



اعتبار عاملی و ویژگی‌های روان‌سنجی پرسش‌نامه فرسودگی شغلی ماسلاچ (نسخه فارسی)

رامین اکبری^۱ (Ph.D.)، رضا غفارثمر^۱ (Ph.D.)، غلامرضا کیانی^۱ (Ph.D.)، احمدرضا عghtesadi^{۲*} (Ph.D.)

۱- دانشگاه تربیت مدرس- گروه زبان انگلیسی- دکترای تخصصی آموزش زبان انگلیسی- عضو هیأت علمی. ۲- دانشگاه تربیت مدرس- گروه زبان انگلیسی- دانش‌آموخته دکترای تخصصی آموزش زبان انگلیسی.

تاریخ دریافت: ۱۳۸۹/۱۱/۱۰، تاریخ پذیرش: ۱۳۹۰/۲/۱۹

چکیده

مقدمه: پرسش‌نامه فرسودگی شغلی ماسلاچ (Maslach Burnout Inventory) متداول‌ترین ابزار سنجش فرسودگی شغلی در میان افراد مختلف با سوابق شغلی و حرفه‌ای متفاوت است. نسخه آموزشگران این پرسش‌نامه به‌طور خاص برای بررسی فرسودگی شغلی در میان کسانی که در امر آموزش و یاددهی دخیل‌اند طراحی شده است. **مواد و روش‌ها:** پرسش‌نامه فرسودگی ماسلاچ به زبان‌های مختلفی ترجمه شده است و ساختار عاملی آن در مطالعات متفاوتی مورد بررسی قرار گرفته است. در این مطالعه، ساختار عاملی نسخه فارسی MBI با استفاده از روش‌های تحلیل عاملی اکتشافی و تحلیل عاملی تأییدی در میان ۵۷۰ معلم زبان انگلیسی مورد بررسی قرار گرفته است. **نتایج:** یافته‌های این پژوهش در مورد نسخه فارسی پرسش‌نامه فرسودگی شغلی، نشان‌دهنده صحت مدل سه عاملی که در اصل توسط ماسلاچ و جکسون ارائه شده، می‌باشد. **نتیجه‌گیری:** با توجه به نتایج به‌دست آمده، پرسش‌نامه فارسی فرسودگی شغلی قابلیت استفاده در تحقیقات فرسودگی شغلی در ایرانیان فارسی زبان را دارد. **واژه‌های کلیدی:** پرسش‌نامه فرسودگی شغلی، اعتبار عاملی، تحلیل عاملی اکتشافی، تحلیل عاملی تأییدی.

Original Article

Knowledge & Health 2011;6(3):1-8

Factorial Validity and Psychometric Properties of Maslach Burnout Inventory –The Persian Version

Ramin Akbari¹, Reza Ghafar Samar¹, Gholam-Reza Kiany¹, Ahmad-Reza Eghtesadi^{2*}

1- Ph.D. in TEFL, Faculty Member, ELT Dept., Tarbiat Modares University, Tehran, Iran. 2- Ph.D. in TEFL, ELT Dept., Tarbiat Modares University, Tehran, Iran.

Abstract:

Introduction: Maslach Burnout Inventory (MBI) (Maslach & Jackson, 1981) is the most commonly used measure of burnout among people from different backgrounds and professions. The educator survey of MBI is the version designed for studying burnout among those engaged in the teaching profession.

Methods: MBI has been translated into various languages and its factor structure has been examined in many studies. This study examined the factorial structure of the Persian version of MBI through exploratory and confirmatory factor analyses among 570 Iranian EFL teachers.

Results: The findings of the study confirmed the appropriacy of the original three-factor model as proposed by Maslach and Jackson for the Persian version of the MBI.

Conclusion: The results of this study indicate that the Persian version of MBI can be used in burnout research with Persian speaking Iranian participants.

Keywords: Burnout inventory, Factorial structure, Exploratory factor analysis, Confirmatory factor analysis.

Conflict of Interest: No

Received: 30 January 2011

Accepted: 9 May 2011

*Corresponding author: A.R. Eghtesadi, Email: a.r.eghtesadi@gmail.com

مقدمه

پرسش‌نامه فرسودگی شغلی ماسلاچ (Maslach Burnout Inventory)، متداول‌ترین ابزار سنجش فرسودگی شغلی در میان افراد مختلف با سوابق شغلی و حرفه‌ای متفاوت است (۱). اصطلاح «فرسودگی شغلی» یا «بی‌رمقی» در زبان انگلیسی ابتدا توسط فرادنبرگر (۲) وضع شد. وی سعی داشت ویژگی‌های کارکنان بهداشتی که از لحاظ جسمی و روحی تحلیل رفته بودند را بررسی نماید. اما امروزه این اصطلاح یکی از کلمات پرسامد در حوزه روانشناسی کار و سازمان است و در سال‌های اخیر هم در نشریات علمی و کاربردی و هم در رسانه‌های عمومی توجه بسیار زیادی را به خود جلب کرده است (۳ و ۴).

از بررسی تعاریف متعددی که در مورد این اصطلاح ارائه شده است می‌توان فرسودگی شغلی را نوعی واکنش تدریجی به فشارهای روانی مزمن در کسانی دانست که به‌طور (۳، ۵، ۶ و ۷). در واقع تعاریف ارائه شده از فرسودگی شغلی را می‌توان بر روی طیفی فرض کرد که در یک سوی آن تعریف ارائه شده توسط فرادنبرگر (۲ و ۸) و در سوی دیگر تعاریف ارائه شده توسط ماسلاچ و همکارانش (۱، ۹، ۱۰، ۱۱، ۱۲ و ۱۳) قرار دارد.

فرادنبرگر (۲) فرسودگی شغلی را «ناتوانی، از پا افتادگی و خستگی ناشی از استفاده بیش از حد از منابع انرژی و توان فردی» تعریف کرده است. وی همچنین فرسودگی شغلی را «سندرومی شامل علائمی از خستگی، فراموشی نیازهای خویش، تعهد و پایبندی به یک عامل بیرونی، کار شدید و طولانی مدت، احساس فشاری که از ناحیه خود فرد ایجاد می‌شود، تحت تأثیر فشار کادر مدیریتی خشن و بی‌رحم بودن و توجهی بیش از حد به نیازهای ارباب رجوع» می‌داند. بسیاری از تحقیقات اولیه انجام شده در زمینه فرسودگی شغلی، مثل تحقیقات فرادنبرگر، توصیفی و به‌لحاظ ماهیتی کیفی هستند (۱۴ و ۱۵) و از روش‌هایی هم‌چون مصاحبه، مطالعه موردی و مشاهده زمینه‌ای استفاده کرده‌اند.

توصیف فرادنبرگر از فرسودگی شغلی در واقع رویکردی یک بعدی است که عمدتاً بر روی مؤلفه فرسودگی عاطفی خارج از بافت اجتماعی متمرکز است (۱۰). اما این رویکرد یک بعدی به دلایل مختلفی مورد انتقاد قرار گرفته است. به‌عنوان مثال برخی محققان (۱۶) معتقدند که ماهیت فرسودگی شغلی اساساً چند بعدی است و امکان جمع کردن تمام ویژگی‌های فرسودگی شغلی در یک مدل یک بعدی وجود ندارد.

در دهه ۱۹۸۰، تحقیقات در مورد فرسودگی شغلی به سمت رویکردی تجربی و هدفمند تغییر مسیر داد (۱۴). این تحقیقات عمدتاً ماهیتی کمی داشته و از روش‌هایی چون پرسش‌نامه و بررسی استفاده می‌کنند و جمعیت بزرگ‌تری را نیز به‌عنوان شرکت‌کننده در بر می‌گیرند. در این برهه، ارائه تعاریف دقیق‌تر از فرسودگی شغلی نیز مورد توجه قرار گرفت تا براساس آن‌ها بتوان ابزار دقیقی برای سنجش

فرسودگی شغلی ایجاد کرد (۱۰). تحقیقات روان‌سنجی در این زمینه منجر به شکل‌گیری پرسش‌نامه فرسودگی شغلی ماسلاچ (MBI) شد که در کشورهای مختلف در زمینه‌های گوناگون مورد استفاده قرار گرفته و ویژگی‌های روان‌سنجی قوی و قابل توجهی را نیز نشان می‌دهد.

بر اساس یافته‌های تحقیقات مختلف درباره رابطه و هم‌نشینی مؤلفه‌های مختلف فرسودگی شغلی در جمعیت‌های متفاوت، ماسلاچ و جکسون (۱۸) تأکید می‌کنند که فرسودگی شغلی هرگز نباید به‌صورت یک مفهوم تک بعدی تصور شود بلکه فرسودگی شغلی باید سازه‌ای چند بعدی و متشکل از سه زیرسازه‌ی فرسودگی عاطفی، تهی‌شدن از ویژگی‌های شخصیتی و کاهش احساس موفقیت فردی به‌شمار رود که اگرچه در آن زیرسازه‌ها یا مؤلفه‌ها به‌لحاظ مفهومی از یکدیگر تفکیک می‌شوند اما به‌لحاظ تجربی با یکدیگر مرتبط‌اند.

فرسودگی عاطفی به «احساس خستگی عاطفی ناشی از کاهش منابع عاطفی و احساسی فرد» (۱۹) گفته می‌شود. این احساس در واقع نوعی کاهش علاقه و انگیزه برای ادامه کار است (۲۰).

تهی‌شدن از شخصیت «واکنشی منفی، بی‌احساس و بیش از حد بی‌طرفانه به دیگر افراد (به‌ویژه دریافت‌کنندگان خدمت یا مراقبت)» است (۱۹). تهی‌شدن از شخصیت در واقع فاصله عاطفی گرفتن از کسانی است که نیاز مستقیم به مراقبت یا توجه فرد دارند و منجر به رویکردی فاقد احساس و خشک نسبت به سایرین می‌گردد.

کاهش احساس موفقیت فردی نیز به کاهش احساس موفقیت و دستاوردهای موفقیت‌آمیز در فرد اشاره دارد (۱۹). به‌عبارت‌دیگر درحالی‌که احساس موفقیت فردی احساس توانایی در انجام موفقیت‌آمیز امور است، کاهش احساس موفقیت فردی احساس ناتوانی در انجام وظایف شغلی به‌گونه‌ای با ارزش و مثمرتر توسط فرد است. اخیراً نیز فاربر (۲۱) مؤلفه‌ی چهارمی به نام «از هم گسیختگی» به ساختار فرسودگی شغلی اضافه کرده است که عبارت از احساس بی‌ارزش بودن خدمات فرد در نزد دیگران است. در از هم گسیختگی، فرد چنین احساس می‌کند که کار او بی‌حد و پایان است درحالی‌که بازخورد و پاداش مناسبی نیز به‌کار او داده نمی‌شود.

دانستن (۲۲) نیز در مطالعه‌ای که بر روی ۴۸۰ ضابط قضایی استرالیایی انجام داده است، ساختاری ۵ عاملی برای فرسودگی شغلی گزارش کرده است که خود گویای ماهیت چندبعدی این سازه است. بررسی هر گویه در پرسش‌نامه و تحلیل عاملی تأییدی، نشان داده است که فرسودگی عاطفی و کاهش احساس موفقیت فردی هر یک به دو زیر سازه تقسیم شده‌اند، در حالی‌که تهی‌شدن از شخصیت به‌صورت یک سازه جداگانه باقی مانده است.

ماسلاچ، شافلی و لی‌تر (۱۴) نیز بر این عقیده‌اند که فرسودگی عاطفی ویژگی اصلی فرسودگی شغلی و بارزترین مشخصه این سندروم پیچیده است. بسیاری افراد هنگام توصیف احساس فرسودگی شغلی

قرار گرفته است اما بررسی ساختار عاملی آن مورد توجه واقع نشده است. این مطالعه با هدف بررسی ساختار عاملی نسخه فارسی پرسش‌نامه فرسودگی شغلی ماسلاچ در میان معلمان زبان انگلیسی طراحی و اجرا شده است.

مواد و روش‌ها

پرسش‌نامه فرسودگی شغلی ماسلاچ شامل ۲۲ گویه است که سه زیرسازه یا مؤلفه فرسودگی عاطفی (گویه‌های ۱، ۲، ۳، ۶، ۸، ۱۳، ۱۴، ۱۶ و ۲۰)، تهی شدن از ویژگی‌های شخصیتی (گویه‌های ۵، ۱۰، ۱۱، ۱۵ و ۲۲) و احساس موفقیت فردی (گویه‌های ۴، ۷، ۹، ۱۲، ۱۷، ۱۸، ۱۹ و ۲۱) را در بر می‌گیرد. همانگونه که اشاره شد، این پرسش‌نامه قبلاً (۳۶) ترجمه شده است و در بررسی پایایی آن، ضریب آلفای کراباخ ۰/۸۴ برای فرسودگی عاطفی، ۰/۷۵ برای تهی شدن از شخصیت و ۰/۷۴ برای احساس موفقیت فردی محاسبه شده است. اما با بررسی این ترجمه و مطابقت آن با اصل انگلیسی این پرسش‌نامه، مشخص شد که برخی گویه‌ها از صحت ترجمه‌ی بالایی برخوردار نیستند. بنابراین این گویه‌ها مورد بازنگری و ترجمه مجدد قرار گرفت و ترجمه جدید همراه با اصل انگلیسی به سه نفر از مدرسان دانشگاه که دارای مدرک کارشناسی ارشد در زبان انگلیسی بودند، داده شد تا درباره صحت و دقت ترجمه اظهار نظر کنند. پس از تأیید ترجمه توسط این افراد، در فاصله مه‌ماه ۱۳۸۸ تا اردیبهشت ۱۳۸۹ نسخه فارسی پرسش‌نامه فرسودگی شغلی در میان ۱۲۰۰ نفر معلم زبان انگلیسی، که به روش نمونه‌گیری سردستی با تأکید بر مناطق مختلف کشور انتخاب شده بودند، در ۲۱ شهر و ۳۱ منطقه آموزشی کشور توزیع شد. سرگروه‌های آموزشی زبان انگلیسی در شهرها و مناطق مختلف، مسئول جمع‌آوری و ارسال پرسش‌نامه به محققان شدند. از این تعداد، ۸۹۲ پرسش‌نامه پاسخ داده شد اما پس از بررسی پرسش‌نامه‌ها و حذف پرسش‌نامه‌های معیوب، ۵۷۰ پرسش‌نامه جهت تجزیه و تحلیل نهایی مورد استفاده قرار گرفت.

به‌منظور بررسی ساختار عاملی پرسش‌نامه فرسودگی شغلی ماسلاچ و در پیروی از مطالعات مشابه درباره ساختار عاملی این پرسش‌نامه در سایر زبان‌ها، روش تحلیل عاملی اکتشافی با استفاده از نرم‌افزار SPSS 15 و روش تحلیل عاملی تأییدی با استفاده از نرم‌افزار LISREL 8.8 مورد استفاده قرار گرفت. تحلیل عاملی اکتشافی هنگامی برای بررسی ساختار عاملی یک ابزار سنجش مورد استفاده قرار می‌گیرد که محققان آگاهی قبلی نسبت به تعداد عامل‌ها نداشته و شواهد کافی (مانند تحقیقات پیشین) در این مورد نیز وجود نداشته باشد (۳۷). اما از آنجا که تحقیقات مشابه انجام شده در سایر زبان‌ها (۳۲ و ۳۴) از روش‌های تحلیل عاملی اکتشافی استفاده کرده‌اند، در این بررسی هم این روش مورد استفاده قرار گرفت.

خود، به فرسودگی عاطفی اشاره می‌کنند. در واقع از میان سه زیرسازه یا مؤلفه فرسودگی شغلی، فرسودگی عاطفی مؤلفه‌ای است که بیش‌تر گزارش شده و بیش‌تر نیز مورد تحلیل قرار گرفته است.

رابطه میان سه مؤلفه‌ی فرسودگی شغلی نیز توجه محققان بسیاری را به خود جلب کرده است. به نظر ماسلاچ (۱۱) امیدوارکننده‌ترین مدل در این باره مدل لی‌تر (۲۳) است که در آن، براساس مدل خطی، فرسودگی عاطفی اولین مؤلفه است و تهی شدن از شخصیت نیز پس از آن قرار دارد. در این مدل، احساس موفقیت فردی جدا از دو مؤلفه دیگر در نظر گرفته می‌شود. چون ممکن است برخی از مؤلفه‌های فرسودگی شغلی به‌صورت موازی رشد کنند نه به‌صورت خطی.

واندر برگ و هوبرمن (۲۴) نیز به صحت مدل لی‌تر معتقدند. کیم، شین و اسوانگر (۲۵) نیز معتقدند که مباحث اخیر بیانگر آن است که مؤلفه سوم فرسودگی شغلی (کاهش احساس موفقیت فردی یا احساس خودکارآمدی)، ممکن است رابطه نزدیک‌تری با توانمندی شغلی داشته باشد. این محققان به نتایج بررسی‌هایی اشاره می‌کنند که در آن‌ها فرسودگی عاطفی و تهی شدن از شخصیت، روابط متقابل نزدیکی با یکدیگر دارند در حالی که با احساس موفقیت فردی رابطه ضعیفی برقرار کرده‌اند. به عبارت دیگر اگر چه فرسودگی عاطفی و تهی شدن از شخصیت با عواملی نظیر فشار کاری و حمایت ناظران و سرپرستان همبستگی شدیدی را نشان می‌دهد، احساس موفقیت فردی با این عوامل همبستگی چندانی را نشان نمی‌دهند. سیسلاک، کرکزیسکا، استریلا و کازماریک (۲۶) نیز فقدان شواهد کافی برای روابط علی و معلولی بین سه مؤلفه‌ی فرسودگی شغلی را یادآور می‌شوند؛ اما این فرض محتاطانه که فرسودگی عاطفی منجر به تهی شدن از شخصیت شده و پس از آن بر احساس موفقیت فردی تأثیرگذار می‌شود را هم رد نمی‌کنند. سیرگریست (۲۷) نیز به تحقیقات گلامبیتسکی و همکارانش (۲۸) اشاره می‌کند که نشان‌دهنده بروز تهی شدن از شخصیت در ابتدا و سپس کاهش احساس موفقیت فردی است. به‌نظر این محققان فرسودگی عاطفی آخرین مؤلفه فرسودگی شغلی است که بروز پیدا می‌کند. اما سیرگریست با ذکر نتایج تحقیقات متعدد چنین نتیجه می‌گیرد که مدل لی‌تر از حمایت بیشتری برخوردار است.

ساختار عاملی و ترجمه پرسش‌نامه فرسودگی شغلی ماسلاچ به زبان‌های مختلف نیز در تحقیقات متعددی مورد توجه قرار گرفته است (۲۲، ۲۹، ۳۰، ۳۱، ۳۲، ۳۳، ۳۴ و ۳۵). همه این تحقیقات مؤید ماهیت چند بعدی فرسودگی شغلی است اگرچه تعداد زیرسازه‌هایی که تحقیقات مختلف نشان داده‌اند، متفاوت است. بعضی تحقیقات بیانگر ماهیت دوگانه فرسودگی شغلی (۳۵)، بعضی بیانگر ماهیت سه‌گانه اصلی، که توسط ماسلاچ و لی‌تر ارائه شده، (۳۰، ۳۲ و ۳۴) و بعضی بیانگر ماهیت چهارگانه (۳۳) و بعضی نیز بیانگر ماهیت پنجگانه (۲۲) فرسودگی شغلی است. اگرچه پرسش‌نامه فرسودگی شغلی ماسلاچ به فارسی ترجمه شده (۳۶) و در تحقیقات متعددی مورد استفاده

جدول ۲- تحلیل عاملی اکتشافی- روش واریمکس

گویه	مؤلفه‌ها				
	۱	۲	۳	۴	۵
۱۸	۰/۶۹۹	---	---	---	---
۱۷	۰/۶۹۸	---	---	---	---
۱۹	۰/۶۵۷	---	---	---	---
۱۲	۰/۶۳۹	---	---	---	---
۴	۰/۶۲۴	---	---	---	---
۷	۰/۶۰۷	---	---	---	---
۲۱	۰/۵۹۵	---	---	---	---
۹	۰/۵۸۲	---	---	---	---
۲	---	۰/۷۴۷	---	---	---
۱	---	۰/۷۲۳	---	---	---
۸	---	۰/۶۹۰	---	---	---
۳	---	۰/۶۴۱	---	---	---
۶	---	۰/۶۲۷	---	---	---
۱۱	---	---	۰/۸۰۸	---	---
۱۳	---	---	۰/۶۶۸	---	---
۱۰	---	---	۰/۵۳۰	---	---
۵	---	---	---	۰/۷۶۶	---
۱۵	---	---	---	۰/۶۴۸	---
۲۰	---	---	---	۰/۳۹۸	---
۱۴	---	---	---	---	۰/۶۶۰
۱۶	---	---	---	---	۰/۶۵۲
۲۲	---	---	---	---	۰/۶۰۹

۰/۵۰/۲٪ از واریانس موجود را توضیح می‌دهند، مشخص گردید (۳۸).

گویه‌های مربوط به هر عامل در جدول ۲ قابل مشاهده است.

باتوجه به جدول ۲، مؤلفه فرسودگی عاطفی به ۴ عامل و مؤلفه تهی شدن از شخصیت به ۳ عامل تجزیه شده است. به منظور آزمون ثبات این یافته، تحلیل عاملی اکتشافی با استفاده از روش ایلیمین تکرار شد. نتایج که در جدول ۳ نمایش داده شده است کاملاً مشابه یافته‌های مرحله قبلی است.

اما با توجه به اینکه معمولاً ساختار عاملی یک ابزار سنجش در مطالعات متفاوت متغیر است (۳۹) و مناسب بودن ساختار سه عاملی در مطالعات مشابه تأیید شده و همچنین با توجه به اینکه عامل‌هایی ۴ و ۵ تنها ۵٪ از پراکندگی موجود را توضیح می‌دهند، تحلیل عاملی اکتشافی با محدود شدن به ۳ عامل تکرار شد. نتایج حاکی از آن است که ۴۰/۶٪ کل واریانس توسط این سه عامل توضیح داده می‌شود. نتایج این روش در جدول ۴ نشان داده شده است. توزیع گویه‌ها در عامل‌های مختلف در جدول ۴ قابل توجه است؛ زیرا همه گویه‌های مربوط به احساس موفقیت فردی و تهی شدن از شخصیت، به عامل‌های مرتبط پیوسته‌اند اما در مورد فرسودگی عاطفی، گویه‌های ۱۳ و ۲۰ به عامل تهی شدن از شخصیت ارتباط یافته‌اند. باتوجه به این‌ها، به نظر می‌رسد مدل سه عاملی در مورد نسخه فارسی پرسش‌نامه

در صورت وجود تحقیقات یا اطلاعات پیشین، محقق می‌تواند پیش فرض‌هایی درباره تعداد عامل‌های زیربنایی داشته باشد و به این ترتیب از روش تحلیل عاملی تأییدی استفاده می‌شود. به عبارت دیگر، بر خلاف ماهیت نظریه ساز تحلیل عاملی اکتشافی، تحلیل عاملی تأییدی مدلی برای آزمون فرضیات است که در آن محقق پیش از انجام تحلیل، فرضیه‌ای را شکل داده و تعداد عامل‌های مورد انتظار و همبستگی آن‌ها با متغیرهای موجود را بیان می‌کند.

نتایج

جدول ۱ نشان‌دهنده تعداد افراد نهایی شرکت‌کننده در این پژوهش است. از مجموع شرکت‌کنندگان نهایی، ۱۸۰ نفر (۳۲٪) مرد و ۳۸۹ نفر (۶۸٪) زن بودند و ۱ نفر هم جنسیت خود را مشخص نکرده بود. دامنه سنی شرکت‌کنندگان نیز بین ۲۰ تا ۵۰ سال بود. ۱۵۱ نفر از این افراد (۲۶٪) در مدرسه راهنمایی، ۲۶۱ نفر (۴۶٪) در دبیرستان، ۵۲ نفر (۹٪) در مراکز پیش دانشگاهی، ۷۳ نفر (۱۳٪) در دبیرستان و پیش‌دانشگاهی و ۳۳ نفر (۶٪) نیز در آموزشگاه‌های زبان مشغول به تدریس بودند. در پژوهش حاضر، پایایی مشاهده شده برای سه مؤلفه فرسودگی شغلی (فرسودگی عاطفی، تهی شدن از ویژگی‌های شخصیتی و احساس موفقیت فردی) به ترتیب ۰/۷۶، ۰/۶۰ و ۰/۷۰ محاسبه گردید.

قبل از انجام تحلیل عاملی اکتشافی و برای اطمینان از مناسب بودن داده‌ها جهت استفاده از این روش، آزمون کفایت کیسر، مایر و اولکین (KMO) و آزمون بارتلت انجام شد. مقدار آزمون KMO برابر با ۰/۸۴۲ ($KMO > 0/05$) و مقدار آزمون بارتلت برابر با ۲۵۱۳/۲ ($P < 0/001$) بود و این حاکی از وجود همبستگی بین متغیرها و مناسب بودن داده‌ها جهت تحلیل عاملی است. در انجام تحلیل عاملی اکتشافی همانند تحقیقات مشابه، ابتدا در تحلیل مؤلفه اصلی (PCA) از روش واریمکس استفاده شد. در بررسی نتایج براساس معیار کیسر (مقادیر ویژه بیشتر از ۱) و حداقل میزان بار ۰/۳۵ تعداد ۵ عامل را که

جدول ۱- تعداد شرکت‌کنندگان به تفکیک شهر

ردیف	شهر	تعداد	ردیف	شهر	تعداد
۱	مشهد	۱۵۲	۱۲	شیروان	۲۷
۲	سبزوار	۳۲	۱۳	ساری	۲۰
۳	نیشابور	۱۹	۱۴	رشت	۴۷
۴	تربت حیدریه	۱۷	۱۵	تبریز	۲۵
۵	کاشمر	۱۸	۱۶	خرم‌آباد	۲۵
۶	قوچان	۵۷	۱۷	اهواز	۳۳
۷	درگز	۹	۱۸	بیرجند	۱۶
۸	چناران	۳	۱۹	قاین	۸
۹	گناباد	۶	۲۰	بندرعباس	۱۳
۱۰	تربت جام	۴	۲۱	یزد	۲۴
۱۱	بجنورد	۱۵	---	تعداد کل	۵۷۰

جدول ۴- تحلیل عاملی اکتشافی - محدود شده به سه عامل

آیتم	مؤلفه‌ها		
	۱	۲	۳
۱۸	۰/۶۹۸	--	--
۱۷	۰/۶۷۹	--	--
۱۲	۰/۶۶۰	--	--
۱۹	۰/۶۵۸	--	--
۴	۰/۶۱۲	--	--
۹	۰/۵۹۸	--	--
۷	۰/۵۸۹	--	--
۲۱	۰/۵۸۶	--	--
۱	--	۰/۷۳۶	--
۲	--	۰/۷۲۱	--
۶	--	۰/۶۷۰	--
۸	--	۰/۶۵۸	--
۳	--	۰/۵۹۸	--
۱۶	--	۰/۵۷۰	--
۱۴	--	۰/۳۹۸	--
۱۳	--	--	۰/۶۴۵
۱۵	--	--	۰/۶۲۱
۱۱	--	--	۰/۵۹۳
۱۰	--	--	۰/۵۷۳
۲۰	--	--	۰/۵۵۴
۵	--	--	۰/۴۴۱
۲۲	--	--	۰/۳۲۶

فرسودگی شغلی ماسلاچ بهترین مدل باشد. اما با در نظر گرفتن انتقاداتی که به تحلیل عاملی اکتشافی و به‌ویژه به تحلیل مؤلفه‌های اصلی وارد است (۳۷)، ساختار عاملی این پرسش‌نامه با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی نیز مورد بررسی قرار گرفت.

در اولین گام از تحلیل عاملی تأییدی، مدل تک عاملی که همه متغیرهای مشاهده شده فرسودگی شغلی را مربوط به یک عامل می‌داند، آزمون می‌شود. در ادامه با توجه به اینکه مدل دو عاملی که در آن فرسودگی عاطفی و تهی شدن از شخصیت تبدیل به یک عامل می‌شوند نیز ارائه شده است (۳۵)، مدل دو عاملی آزمون می‌شود و در نهایت نیز مدل سه عاملی که توسط ماسلاچ و جکسون ارائه شده، مورد آزمون قرار می‌گیرد. نتایج این آزمون‌ها در جدول ۵ ارائه شده است. شاخص مجذور کای، ثبات مدل پیشنهادی را با الگوی کواریانس میان متغیرهای مشاهده شده، مورد آزمون قرار می‌دهد. مقادیر کوچک‌تر مجذور کای بیانگر برازندگی بهتر هستند (۳۷).

بنابراین باتوجه به داده‌های جدول ۵، مدل دو عاملی نسبت به مدل تک عاملی و مدل سه عاملی مناسب‌ترین به نظر می‌رسد (۹۴۶/۶ < ۴۲۵/۶ < ۳۷۱/۷). اما باتوجه به اینکه آمار مجذور کای نسبت به حجم نمونه حساس است، آمار مجذور کای نرم شده (χ^2/df) برای سنجش تناسب کلی با مدل، مورد محاسبه قرار می‌گیرد.

جدول ۵- شاخص‌های برازندگی برای مدل‌های مختلف فرسودگی شغلی

مدل	df	χ^2/df	CFI	RMSEA	GFI
یک عاملی	۲۰۵	۴/۶۲	۰/۹۲	۰/۰۸۴	۰/۷۰
دو عاملی	۲۰۲	۲/۱۱	۰/۹۸	۰/۰۴۶	۰/۸۳
سه عاملی	۲۰۰	۱/۸۶	۰/۹۸	۰/۰۴۱	۰/۸۵

df: درجه آزادی، CFI: شاخص برازندگی تطبیقی، RMSEA: ریشه میانگین مجزورات تقریب، GFI: شاخص نیکویی برازش.

مقادیر مجذور کای نرم شده که کمتر از ۲ یا ۳ باشند، مقادیر قابل قبول برای تناسب مدل به‌شمار می‌آیند (۴۰). باتوجه به داده‌های جدول ۵، مجدداً به‌نظر می‌رسد مدل دو عاملی تناسب بهتری نسبت به مدل تک عاملی و مدل سه عاملی بهترین تناسب را دارد (۴/۶۲ < ۲/۱۱ < ۱/۸۶). شاخص تناسب دیگری که در تحلیل عاملی تأییدی مورد استفاده قرار می‌گیرد، تناسب تطبیقی (CFI) است. این شاخص همانند میزان R^2 در رگرسیون چندگانه است و میزان کواریانس کلی بین متغیرهای مشاهده شده را نشان می‌دهد (۴۱). مقادیر قابل قبول CFI برای بیان تناسب مدل، ۰/۹۵-۰/۹۰ است (۳۸) و (۴۱) و مقادیر بیشتر از ۰/۹۵ تناسب بهتر مدل را نشان می‌دهند (۴۰). بنابراین با توجه به جدول ۵، مدل دو و سه عاملی نسبت به مدل تک عاملی متناسب‌تر به نظر می‌آیند (۰/۹۲ > ۰/۹۸).

جدول ۳- تحلیل عاملی اکتشافی - روش آلبیمین

گویه	مؤلفه‌ها			
	۱	۲	۳	۴
۲	۰/۷۵۱	--	--	--
۸	۰/۷۴۴	--	--	--
۱	۰/۷۰۲	--	--	--
۶	۰/۶۵۳	--	--	--
۳	۰/۶۵۴	--	--	--
۱۸	--	۰/۷۱۹	--	--
۱۷	--	۰/۷۰۶	--	--
۱۹	--	۰/۶۷۱	--	--
۱۲	--	۰/۶۶۶	--	--
۴	--	۰/۶۱۶	--	--
۲۱	--	۰/۶۰۵	--	--
۷	--	۰/۶۰۲	--	--
۹	--	۰/۵۷۸	--	--
۱۱	--	۰/۷۹۹	--	--
۱۳	--	۰/۷۰۲	--	--
۱۰	--	۰/۵۵۴	--	--
۱۶	--	۰/۷۰۸	--	--
۱۴	--	۰/۶۷۶	--	--
۲۲	--	۰/۶۱۷	--	--
۵	--	۰/۷۷۴	--	--
۱۵	--	۰/۷۱۴	--	--
۲۰	--	۰/۶۴۷	--	--

نمودار ۱، مدل ۳ عاملی و متغیرهای مشاهده شده مربوط به هر عامل را نشان می‌دهد. اطلاعات موجود در نمودار ۱، با وضوح بهتری در جدول ۶ قابل مشاهده است. در این جدول اولین عدد هر خانه، مقدار بار متغیر مشاهده شده بر روی عامل مربوطه است. دومین عدد نیز مقدار آمار t است که کفایت متغیر مشاهده شده برای ماندن در مدل را آزمون می‌کند. مقادیر t بزرگ‌تر از ۱/۹۶، مقادیر معناداری است که کفایت لازم متغیر مربوطه را نشان می‌دهد (۴۲).

همان‌گونه که نمودار ۱ و جدول ۶ نشان می‌دهد، همه ۲۲ متغیر مشاهده شده پرسش‌نامه فرسودگی شغلی ماسلاچ (نسخه فارسی) کفایت لازم برای ماندن در مدل را نشان می‌دهند و بنابراین ساختار سه عاملی پرسش‌نامه ۲۲ آیتمی فرسودگی شغلی، در زبان فارسی نیز مورد تأیید قرار می‌گیرد.

بحث

یافته‌های تحلیل عاملی تأییدی و تحلیل عاملی اکتشافی محدود شده، حاکی از آن است که مدل سه عاملی پرسش‌نامه فرسودگی شغلی ماسلاچ، بیشترین تناسب را با داده‌های موجود دارد. به عبارت دیگر نسخه فارسی این پرسش‌نامه می‌تواند به‌عنوان ابزار مناسبی برای سنجش فرسودگی شغلی در میان جمعیت‌های فارسی زبان مورد استفاده قرار گیرد. یافته موجود مبنی بر عدم تناسب مدل تک عاملی نیز رویکرد یک بعدی (۲) فرسودگی شغلی را رد کرده و این نظر را که رویکرد یک بعدی، ساختار چند جانبه سازه فرسودگی شغلی را نشان نمی‌دهد (۱۶)، تأیید می‌نماید.

نتایج همچنین مدل دو عاملی فرسودگی شغلی (۳۵)، که معتقد به روابط متقابل بسیار بالا بین فرسودگی عاطفی و تهی شدن از شخصیت است و آن دو را یک زیر سازه از فرسودگی شغلی می‌داند (۲۵)، را تأیید نمی‌کند. اما مطالعه حاضر همبستگی بالاتری را بین فرسودگی عاطفی و تهی شدن از شخصیت (۰/۵۲) نسبت به همبستگی بین تهی شدن از شخصیت و کاهش احساس موفقیت فردی (۰/۳۸) تأیید می‌کند. اگرچه تحلیل عاملی اکتشافی با روش‌های واریمکس و آلبیمین، ساختار ۵ عاملی فرسودگی شغلی را نشان می‌دهد اما این یافته با یافته دنستن (۲۲) هم‌خوانی ندارد؛ زیرا در مطالعه وی، فرسودگی عاطفی و احساس موفقیت فردی به زیرسازه‌های بیشتری تقسیم شده‌اند درحالی‌که پژوهش حاضر فرسودگی شغلی و تهی شدن از شخصیت را به زیر سازه‌های بیش‌تری تقسیم کرده است. این نکته که گویه‌هایی که در مدل اولیه ارائه شده توسط ماسلاچ و جکسون (۱) زیر عنوان فرسودگی عاطفی قرار گرفته‌اند، اکنون به مؤلفه تهی شدن از شخصیت مربوط گشته‌اند، می‌تواند بیانگر رابطه متقابل این دو مؤلفه، که محققان پیشین (۲۵ و ۳۵) نیز بدان اشاره داشته‌اند، باشد.

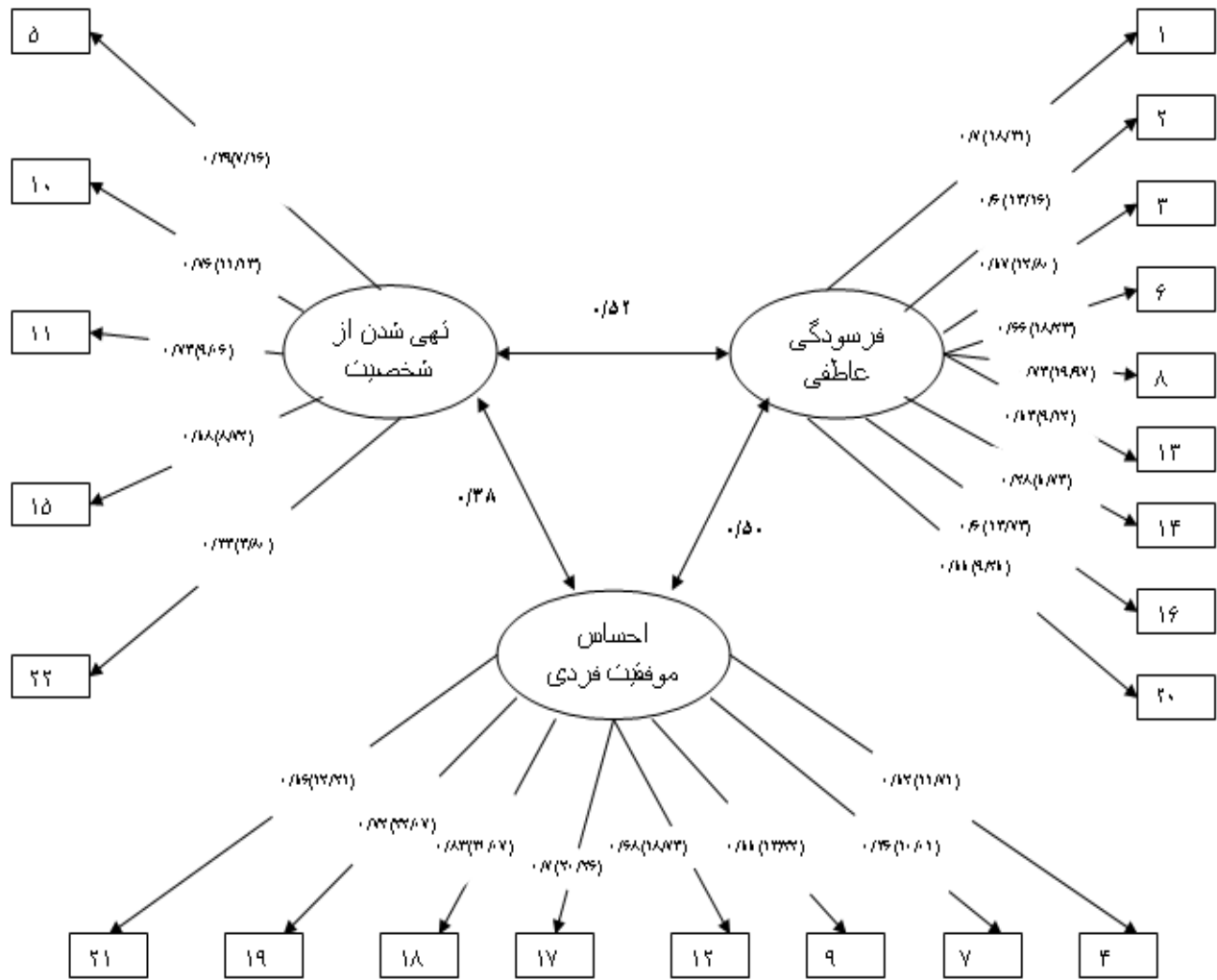
شاخص بعدی تناسب در جدول ۵، ریشه میانگین مجزورات تقریب (RMSEA) می‌باشد. مقادیر RMSEA کمتر از ۰/۰۵ تناسب مدل را نشان می‌دهند (۳۸، ۴۰ و ۴۱). در مورد پژوهش حاضر، با توجه به جدول ۵، مدل تک عاملی تناسب خوبی ندارد. در مقایسه مدل‌های دو و سه عاملی نیز مقادیر RMSEA تناسب بهتر مدل سه عاملی نسبت به مدل دو عاملی را نشان می‌دهد ($0/046 < 0/041$).

آخرین شاخص تناسب در جدول ۵، شاخص نیکویی‌تناسب و برازش (GFI) می‌باشد که سنجشی از میزان واریانس و کواریانسی است که به‌طور مشترک توسط مدل تبیین می‌شود (۳۷). مقادیر بیشتر از ۰/۹۰ در GFI بیانگر نیکویی برازندگی مدل است (۳۸). اما در بررسی جدول ۵ مشخص است که هیچ‌یک از مدل‌ها این آستانه را ندارند. اما با توجه به اینکه مقادیر بالاتر GFI که به ۱ نزدیک باشند به هرحال بیانگر برازندگی بهتر مدل می‌باشند، مدل سه عاملی متناسب‌تر از مدل دو عاملی به نظر می‌آید.

در مجموع ۵ شاخص برازندگی موجود در جدول ۵، نشانگر تناسب بیشتر مدل سه عاملی برای داده‌های موجود می‌باشد. به عبارت دیگر نسخه فارسی پرسش‌نامه فرسودگی شغلی ماسلاچ، سه مؤلفه‌ای را که ماسلاچ و جکسون (۱) ارائه کرده‌اند نیز نشان می‌دهد.

جدول ۶- مقادیر بارها و مقادیر t مربوط به مدل سه عاملی

گویه	عامل‌ها (زیر سازه‌ها)	
	فرسودگی عاطفی	تهی شدن از شخصیت
۱	۰/۷۰ (۱۸/۳۱)	--
۲	۰/۶۰ (۱۴/۱۶)	--
۳	۰/۵۷ (۱۲/۸۰)	--
۶	۰/۶۶ (۱۸/۲۳)	--
۸	۰/۷۴ (۱۹/۹۷)	--
۱۳	۰/۵۴ (۹/۱۲)	--
۱۴	۰/۲۸ (۵/۷۴)	--
۱۶	۰/۶۰ (۱۴/۷۴)	--
۲۰	۰/۵۵ (۹/۲۵)	--
۵	--	۰/۴۹ (۷/۱۶)
۱۰	--	۰/۷۶ (۱۱/۱۳)
۱۱	--	۰/۷۴ (۹/۰۶)
۱۵	--	۰/۵۸ (۸/۷۲)
۲۲	--	۰/۳۴ (۴/۸۰)
۴	--	۰/۵۲ (۱۱/۷۱)
۷	--	۰/۴۶ (۱۰/۰۱)
۹	--	۰/۵۵ (۱۳/۲۲)
۱۲	--	۰/۶۸ (۱۸/۷۴)
۱۷	--	۰/۷۰ (۲۰/۲۶)
۱۸	--	۰/۸۳ (۳۰/۰۷)
۱۹	--	۰/۷۲ (۲۲/۰۷)
۲۱	--	۰/۵۶ (۱۲/۲۱)



نمودار ۱- متغیرهای مشاهده شده و عامل‌های مربوط در مدل سه عاملی

References

- Maslach C, Jackson SE. The measurement of the experienced burnout. *Journal of Occupational Behavior* 1981;2:99-113.
- Freudenberger HJ. Staff burnout. *Journal of Social Issues* 1974;30(1): 159-166.
- Byrne BM. The nomological network of teacher burnout: A literature review and empirically validated model. In: Vandenberghe R, Huberman AM, editors. *Understanding and preventing teacher burnout: A sourcebook of international research and practice*. Cambridge: Cambridge University Press;1999.p.15-37.
- Cooper CL, Dewe PJ, O'Driscoll MP. *Organizational stress: A review and critique of theory, research, and applications*. London: Sage Publications;2001.
- Gold Y, Roth RA. *Teachers managing stress and preventing burnout: The professional health solution*. London: The Flamer Press;2005.
- Jaffe DT, Scott CD. *Take this job and leave it: How to change your work without changing your job*. New York: Simon & Schuster;1988.
- Maslach C, Leiter MP. *The truth about burnout: How organizations cause stress and what to do about it*. San Francisco: Jossey-Bass;1997.
- Freudenberger HJ. Burnout: Contemporary issues, trends, and concerns. In: Farber BA, editors. *Stress and burnout in human service professions*. Great Britain: Pergamon Press;1983.p.23-28.
- Maslach C. Burned-out. *Human Behavior* 1976;5(9):16-22.
- Maslach C. A multidimensional theory of burnout. In: Cooper CL, editors. *Theories of organizational stress*. Oxford: Oxford University Press;1998.p.68-85.
- Maslach C. Progress in understanding teacher burnout. In: Vandenberghe R, Huberman AM, editors. *Understanding and preventing teacher burnout: A sourcebook of international research and practice*. Cambridge: Cambridge University Press;1999.p.211-222.

12. Maslach C, Jackson SE, Leiter MP. Maslach burnout inventory Manual. 3rd ed. California: Consulting Psychologists Press;1996.
13. Maslach C, Leiter MP. Teacher burnout: A research agenda. In: Vandenberghe R, Huberman AM, editors. Understanding and preventing teacher burnout: A sourcebook of international research and practice. Cambridge: Cambridge University Press;1999.p.295-303.
14. Maslach C, Schaufeli WB, Leiter MP. Job burnout. Annual Review of Psychology 2001;52:397-422.
15. Noushad PP. From teacher burnout to student burnout. 2008. Available from: <http://org.newtrier.k12.il.us/library/pdf/Student%20Burnout.pdf>.
16. Brenninkmeijer B, VanYperen, Buunk B. Burnout and depression are not identical twins: Is decline of superiority a distinguishing feature?. Personality and Individual Differences 2001;30:873-880.
17. Schwarzer R, Greenglass E. Teacher burnout from a social-cognitive perspective: A theoretical position paper. In: Vandenberghe R, Huberman AM, editors. Understanding and preventing teacher burnout: A sourcebook of international research and practice. Cambridge: Cambridge University Press;1999.p.238-246.
18. Maslach C, Jackson SE. Burnout in organizational settings. In: Oskamp S, editors. Applied social psychology annual: Vol.5. Applications in organizational settings. Beverly Hills, CA: Sage;1984. p.133-153.
19. Leiter MP, Maslach C. Burnout. Encyclopedia of Mental Health 1998;1:347-357.
20. Spector PE. Job satisfaction: Application, assessment, cause, and consequences. London: Sage publications;1997.
21. Farber BA. Introduction: Understanding and treating burnout in a changing culture. Journal of Clinical Psychology 2000;56:589-594.
22. Densten IL. Rethinking burnout. Journal of organizational behavior 2001;22: 833-847.
23. Leiter MP. Burnout as a developmental process: Consideration of models. In: Schaufeli WB, Maslach C, Marek T, editors. Professional burnout: Recent developments in theory and research. Washington, DC: Taylor & Francis;1993.p.237-250.
24. Vandenberghe R, Huberman AM, editors. Understanding and preventing teacher burnout: A sourcebook of international research and practice. Cambridge: Cambridge University Press;1999.
25. Kim HJ, Shin KH, Swanger S. Burnout and engagement: A comparative analysis using the big five personality dimensions. International Journal of Hospitality Management 2009;28:96-104.
26. Cieslak R, Korczynska J, Strelau J, Kaczmarek M. Burnout predictors among prison officers: The moderating effect of temperamental endurance. Personality and Individual Differences 2008;45:666-672.
27. Siegrist J. Adverse health effects of effort-reward imbalance at work. In: Cooper CL, editors. Theories of organizational Stress. Oxford: Oxford University Press;1998.p.190-204.
28. Glombiewsky RT, Munzenrider RF, Carter D. Phases of progressive burnout and their worksite covariants. Journal of Applied Behavioral Science 1983;13:461-482.
29. Beckstead JW. Confirmatory factor analysis of the Maslach burnout inventory among Florida nurses. International Journal of Nursing Studies 2002;39:785-792.
30. Boles JS, Dean DH, Ricks JM, Short JC, Wang G. The dimensionality of the Maslach burnout inventory across small business owners and educators. Journal of Vocational Behavior 2000;56:12-34.
31. Byrne B. Reexamining the factorial structure of Maslach burnout inventory for elementary, intermediate and secondary teachers: A cross-validated confirmatory factor analytic study. 1991. Available from: http://www.eric.ed.gov/ERICWebPortal/search/detailmini.jsp?_nfpb=true&_ERICExtSearch_SearchValue_0=ED329589&ERICExtSearch_SearchType_0=no&accno=ED329589
32. Gorter RC, Albrencht G, Hoogstraten J, Eijkman MAJ. Factorial validity of the Maslach burnout inventory -Dutch version (MBI-NL) among dentists. Journal of Organizational Behavior 1999;20:209-217.
33. Iwaniki EF, Schwab RL. A cross validation study of the Maslach burnout inventory. Educational and Psychological Measurement 1981;41:1167-1174.
34. Kokkinos CM. Factor structure and psychometric properties of the Maslach burnout inventory-educators survey among elementary and secondary school teachers in Cyprus. Stress and Health 2006;22:25-33.
35. Walkey FH, Green DE. An exhaustive examination of the replicable factor structure of the Maslach burnout inventory. Educational and Psychological Measurement 1992;52:309-333.
36. Badri Gargari R. Psychological syndrome of burnout and the coping strategies. [dissertation], Tehran: Tarbiat Modares Univ.; 1995.[Persian].
37. Kinnear PR, Gray CD. SPSS 12 made simple. New York: Psychology Press;2004.
38. Stapleton CD. Basic concepts and procedures in confirmatory factor analysis. 1997. Available from: http://www.eric.ed.gov/ERICWebPortal/search/detailmini.jsp?_nfpb=true&_ERICExtSearch_SearchValue_0=ED407416&ERICExtSearch_SearchType_0=no&accno=ED407416.
39. Plucker JA. Exploratory and confirmatory factor analysis in gifted education: Examples with self-concept data. Journal for the Education of the Gifted 2003;27(1):20-35.
40. Schreiber JB. Modeling and confirmatory factor analysis: A review. The Journal of Educational Research 2006;99(6):323-336.
41. Kyle RJ. Basic concepts of confirmatory factor analysis. 1999. Available from: http://www.eric.ed.gov/ERICWebPortal/search/detailmini.jsp?_nfpb=true&_ERICExtSearch_SearchValue_0=ED427091&ERICExtSearch_SearchType_0=no&accno=ED427091.
42. Kaplan D. Statistical power in structural equation modeling. In Hoyle RH, editors. Structural equation modeling: Concepts, issues and applications. Newbury Park, CA: Sage Publications;1995.p.100-117.