باقیمانده ۰.۷۷، ۰.۷۷، ۰.۷۷ بود. این مقدار بین ۰.۵ تا ۰.۸ است و نشان از

برازش خوب مدل دارد (Browne & Cudeck, 1992). در جدول ۵ تاثیرات و ضرائب مسیر متغیرهای مدل اندازه گیری شده آورده شده است. ضرائب در سطح ۰.۰۵ و ۰.۱ معنی دار هستند.

جدول ۳. ماتریس همبستگی متغیرهای پژوهش

| متغیر | ۱ | ۲ | ۳ | ۴ | ۵ | ۶ | ۷ | ۸ | ۹ | ۱۰ | ۱۱ | ۱۲ | ۱۳ |
|----------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|----|
| ۱. وظایف | | | | | | | | | | | | | |
| ۲. عملکرد | .۵۲۳** | | | | | | | | | | | | |
| ۳. کنترل | .۴۸۶** | .۵۰۰** | | | | | | | | | | | |
| ۴. انزوا | .۳۸۰** | .۳۱۶** | .۳۰۶** | | | | | | | | | | |
| ۵. ر. واستگی | .۲۹۲** | .۲۱۴** | .۲۱۰** | .۵۱۵** | .۵۶۲** | | | | | | | | |
| ۶. علقل پذیری | .۲۱۷** | .۲۱۷** | .۲۱۰** | .۱۶۷** | .۱۷۱** | .۵۱۵** | | | | | | | |
| ۷. گسلش | .۲۷۷** | .۲۱۳** | .۴۹۱** | .۴۲۱** | .۴۳۴** | .۴۲۱** | | | | | | | |
| ۸. مهارت‌پذیری | .۳۹۲** | .۲۷۳** | .۲۶۷** | .۴۷۳** | .۳۱۱** | .۲۲۱** | .۳۱۱** | | | | | | |
| ۹. روانپریشی | .۱۴۴** | .۲۱۵** | .۲۰۷** | .۲۸۸** | .۳۶۲** | .۲۸۵** | .۳۶۲** | | | | | | |
| ۱۰. مخالفت | .۱۱۱** | .۱۴۵** | .۰۹۸** | .۱۱۶** | .۱۱۱** | .۰۶۳ | .۱۶۵** | .۳۰۹** | .۳۰۹** | .۲۱۵** | .۳۱۱** | | |
| ۱۱. عاطفه‌من | .۳۰۲** | .۲۲۶** | .۰۱۶** | .۰۱۶** | .۰۱۲** | .۰۱۲** | .۰۱۲** | .۰۱۲** | .۰۱۲** | .۰۱۲** | .۰۱۲** | .۰۱۲** | |
| ۱۲. احساس | .۳۰۷** | .۳۹۸** | .۳۰۵** | .۳۰۵** | .۳۰۰** | .۳۵۶** | .۳۵۶** | .۳۵۶** | .۳۵۶** | .۳۴۳** | .۳۴۳** | .۳۴۳** | |
| ۱۳. احساس | .۱۰۲** | .۱۰۲** | .۰۱۰** | .۰۱۰** | .۰۰۸** | .۰۰۸** | .۰۰۸** | .۰۰۸** | .۰۰۸** | .۰۰۸** | .۰۰۸** | .۰۰۸** | |

* معنی داری در سطح ۰.۰۵ و ** معنی داری در سطح ۰.۰۱.

برای تحلیل مسیر مدل نهایی ابتدا مدل برای نمونه کاربران عادی اینترنت اجرا شد (شکل ۵).

ضرائب مسیر تمامی مسیرها بجز مسیر نارسایی هیجانی به احساس تنهایی معنی دار بدست آمدند.

جدول ۴. شاخص‌های برآشش مدل نهایی پژوهش

| شاخص | مقدار بدست آمده |
|--------------------|-----------------|
| X ² /df | 3.8 |
| P | 0.000 |
| RMSEA | 0.077 |
| NFI | 0.91 |
| NNFI | 0.93 |
| CFI | 0.93 |
| RFI | 0.91 |
| GFI | 0.95 |

نتایج حاصل از مدل نشان می‌دهد که صفات ناسازگار شخصیت (۰.۵۷)، نارسایی هیجانی (۰.۲۴) و احساس تنها (۰.۲۲) اثر مستقیمی بر اعتیاد به اینترنت دارند. صفات ناسازگار شخصیت (۰.۷۹) اثر مستقیمی بر نارسایی هیجانی و همچنین اثر مستقیمی (۰.۷۷) بر احساس تنها داد. همچنین صفات ناسازگار شخصیت از طریق احساس تنها (۰.۴۲، ۰.۴) بر اعتیاد به اینترنت دارد. صفات ناسازگار شخصیت از طریق نارسایی هیجانی اثر غیر مستقیم معنی داری (۰.۱۶، ۰.۲) براعتیاد به اینترنت نشان داد.

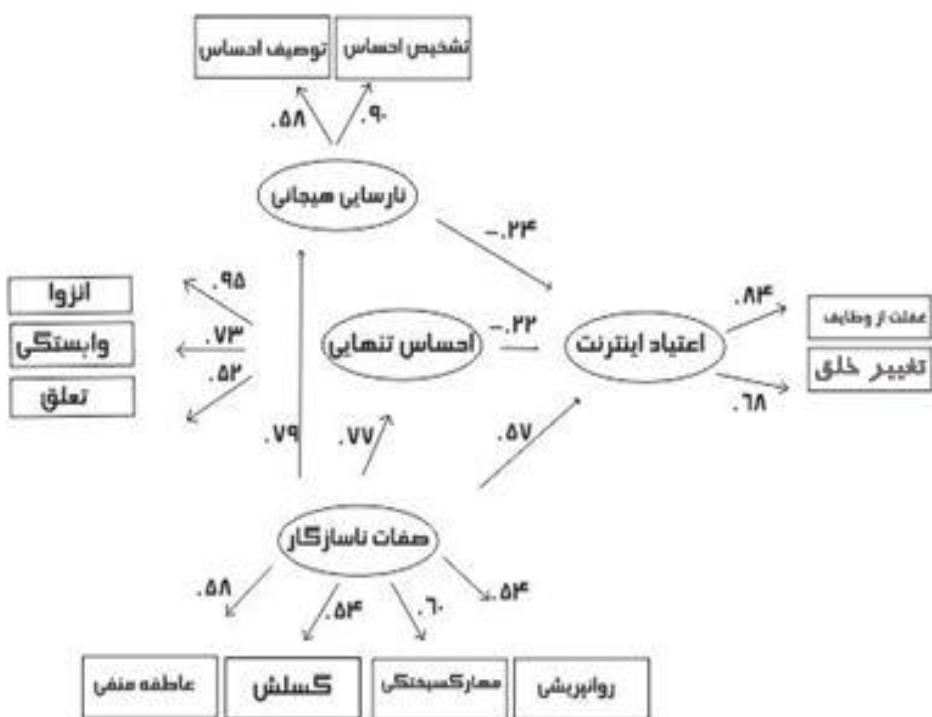
جدول ۵. ضرائب مسیر و ضرائب همبستگی چندگانه برای متغیرهای مدل اندازه‌گیری

| متغیر مکنون | متغیر آشکار | نمونه کاربر عادی اینترنت | | | | نمونه کاربر مشکل دار اینترنت |
|-------------|-------------|--------------------------|-----------|-----------------------|-----------------|------------------------------|
| | | ضریب مسیر | ضریب مسیر | مجذور همبستگی چندگانه | مجذور همبستگی | |
| چندگانه | مسیر | مسیر | ضریب | ضریب | ضریب | ضریب |
| .۷۲ | .۸۵ | .۷۰ | .۸۴ | غفلت از وظایف | | |
| .۵۲ | .۷۲ | .۴۶ | .۶۸ | اعتعیاد اینترنت | تأثیر بر عملکرد | |
| .۹۰ | .۹۵ | .۹۰ | .۹۵ | | انزوا | |
| .۵۳ | .۷۳ | .۵۳ | .۷۳ | | احساس تنها | روابط وابستگی |
| .۲۹ | .۵۴ | .۲۷ | .۵۲ | | | تعلق پذیری |
| .۲۹ | .۵۴ | .۲۹ | .۵۴ | | | گسلش |
| .۳۶ | .۶۰ | .۳۶ | .۶۰ | | | مهارگسیختگی |
| .۲۹ | .۵۴ | .۲۹ | .۵۴ | | | صفات ناسازگار |
| .۲۸ | .۵۳ | .۳۳ | .۵۸ | | | روانپریشی |
| | | | | | | عاطفه منفی |
| .۸۱ | .۹۰ | .۸۱ | .۹۰ | | | شناسایی |
| | | | | | | نارسایی |
| | | | | | | احساس |
| .۲۸ | .۵۳ | .۳۳ | .۵۸ | | | هیجانی |
| | | | | | | توصیف احساس |

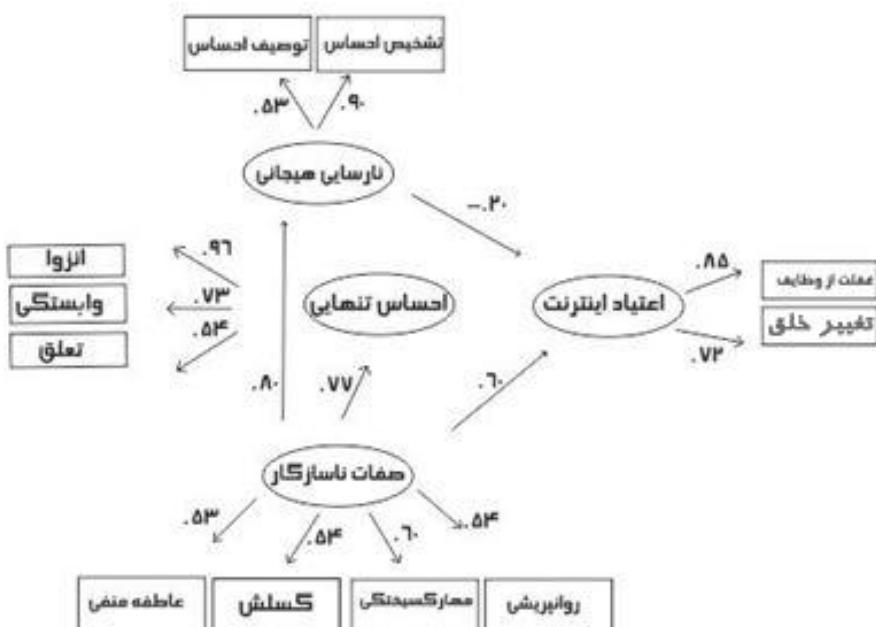
وقتی مدل برای نمونه کاربران مشکل دار اینترنت اجرا شد (شکل ۶)، مسیر احساس تنها (متغیر میانجی) به اعتیاد اینترنت معنی دار بდست نیامد (۱، ۰.۹۶). اما مسیر صفات ناسازگار شخصیت و نارسایی هیجانی به سمت اعتیاد به اینترنت معنی دار بودند (۰.۹۶، ۰.۲۰). نتایج حاصل از مدل نشان داد که صفات ناسازگار شخصیت (۰.۷۷) و نارسایی هیجانی (۰.۲۰) اثر مستقیمی بر اعتیاد به اینترنت دارند. صفات ناسازگار شخصیت (۰.۷۷) اثر مستقیمی بر احساس تنها، همچنین صفات ناسازگار شخصیت (۰.۸۰) اثر مستقیمی بر نارسایی هیجانی دارد. همچنین صفات ناسازگار شخصیت (۰.۱۷، ۰.۰۶) از طریق نارسایی هیجانی اثر غیر مستقیمی بر اعتیاد به اینترنت نشان داد. در جدول ۶ اثرات مستقیم، غیر مستقیم و کل برای مدل ساختاری ارائه شده است.

جدول ۶. اثرات مستقیم، غیر مستقیم و کل مدل ساختاری

| کاربر عادی اینترنت | | | کاربر مشکل دار اینترنت | | | مسیرها |
|--------------------|----------------|--------|------------------------|----------------|--------|-------------------|
| اثر مستقیم | اثر غیر مستقیم | اثر کل | اثر مستقیم | اثر غیر مستقیم | اثر کل | |
| - | - | - | -.۲۲ | - | -.۲۲ | به اعتیاد اینترنت |
| ۱۰.۲۳ | ۱۷.۰۶ | .۶۰ | ۲۴.۱۶ | ۴۲.۴ | .۵۷ | احساس تنهایی |
| -.۲۰ | - | -.۲۰ | -.۲۴ | - | -.۲۴ | صفات ناسازگار |
| .۷۷ | - | .۷۷ | .۷۷ | - | .۷۷ | نارسایی هیجانی |
| - | - | - | - | - | - | به احساس تنهایی |
| .۸۰ | - | .۸۰ | .۷۹ | - | .۷۹ | صفات ناسازگار |
| | | | | | | نارسایی هیجانی |
| | | | | | | به نارسایی هیجانی |
| | | | | | | صفات ناسازگار |



شکل ۵. ضرائب مسیر استاندارد شده مدل نهایی برای کاربران عادی اینترنت



شکل ۶. ضرائب مسیر استاندارد شده مدل نهایی برای کاربران مشکل دار اینترنت

بحث

اینترنت پدیده‌ای نوظهور است که نگاه آسیب‌شناسی به آن عمری بیش از دو دهه ندارد. به همین دلیل پژوهش‌های متعددی با هدف بررسی، شناخت، پیش‌بینی و کنترل این پدیده صورت گرفته‌اند. وضعیت مشکل ساز دیگری نیز که در این اواخر توجه بیشتری را از طرف محققین به خود جلب کرده احساس تنها‌ی است (Leigh-Hunt, bagguley, Bash, turner, & Turnbull, 2017). همچنین در رابطه با صفات شخصیت که امکان پیش‌بینی رفتار را میسر می‌کنند (Schultz & Krueger et al., 2012). شاهد تغییراتی از جمله ارائه مدل جایگزین شخصیت بودیم (2012). این پژوهش بر این هدف استوار شد که اعتیاد به اینترنت را بر اساس صفات ناسازگار شخصیت و نارسایی هیجانی با میانجی‌گری احساس تنها‌ی در نمونه دانشجویی مطالعه کند. یک از محدود مطالعاتی که اخیراً اعتیاد به اینترنت و صفات ناسازگار شخصیت را با میانجی‌گری احساس تنها‌ی بررسی و برآش مدل ساختاری بدست آمده را مطلوب گزارش کرد (Yaghoubi & Mardani, 2018). اما در مطالعه آنها بین کاربر عادی و مشکل دار اینترنت تمایزی مشاهده نشد و مدل را برای کل پاسخ‌دهندگان پرسشنامه اعتیاد به اینترنت اجرا کرده‌اند. شاید توجه به این نکته ضروری باشد که

تفکیک کاربران اینترنت به کاربران عادی و کاربران مشکل دار اینترنت نتایج متفاوتی به همراه داشته باشد. چراکه توافق گسترده‌ای مبنی بر اینکه اینترنت به عنوان یک ابزار می‌تواند بهزیستی را بهبود بخشد وجود دارد (Aboujaoude, 2010). بنابراین در پژوهش حاضر و در مدل ساختاری بین این دو دسته از کاربران تمیز قائل شد. هرچند گروه سومی از کاربران اینترنت نیز وجود دارد که مشکلات معنی داری در استفاده از اینترنت دارند و نمره پرسشنامه اعتیاد به اینترنت آنها بالای ۷۰ قرار می‌گیرد. در این پژوهش این کاربران تنها ۴٪ از نمونه را به خود اختصاص دادند به همین دلیل به طور مجزا وارد تحلیل آماری نشدند. اما پژوهش‌های آتی می‌توانند به مطالعه این گروه از کاربران پردازند تا به درک و شناخت بیشتری از اعتیاد اینترنت دست پیدا شود. در پژوهش حاضر مسیر بین اعتیاد به اینترنت و احساس تنهایی در کاربران عادی اینترنت معنی دار بدست آمد اما در کاربرانی که استفاده آنها از اینترنت مشکل ساز تلقی می‌شود این مسیر معنی دار نبود. در کنار اینکه برخی مطالعات ارتباط مثبت معنی دار اعتیاد اینترنت و تنهایی را گزارش کرده‌اند (Bardoudeh, Rahnejat, 2017; Rabiei, & kianimoghadam, 2017) برخی مطالعات احساس تنهایی و اعتیاد به اینترنت را بدون ارتباط معنی دار (Ranaeiy, Taghavi, & Goodarzi, 2016) و برخی دیگر ارتباط منفی معنی داری بین احساس تنهایی و اعتیاد به اینترنت گزارش کرده‌اند (Hasmujaj, 2016). در این پژوهش توجه به منفی بودن مسیر اعتیاد به اینترنت و احساس تنهایی نشان می‌دهد که با کاهش احساس تنهایی، اعتیاد به اینترنت افزایش می‌ابد. قابل ذکر است که پاسخ دهنده‌گان به پرسشنامه اعتیاد به اینترنت، احساس تنهایی فعلی خود را نیز گزارش کرده‌اند، بنابراین ممکن است کاربر عادی بواسطه استفاده از اینترنت با کاهش احساس تنهایی مواجه شده باشد، اما باید دید که آثار بلند مدت اسفاده از اینترنت چه تاثیری بر احساس تنهایی کاربر عادی دارد. به همین دلیل مطالعات طولی و پیگیر در این رابطه پیشنهاد می‌شود.

در این مطالعه و بر اساس تحلیل ساختاری، نارسایی هیجانی در هر دو نمونه از کاربران اینترنت اثر مستقیم معنی داری بر اعتیاد به اینترنت داشت. در یک مطالعه مروری، ارتباط اعتیاد به اینترنت و نارسایی هیجانی در ۵۱ مطالعه بررسی شده و در ۱۲ مطالعه آخر ارتباط مثبت و معنی داری بین نمرات نارسایی هیجانی و شدت اعتیاد به اینترنت بدست آمده، با این وجود مسیر علی‌بین اعتیاد به اینترنت و نارسایی هیجانی به علت در نظر نگرفتن سایر متغیرهای تاثیرگذار احتمالی بر این رابطه، نامشخص گزارش شده است (Mahapatra & Sharma, 2018). مسیر نارسایی هیجانی به اعتیاد اینترنت در پژوهش حاضر منفی بدست آمد. در یکی از محدود مطالعات اخیر که ارتباط اعتیاد به اینترنت و نارسایی هیجانی را با میانجی گری سلامت عمومی بررسی کرده است (Mei, Xu, Gao, Ren, & L, 2018) نیز اثر نارسایی هیجانی بر اعتیاد به اینترنت معنی دار گزارش شده اما برخلاف

پژوهش حاضر علامت مسیر مثبت بدست آمده است. پژوهش می و همکاران (۲۰۱۸) با پژوهش حاضر به لحاظ متغیرهای میانجی متفاوت بودند. بنابراین با در نظر گرفتن سایر متغیرهای میانجی ارتباط نارسانی هیجانی با اعتیاد اینترنت، مطالعات آتی می‌توانند به درک بهتر این ارتباط کمک کنند.

اخیراً مطالعاتی به بررسی ارتباط اعتیاد به اینترنت و صفات ناسازگار شخصیت پرداخته اند (Gervasi et al., 2017). در مطالعه مذکور نشانه‌های اعتیاد به اینترنت توسط عاطفه منفی، مهارگسیختگی و روانپریشی پیش‌بینی شده است، هرچند اثر تعاملی^۱ سایر متغیرها بر این ارتباط در نظر گرفته نشده است. در مطالعه‌ای دیگر (Laier, Wegmann, & Brand, 2018) ارتباط اعتیاد به اینترنت با عاطفه منفی، گسلش و روانپریشی با میانجی‌گری انتظارات اجتنابی گزارش شده است. صفات ناسازگار شخصیت بوسیله متغیر میانجی احساس تنها‌ی نیز اثر معنی داری بر اعتیاد به اینترنت نشان داده است (Yaghoubi & Mardani, 2018). در این پژوهش عاطفه منفی، گسلش، مهارگسیختگی و روانپریشی در مدل نهایی باقی ماندند. صفات ناسازگار شخصیت در هر دو نمونه از کاربران اینترنت اثر مستقیم و همچنین اثر غیر مستقیم معنی داری بر اعتیاد به اینترنت نشان داد. همچنین اثر مستقیم صفات ناسازگار شخصیت بر احساس تنها‌ی و نارسانی معنی دار بدست آمد. از آنجایی که صفات بهنجار شخصیت در تبیین و پیش‌بینی آسیب‌شناسی ناتوان گزارش شده‌اند (Abdi & Chalabianlu, 2017) این پژوهش از صفات ناسازگار شخصیت برای تحلیل ساختاری اعتیاد به اینترنت استفاده کرد و بر اساس نتایج بدست آمده این صفات می‌توانند تاثیر معنی داری بر استفاده مشکل‌دار از اینترنت داشته باشند. به عبارتی نقش پرنگ صفات ناسازگار شخصیت در الگوی ساختاری اعتیاد به اینترنت نه تنها مطالعه بیشتر این صفات را در کنار سایر متغیرهای تاثیرگذار پیشنهاد می‌کند بلکه لزوم توجه مداخلات روان‌شناخی به این صفات را نیز نشان می‌دهد. این پژوهش بواسطه نمونه مورد مطالعه خود به دانشجویان شهر تهران محدود می‌شود، پس در تعمیم‌دهی نتایج رعایت جوانب امر لازم می‌باشد. سن شروع استفاده از اینترنت پائین می‌باشد و تکرار این پژوهش در نمونه‌های با سن کم تر می‌تواند موضوع پژوهش‌های آتی قرار گیرد.

¹ interplay

References

- Abdellaoui, A., Nivard, M. G., Hottenga, J. J., Fedko, I., Verweij, K., Baselmans, B., & al., e. (2018). psychological and psychiatric traits. *psychological and psychiatric traits*, 17(6).
- Abdi, R., & Chalabianlu, G. R. (2017). Adaptation and Psychometric Characteristic of Personality Inventory for DSM-5-Brief Form (PID-5-BF). *New Research in Psychology*, 12(45), 132-154.
- Aboujaoude, E. (2010). Problematic Internet use: an overview. *World Psychiatry*, 9(2), 85-90.
- Adams, G. R., Openshaw, D. K., Bennion, L., Mills, T., & Noble, S. (1988). Loneliness in late adolescence. *Journal of Adolescent Research*, 3, 81-96.
- Alpaslan, A. H., Avci, K., Soylu, N., & Guzel, H. I. (2015). The association between problematic Internet use, suicide probability, alexithymia and loneliness among Turkish medical students. *Journal of Psychiatry Research*, 18(208).
- Austin, B. A. (1983). Factorial structure of the UCLA Loneliness Scale. *Psychological Reports*, 53, 883-889.
- Aytaç, K. (2018). Investigating the Impact of Internet Dependency on Student-Teachers' Loneliness of Adiyaman University Journal of Education and Training Studies, 6(2), 58-64.
- Bagby, R. M., Taylor, G. J., & Parker, J. D. A. (1994). The twenty-item Toronto Alexithymia Scale-11. Convergent, discriminant, and concurrent validity. *Journal of Psychosomatic Research*, 38, 33-40.
- Bahiraei, H., Delavar, A., & Ahadi, H. (2006). Standardization of UCLA Loneliness Scale (version 3) on Students Attending Universities in Tehran. *Practical Psychology*, 1, 6-18.
- Bardoureh, S., Rahnejat, A., Rabiei, M., & kianimoghadam, A. (2017). The determination of the relationship between loneliness and internet dependence and marital conflict married couples. *NPWJM*, 5(16), 31-37.
- Behamin, M., & Kouroshnia, M. (2017). The mediating role of loneliness in the relationship between social skills and social adjustment among adolescents. *Journal of Psychological Models and Methods*, 8(29), 253-268.
- Besharat, M. A. (2008). Alexithymia and Defense Styles. *Journal of Fundamentals of Mental Health*, 10(39), 181-190.
- Bevinn, S. J. (2011). *Psychology of Loneliness (Psychology of Emotions Motivations and Actions)* 1st Edition: Nova Science Publishers, Inc.; 1 edition.
- Browne, M. W., & Cudeck, R. (1992). Alternative Ways of an Assessing Model Fit. *Sociological Methods & Research*, 21(2), 230-258. doi: 10.1177/0049124192021002005

- Cheng, C., & Li, L. Y. (2014). Internet addiction prevalence and quality of (real) life: a meta-analysis of 31 nations across seven world regions. *Cyberpsychol Behav Soc Netw.*, 17(12), 755-760.
- Derbyshire, K. L. e. a. (2013). Problematic Internet use and associated risks in a college sample. *Comprehensive psychiatry*, 54(5), 415-422.
- Dussault, M., Ferent, C., Austin, S., & Leroux, M. (2009). REVISITING THE FACTORIAL VALIDITY OF THE REVISED UCLA LONELINESS SCALE: A TEST OF COMPETING MODELS IN A SAMPLE OF TEACHERS. *Psychological Reports*, 105, 849-856.
- Gao, T., L, J., Zhang, H., Gao, J., Kong, Y., H, Y., & et.al. (2018). The influence of alexithymia on mobile phone addiction: The role of depression, anxiety and stress. *Journal of Affective Disorders*, 225, 761-766.
- Gervasi, A. M., Marca, L. L., Lombardo, M. C., Lacolina, G. M., & Schimmenti, A. (2017). Maladaptive personality traits and internet addiction symptoms among young adults: A study based on the alternative DSM-5 model for personality disorder. *Clinical Neuropsychiatry*, 14(1), 20-28.
- Hasmujaj, E. (2016). Internet Addiction and Loneliness Among Students of University of Shkodra. *European Scientific Journal*, 12(29), 397-407.
- He, W., Shen, C., Wang, C., Jia, Y., Wang, J., & Wang, W. (2018). Body dysmorphic disorder patients: Their affective states, personality disorder functioning styles and body image concerns. *Personality and Individual Differences*, 131(1), 1-6.
- Hoelter, D. (1983). The analysis of covariance structures: Goodness-of-fit indices. *Sociological Methods and Research*, 11, 325-344.
- Hooman, H. A. (2016). Structural equation modeling with lisrel. Tehran [In Persian].
- Iacobucci, D. (2009). Structural equations modeling: Fit Indices, sample size, and advanced topics. *Journal of Consumer Psychology*, 20(1), 90-98.
- Jamshidi, M., & Sarvghad, S. (2015). The Mediating Role of Identity Styles in Relationship between Differentiation of Self and Internet Addiction [In Persian]. *Journal of Psychological Models and Methods*, 5(20), 37-54.
- Jelenchick, L. A., Becker, T., & Moreno, M. A. (2012). Assessing the psychometric properties of the Internet Addiction Test (IAT) in US college students. *Psychiatry Research*, 196, 296-301.
- Kaya, F., Delen, E., & Young, K. S. (2016). Psychometric properties of the Internet Addiction Test in Turkish. *Journal of Behavioral Addictions*, 5(1), 130-134.
- Khanna, A., & Sharma1, M. (2017). Selfie use: The implications for psychopathology expression of body dysmorphic disorder. *Ind Psychiatry J*, 26, 106-109.

- Krueger, R. F., Derringer, J., Markon, K. E., Watson, D., & Skodol, A. E. (2012). Initial construction of a maladaptive personality trait model and inventory for DSM-5. *Psychological Medicine*, 2, 1879-1890.
- Laier, C., Wegmann, E., & Brand, M. (2018). Personality and Cognition in Gamers: Avoidance Expectancies Mediate the Relationship Between Maladaptive Personality Traits and Symptoms of Internet-Gaming Disorder. *Front Psychiatry*, 9. doi: 10.3389/fpsyg.2018.00304
- Leigh-Hunt, N., baguley, D., Bash, K., turner, V., & Turnbull, S. (2017). An overview of systematic reviews on the public health consequences of social isolation and loneliness. *public Health*, 152, 157-171. doi: 10.1016/j.puhe.2017.07.035
- Lim, D. S. H., Gwee, A. J., & Hong, R. Y. (2018). Associations Between the DSM-5 Section III Trait Model and Impairments in Functioning in Singaporean College Students. *Journal of Personality Disorders*. e-View Ahead of Print. doi: 10.1521/pedi_2018_32_353
- Loas, G., Braun, S., Delhaye, M., & Linkowski, P. (2017). The measurement of alexithymia in children and adolescents: Psychometric properties of the Alexithymia Questionnaire for Children and the twenty-item Toronto Alexithymia Scale in different non-clinical and clinical samples of children and adolescents. *PLoS ONE*, 12(5), 1-17.
- Mahapatra, A., & Sharma, P. (2018). Association of Internet addiction and alexithymia - A scoping review. *Addict Behav.*, 81, 175-182. doi: 10.1016/j.addbeh.2018.02.004
- Marsh, H. W., & Hocevar, D. (1985). Application of confirmatory factor analysis to the study of self-concept: first-and higher order factor models and their invariance across groups. *Psychological Bulletin*, 97(3), 562-582.
- McIntyre, J. C., Worsley, J., Corcoran, R., Woods, p. H., & Bentall, R. P. (2018). Academic and non-academic predictors of student psychological distress: the role of social identity and loneliness. *Journal of Mental Health*, 2(3).
- Mei, S., Xu, G., Gao, J., Ren, H., & L, J. (2018). The relationship between college students' alexithymia and mobile phone addiction: Testing mediation and moderation effects. *BMC Psychiatry*, 18(329). doi: 10.1186/s12888-018-1891-8
- Meyers, L. S., Gamst, G., & Guarino, A. J. (2016). *Applied Multivariate Research: Design and Interpretation*, Third Edition London: SAGE Publications.
- Mohamadbeigi, A., Ghazavi, A., Mohammadsalehi, N., Ghamari, F., & Saeidi, A. (2010). Effect of internet addiction on educational status of Arak University of medical sciences students. *J Arak Uni Med Sci*, 12(4), 95-102.

- Pontes, H. M., Griffiths, M. D., & Patrão, I. M. (2014). Internet Addiction and Loneliness Among Children and Adolescents in the Education Setting: An Empirical Pilot Study. *Aloma*, 32(1), 91-98.
- Ranaeiy, S., Taghavi, M. R., & Goodarzi, M. A. (2016). The Effect of Loneliness on Social Networking Sites Use and Its Related Behaviors. *Glob J Health Sci*, 8(8), 162-171.
- Russell, D., Peplau, L. A., & Cutrona, C. E. (1980). The revised UCLA Loneliness Scale: concurrent and discriminant validity evidence". *Journal of Personality and Social Psychology*, 39(3), 472-480.
- Saville , B. K., Gisbert, A., Kopp, J., & Telesco, C. (2010). Internet addiction and delay discounting in college students. *Psychol Rec*, 60, 273-286.
- Schultz, D. P., & Schultz, S. E. (2012). *Theories of Personality*. South Florida: Wadsworth Publishing; 10 edition.
- Soleymani, M. R., Garivani, A., & Farashbandi, F. (2016). THE EFFECT OF THE INTERNET ADDICTION ON THE INFORMATION-SEEKING BEHAVIOR OF THE POSTGRADUATE STUDENTS. *Mater Sociomed*, 2(3), 191-195.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *Using Multivariate Statistics*. boston: allyn & bacon.
- Widyanto, L., Griffiths, M. D., & Brusden, V. (2011). A psychometric comparison of the Internet addiction test, the Internetrelated problem scale, and self-diagnosis. *CyberPsychology, Behavior & Social Networking*, 14, 141-149.
- Widyanto, L., & Mcmurran, M. (2004). The Psychometric Properties of the Internet Addiction Test. *CyberPsychology & Behavior*, 7(4), 449-456.
- Yaghoubi, H., & Mardani, L. S. (2018). Mediating Role of Loneliness in Relation between Abusive Personality Dimensions and Internet Addiction in Social Networking Users. *hrjbaq*, 3(3), 177-186.
- Young, K. S. (1998a). Internet addiction: The emergence of a new clinical disorder. *CyberPsychology & Behavior*, 1(3), 237-244.
- Young, K. S. (1998b). *Caught in the Net: How to Recognize the Signs of Internet Addiction - and A Winning Strategy For Recovery*. New York: Wiley.
- Zadra, S., Bischof, G., Besser, B., & Colleagues. (2016). The association between Internet addiction and personality disorders in a general population-based sample. *J Behav Addict*, 5(4), 691-699.

