The validation and reliability of Launay-Slade Hallucinations Scale (LSHS) in Iranian sample

Mohammadzadeh, A*.

Abstract

Introduction: Recently an increased interest in the hallucinatory experiences and its phenomenology has resulted in a number of measuring tools for using in the clinical and subclinical population including the Launay-Slade Hallucinations Scale (LSHS). The aim of this study was to investigate validation and reliability of this scale among Iranian sample.

Method: The current study was descriptive research. A sample of 312 normal participants (88 male & 224 female) from university students and 30 patients with schizophrenia disorder took part in this research. Participants responded to Launay-Slade Hallucinations (LSHS), Schizotypal Personality Scale (STA) and Chapmans's Psychosis Proneness Scales. Data were analyzed by explanatory and confirmatory factor analysis, multiple analyses of variance and Pierson correlation coefficient.

Results: Two factor solutions were extracted by Principal Component Analysis that named intrusive thoughts- vivid daydreams & auditory - visual hallucinations. There were no sex differences among groups. Differential validity was tested by comparing Launay-Slade Hallucinations Scale (LSHS) scores between schizophrenic patients and normal people which was differential. Concurrent application of positive psychotic symptom questionnaires was used to calculate the convergent validity that showed acceptable coefficients. The internal constancy and test-retest reliabilities were found to be high.

Conclusion: Based on present study's results, it was concluded that Launay-Slade Hallucinations Scale (LSHS) as a measure of hallucinatory experiences contain good validity and reliability in Iranian population and it can be used as valid measure in researches related to psychosis.

Keywords: Launay-Slade Hallucinations Scale, Validity, Reliability, Factor Analysis, Psychosis.

***Correspondence E-mail:**
a_mohammadzadeh@pnu.ac.ir

اعتباریابی و پایایی سنجی مقیاس توهم لانای – اسلد در نمونه ایرانی

تاریخ دریافت: ۹۵/۰۹/۰۵ تاریخ پذیرش: ۹۶/۶/۲۶

علی محمدزاده*

چکیده

مقدمه: در سال های اخیر علاقه به مطالعه تجارب توهمی و پدیدارشناسی آنها منجر به ایجاد ابزارهایی مانند مقیاس توهم لانای اسلد به منظور استفاده در جمعیت های بالینی و غیربالینی شده است. هدف از پژوهش حاضر، اعتباریابی و پایایی سنجی این مقیاس در نمونه ایرانی می باشد.

روش: این پژوهش از نوع توصیفی است. نمونه ای به حجم ۳۱۲ نفر (۸۸ نفر مذکر و ۲۲۴ نفر مؤنث) انتخاب و در کنار ۳۰ نفر از بیماران مبتلا به اسکیزوفرنیا مورد آزمون قرار گرفتند. شرکت کننده ها به پرسشنامه های مقیاس توهم لانای – اسلد، شخصیت اسکیزوتایپی و استعداد روان پریشی چپمن پاسخ دادند. داده ها با استفاده از روش تحلیل عاملی اکتشافی و تاییدی، آزمون تحلیل واریانس چند راهه و ضریب همبستگی پیرسون تجزیه و تحلیل شد.

یافته‌ها: در تحلیل مؤلفه های اصلی راه حل دو عاملی برای مقیاس توهم لانای – اسلد استخراج شد، و به ترتیب عامل افکار مزاحم و رویاهای روزانه آشکار، و عامل تجارب توهمی شنیداری و دیداری نام گرفتند. در مقایسه نمرات گروه های مؤنث و مذکر، بین میانگین نمرات مقیاس تفاوتی مشاهده نشد. از نظر اعتبار تمایزی، مقیاس توانست بیماران مبتلا به اسکیزوفرنیا را از افرادسالم تفکیک نماید. اعتبار همزمان با اجرای توام پرسشنامه های مرتبط با نشانه شناسی مثبت روان پریشی ضرایب مطلوبی نشان داد. ضرایب پایایی به روش های همسانی درونی و بازآزمایی بالا محاسبه شدند.

نتیجه‌گیری: بنابر یافته های پژوهش حاضر، مقیاس توهم لانای – اسلد در نمونه ایرانی بعنوان ابزار سنجش تجارب توهمی اعتبار مطلوبی دارد و در تحقیقات مربوط به روان پریشی بعنوان یک ابزار معتبر قابل کاربرد می باشد.

واژه‌های کلیدی: مقیاس توهم لانای – اسلد، اعتبار، پایایی، تحلیل عاملی، روان پریشی.

* نویسنده مسئول: دانشیار، گروه روانشناسی دانشگاه پیام نور، ایران a_mohammadzadeh@pnu.ac.ir

مقدمه

نشانه های روانپریشی مانند تجربه های توهمی، در سطحی پایین تر از آستانه بالینی که لزوما به اختلال روانی منجر نمی شود در بین جمعیت عمومی نیز قابل مشاهده اند (۱-۳) ، در سال های اخیر علاقه به مطالعه تجارب توهمی و پدیدارشناسی آنها در بین گروه های بالینی و سالم (جمعیت های در معرض خطر و یا مستعد) افزایش یافته است. چنین علاقه مندی هایی منجر به ایجاد ابزارهایی به منظور استفاده در جمعیت های بالینی و نیز بررسی تجارب توهمی در سطح غیربالینی گردیده که مقیاس توهم لانای- اسلد[1] (۴, ۵) یکی از آنهاست. این مقیاس بر پایه سنت متداولی که توهم را بعنوان پیوستاری در کنش طبیعی در نظر می گرفت ساخته شده است(۵-۷). نسخه اولیه برای بررسی تجربه های توهمی در جمعیت بیمار طراحی گردید. این مقیاس از ۱۲ آیتم تشکیل شده و از آزمودنی ها می خواهد به سوالات بصورت درست و غلط پاسخ دهند. بر پایه اطلاعات حاصل از ۵۴ فرد سالم، ۴۲ بیمار روانپزشکی و ۲۰۰ زندانی تحلیل مؤلفه های اصلی منجر به شناسایی دو عامل گرایش به تجارب توهمی[2]، و مجموعه پاسخ های منفی گردید. همه آیتم ها به جز شماره ۹ (هرگز صداهایی را در سرم نشنیده ام) و ۱۱ (هیچ وقت صدای شیطان را نشنیده ام) روی عامل اول دارای وزن شدند و ۸۳/۱ درصد از واریانس های مشاهده شده را تبیین کردند و تنها سوالات ۹ و ۱۱ بعنوان آیتم های منفی روی عامل دوم قرار گرفتند و ۱۶/۹ درصد از واریانس های کل را تبیین کردند. این یافته باعث شد که بنتال و اسلد تغییراتی را در نسخه اصلی انجام دهند، آنها آیتم های پاسخ منفی را به مثبت تغییر داده و روش نمره گزاری درست و غلط را با روش لیکرتی جایگزین کردند. این تغییرات به منظور افزایش تنوع پذیری پاسخ ها انجام گرفت. سه مطالعه چندبعدی بودن مقیاس بازبینی شده توهم لانای- اسلد (LSHS-R) را بررسی کرده اند؛ در مطالعه اول و در بین جمعیت بیمار متشکل از بیماران روانپزشکی (مبتلایان به اختلالات اسکیزوفرنیا، اسکیزوافکتیو و خلقی) با سابقه تجارب توهمی شنوایی، لویتان و همکاران(۸) راه حل چهار عاملی را برای این پرسشنامه گزارش نمودند که شامل رویاهای روزانه آشکار[3] (آیتم های ۲، ۳، ۵، ۶، ۹)، توهمات شنیداری بالینی[4] (آیتم های ۷، ۹، ۱۰، ۱۱، ۱۲)، افکار مزاحم[5] (۱، ۳، ۴، ۱۲) و توهمات شنیداری غیربالینی[6] (آیتم های ۸ و ۹) می شد. در مطالعه دوم، آلمن و همکاران(۹) با استفاده از نسخه مشابه، البته در گروه سالم راه حل سه عاملی گرایش به تجربه های توهمی عمومی (آیتم های ۱، ۲، ۷، ۸، ۱۰، ۱۲)، برونسازی ذهنی فکر[7] (آیتم های ۳، ۴ ۱۱) و رویاهای روزانه آشکار (آیتم های ۵، ۶، ۱۲) را گزارش کردند، و بالاخره موریسون و همکاران(۱۰) راه حل دو عاملی توهمات شنیداری و دیداری را در نمونه سالم با نسخه اصلاح شده مقیاس گزارش کردند. لاروی و همکاران(۱۱) با استفاده از روش تحلیل مؤلفه های اصلی نشان دادند که مقیاس بازبینی شده توهم لانای- اسلد از چهار عامل اشباع شده است که به ترتیب تجارب توهمی مربوط به خواب، رویاهای روزانه آشکار، افکار مزاحم و توهمات شنیداری نام گرفتند. در این مطالعه ضریب پایایی به روش ضریب همسانی درونی ۰/۷۸ بدست آمد. واتر، بادکوک و مایبری(۱۲) مقیاس بازبینی شده توهم لانای- اسلد را روی ۵۶۲ نفر از دانشجویان کارشناسی انگلیسی زبان اعتباریابی کرده و با استفاده از روش تحلیل مؤلفه های اصلی نشان دادند که مقیاس بازبینی شده توهم لانای- اسلد دارای ساختار سه عاملی حوادث ذهنی آشکار[8] (آیتم های ۱، ۲، ۳، ۴، ۵، ۶، ۷)، توهماتی با مضامین مذهبی[9] (آیتم های ۱۰، ۱۱، ۱۲)، و تجارب توهمی شنیداری و دیداری (آیتم های ۷، ۸، ۹، ۱۲) است که این سه عامل ۵۶/۲ درصد از واریانس های را تبیین می کرد. علاوه بر تغییرات بنتال و اسلد(۷) نسخه موریسون و همکاران(۱۰) هم سه آیتم مرتبط با توهمات دیداری (وقتی به اشیا نگاه می کنم آنها به نظرم عجیب می آیند، سایه ها و اشکالی را می بینم که وجود ندارند، وقتی در آینه خود را نگاه می کنم متفاوت به نظر می رسم) را اضافه کردند، در

1- Launay-Slade Hallucinations Scale (LSHS)
2- hallucinatory experiences
3- vivid daydreams
4- clinical auditory hallucinations
5- intrusive thoughts
6- subclinical auditory hallucinations
7- subjective externality of thought
8- vivid subjective events
9- religious contents

حالی که نسخه اولیه مقیاس توهم لانای و اسلد فاقد آنها بودند. با وجود این که، بحث پیوستاری بودن روان پریشی در مقابل غیرپیوستاری بودن آن یا به عبارت دیگر بحث ابعاد[1] در مقابل مقوله[2] تاکنون لاینحل باقی مانده است(۱۳) ؛ مطالعات روان سنجی نشان داده اند که مقیاس توهم لانای – اسلد هم بر اساس رویکرد ابعادی (تفاوت های بین فردی) و هم بر اساس رویکرد بالینی قابل استفاده می باشد(۱۴). مسئله ای که پژوهش حاضر بر اساس آن شکل گرفت فقدان ابزار منطبق با جامعه ایران در تحقیقات مرتبط با توهم می باشد به همین دلیل این مقیاس بعنوان گزینه مناسب جهت آماده سازی زمینه استفاده آن در ایران انتخاب گردید. اهداف این پژوهش تحلیل عوامل، تعیین اعتبار و پایائی مقیاس توهم لانای – اسلد می باشد.

روش

طرح پژوهش: این پژوهش از نوع توصیفی است.

آزمودنی‌ها: جامعه آماری تحقیق حاضر عبارت بود از دانشجویان دختر و پسر دوره های کارشناسی دانشگاه پیام نور تبریز که در سال تحصیلی ۹۵-۹۴ مشغول به تحصیل بودند. از این جامعه آماری ۳۱۲ نفر (۲۲۴ نفر زن و ۸۸ نفر مرد) روش نمونه گیری تصادفی طبقه ای بر اساس جدول نمونه گیری مورگان انتخاب شدند. در هر یک از سه گروه علوم انسانی، علوم پایه، و مهندسی به تصادف چهار کلاس انتخاب شدند و از بین دوازده کلاس انتخاب شده کسانی که داوطلب شرکت در پژوهش بودند مورد آزمون قرار گرفتند. روند انتخاب نمونه بالینی برای بررسی اعتبار تمایزی پرسشنامه بدین صورت بود که بعد از مراجعه به بیمارستان روانپزشکی تبریز بیمارانی که با تشخیص اسکیزوفرنیا در آنجا بستری بودند و علاوه بر تمایل به شرکت در پژوهش توانایی تکمیل پرسشنامه را نیز داشتند بصورت داوطلبانه به تعداد ۳۵ نفر انتخاب شدند که از این تعداد برخی از افراد به دلیل عدم همکاری و برخی به علت مخدوش بودن کنار گذاشته شدند و در نهایت محقق توانست به ۳۰ پرسشنامه کامل دست یابد.

ابزار

۱- مقیاس توهم لانای–اسلد (LSHS): این مقیاس ۱۲ سوالی توسط لانای و اسلد(۴) ساخته شده و توسط بنتال و اسلد(۷) مورد بازنگری قرار گرفته است. این مقیاس تا به امروز تنها مقیاس سنجش توهم در افراد بهنجار می باشد. این مقیاس آمادگی برای توهم را در چارچوب پیوستاری ویژگی های شبه روان پریشی مورد ارزیابی قرار می دهد. مقیاس توهم لانای اسلد به صورت لیکرت پنج گزینه ای نمره گزاری می شود. اعتبار عاملی این مقیاس با استخراج عوامل مختلف در تحقیقات مختلف به اثبات رسیده است (۱۰). لاروی و همکاران(۱۱) هم ضریب پایایی به روش همسانی درونی را برای این مقیاس ۰/۷۸ گزارش کرده است

۲- مقیاس اسکیزوتایپی ویسکانسین (مقیاس های چهار گانه استعداد روان پریشی چپمن): مقیاس های اسکیزوتایپی ویسکانسین از ۶۰ سوال تشکیل شده اند که بصورت بلی/خیر جواب داده می شوند. پرسشنامه ویسکانسین از چهار مقیاس ناتوانی در کسب لذت بدنی، ناتوانی در کسب لذت اجتماعی(۱۵) ، مقیاس انحراف ادراکی (PAS) (۱۶) و مقیاس اندیشه پردازی سحرآمیز(MIS) (۱۷) تشکیل شده است. این مقیاس ها در سنجش اسکیزوتایپی ابعاد مثبت و منفی آن را نیز مورد ارزیابی قرار می دهند. در تایید اعتبار این مجموعه آزمون لازم به ذکر است که در طول دهه ها در نمونه های بالینی، در معرض خطر و افراد عادی در مطالعات مقطعی و طولی مورد استفاده قرار گرفته است(۱۸). فرم کوتاه این مقیاس ها اخیراً توسط وینتراشتین و همکاران(۱۹) توسعه داده شده است. اعتبار و پایایی این مقیاس در ایران توسط محمدزاده(۲۰) مورد بررسی قرار گرفته است. ضریب اعتبار همزمان زیرمقیاس های این پرسشنامه از طریق محاسبه همبستگی آنها با مقیاس شخصیتی اسکیزوتایپی بین ۰/۸۲ تا ۰/۸۹ گزارش شده است. ضریب پایایی کرونباخ برای زیرمقیاس های آن از۰/۷۲ تا ۰/۸۶ محاسبه شده است.

۳- مقیاس شخصیت اسکیزوتایپی (STA): این مقیاس به منظور سنجش الگوهای شخصیت اسکیزوتایپی ساخته شده و عمدتا" نشانه شناسی مثبت اسکیزوتایپی را می سنجد. STA شامل ۳۷ ماده می باشد که به صورت بلی/ خیر جواب داده می شود. جواب بلی نمره یک و جواب خیر نمره صفر می گیرد. این مقیاس سه عامل دارد: عامل‌های

1- dimension
2- category

تجارب ادراکی غیرمعمول، سؤظن پارانوئید/اضطراب اجتماعی و تفکر سحرآمیز. جکسون و کلاریج(۲۱) ضریب پایائی بازآزمائی را برای STA ، ۰/۶۴ گزارش کرده اند. همچنین، راولینگز و همکاران(۲۲) ضریب پایایی همسانی درونی ۰/۸۵ را برای STA گزارش کرده اند. اعتبار همزمان STA با مقیاس روان آزردگی پرسشنامه شخصیتی آیزنک (EPQ) در فرهنگ اصلی ۰/۶۱ گزارش شده است. هنجاریابی و خصوصیات روان سنجی این مقیاس در ایران، توسط محمدزاده، گودرزی، تقوی و ملازاده(۲۳) انجام گرفته است و اعتبار همزمان این مقیاس و عامل های آن با مقیاس روان آزردگی فرم تجدید نظر شدهٔ پرسشنامه شخصیتی آیزنک EPQ-R به ترتیب ۰/۷۳، ۰/۵۰، ۰/۵۵ و ۰/۶۹ گزارش شده است، ضمن این که STA از اعتبار عاملی و افتراقی مطلوبی هم برخوردار است. همچنین، ضریب پایایی بازآزمایی STA در فاصله ۴ هفته ای کل مقیاس۰/۸۶ و خرده مقیاس های تجارب ادراکی غیرمعمول، سؤظن پارانوئید و اضطراب اجتماعی و تفکر سحرآمیز به ترتیب ۰/۶۵، ۰/۷۵ و ۰/۵۹ محاسبه گردید.

روند اجرای پژوهش: ابتدا مقیاس توهم لانای – اسلد به فارسی برگردانده شد. سپس از دو نفر متخصص زبان انگلیسی خواسته شد که ماده های برگردانده شده فارسی را به انگلیسی ترجمه نمایند. آنگاه شکاف های موجود در تطابق دو ترجمه اصلاح گردید. سپس، آزمون حاصله روی چند آزمودنی به صورت آزمایشی اجرا شد و اشکالات جزئی پیش آمده برای کاربرد نهائی آزمون اصلاح و رفع گردید. پس از انتخاب کلاس ها نخست محقق خود را به دانشجویان معرفی و هدف تحقیق را بیان کرد. سپس سوالات پرسشنامه در اختیار آنها قرار داه شد. به آزمودنی ها گفته شد، محدودیت زمانی وجود ندارد و آنها باید به سوالات مقیاس توهم لانای – اسلد در طیف پنج درجه ای جواب دهند به منظور رعایت اخلاق پژوهشی و حقوق آزمودنی ها ضمن اعلام صریح داوطلبانه بودن شرکت آزمودنی ها، هم بصورت شفاهی (قبل از اجرا) و هم بصورت کتبی (بالای پرسشنامه) خاطرنشان گردید «اطلاعات درخواستی در این پرسشنامه ها، صرفا" به منظور اهداف پژوهشی است. جهت اطمینان خاطر شما، به جز تعیین جنسیت نیازی به ذکر نام و نام خانوادگی و دیگر مشخصات خصوصی نیست».

یافته‌ها

فراوانی شرکت کنندگان در طبقات جنسیتی بر اساس مشخصه های آمار توصیفی در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱) مشخصات جمعیت شناختی نمونه تحقیق

	تعداد	درصد	میانگین سنی	انحراف استاندارد
گروه مونث	۲۲۴	۷۱/۸	۲۷/۵۶	۷/۴۹
گروه مذکر	۸۸	۲۸/۲	۳۰/۴۷	۸/۳۴
کل نمونه	۳۱۲	۱۰۰	۲۹/۱	۷/۷۸

از آنجایی که مقیاس توهم لانای– اسلد بر اساس الگوی پیوستاری ویژگی‌های شبه روانپریشی(۲۴) ساخته شده است، همچنین، وجود همبستگی بین سوالات پرسشنامه که دلالت بر عدم استقلال کامل عامل ها دارد، چرخش تحلیل عاملی باید از نوع متمایل باشد(۲۵) و از بین انواع چرخش های متمایل، بنا به توصیه فابریگر[1] و همکاران (۲۶) و تامپسون(۲۷)[2] از روش پروماکس بدلیل توان بالای آن در شناسایی عامل ها استفاده گردید. در ادامه برای بررسی تحلیل مؤلفه های اصلی، نخست قابلیت تحلیل عاملی از طریق آزمون کایزر– مایر– اولکین (KMO) و آزمون کرویت بارتلت بررسی شد. بر این اساس، مقدار آزمون کایزر– مایر– اولکین (KMO =۰/۸۷) بیانگر کفایت نمونه برداری و مشخصه آزمون کرویت بارتلت (۱۳۴۷/۵۷، p =۰/۰۰۱) معنادار است که نشان می دهد ماتریس همبستگی داده ها در جامعه صفر نیست و بنابرین عمل عاملیابی قابل توجیه است. آنگاه، به منظور تعیین ساختار عاملی از شیوه اکتشافی و روش تحلیل مؤلفه های اصلی با چرخش پروماکس استفاده شد. ماده هایی مشمول یک عامل شدند که وزن عاملی ۰/۳ یا بالاتر را داشتند. در کل، ۲ عامل ارزش ویژه بالاتر از یک داشتند و عبارت بودند از ۳/۹۸، ۱/۴۶. این ۲ عامل به ترتیب ۴۱/۵۷ و ۱۲/۱۸ و در مجموع ۵۳/۷۵ درصد واریانس های مشاهده شده را تبیین می کردند. رسم نمودار ارزش های ویژه و الگوی وزن های عاملی نیز ۲ عامل را پیشنهاد نمود. ۲ مؤلفه با ارزش های

1- Fabrigar
2- Thompson

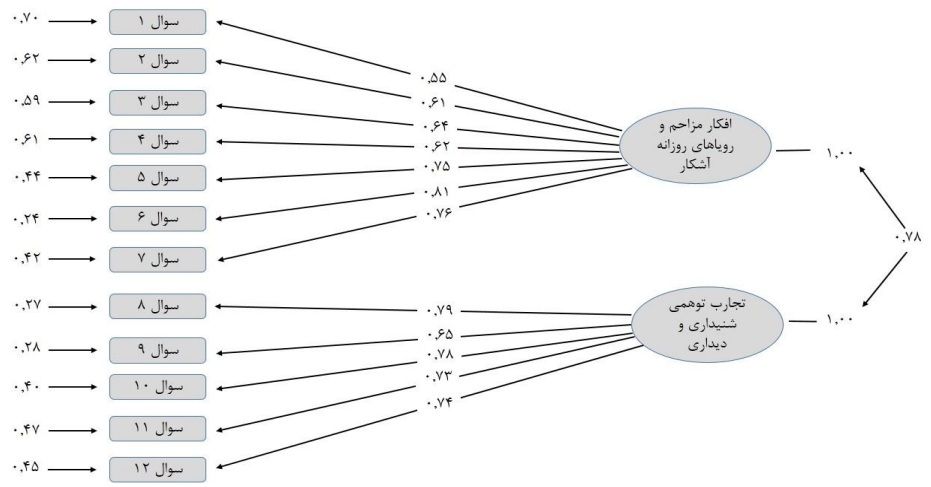
ویژه فراتر از ارزش های ملاک متناسب برای ماتریس داده های ایجاد شده بصورت تصادفی، می باشند. همان طور که ذکر شد، نتایج تحلیل نشان داد رویکرد ۲ عاملی برازش بهتری با داده ها دارد. همچنین با توجه با اینکه از چرخش متمایل استفاده گردید همبستگی بین دو عامل نیز استخراج شد و ضریب همبستگی ۰/۶ بدست آمد.

ضرایب ماتریس های الگوی عاملی و ساختار عاملی راه حل ۲ عاملی در جدول ۲ خلاصه شده است. در راه حل ۲ عاملی، ابعاد دارای وزن در عامل اول بیشتر افکار مزاحم و رویاهای روزانه آشکار را شامل می شوند(آیتم های۱، ۲، ۳،۴، ۵، ۶، ۷) ، و ابعاد دارای وزن در عامل دوم بیشتر تجارب توهمی شنیداری و دیداری (آیتم های ۷، ۸، ۹، ۱۰، ۱۱، ۱۲) را پوشش می دهند. بر اساس نتایج تحلیل عاملی سوال ۷ (اغلب صدایی را می شنوم که در حال گفتگو با افکارم است) در هر دو عامل دارای وزن می باشد.

جدول ۲) ضرایب ماتریس های الگوی عاملی و ساختار عاملی با چرخش پروماکس راه حل ۲ عاملی

آیتم ها	ضرایب ماتریس ساختار عاملی		میزان اشتراک
	عامل ۱	عامل ۲	
۱–علی رغم این که به سختی تلاش می کنم تمرکز داشته باشم، اما افکار نامربوط همیشه به ذهنم هجوم می آورند	۰/۳۴	۰/۶۳	۰/۴
۲– در خیالاتم می توانم صدای آهنگی را به همان وضوحی بشنوم که انگار در واقعیت گوش می دهم	۰/۳۳	۰/۶۶	۰/۴۴
۳– بعضی موقع افکارم مثل رویدادهای زندگی واقعی به نظر می رسند		۰/۷۷	۰/۶۲
۴– بعضی موقع یک فکر گذرا به اندازه ای واقعی به نظر می رسد که مرا می ترساند	۰/۳۱	۰/۷۱	۰/۵۲
۵– صداهایی که در خیالاتم می شنوم عموماً واضح و مشخص هستند	۰/۵۵	۰/۶۴	۰/۴۷
۶– افرادی که در خیالاتم هستند به اندازه ای واقعی به نظر می رسند که فکر می کنم آنها وجود دارند	۰/۵۳	۰/۷۴	۰/۵۸
۷– اغلب صدایی را می شنوم که در حال گفتگو با افکارم است	۰/۶۷	۰/۵۹	۰/۵۳
۸– در گذشته صدای کسی را شنیده ام اما بعد متوجه شده ام که کسی آنجا نبوده است	۰/۷۲	۰/۴۶	۰/۵۳
۹– گهگاهی صورت یک انسانی را در جلو چشمم دیده ام، در حالی که کسی آنجا نبوده است	۰/۷۹	۰/۴۴	۰/۶۲
۱۰– صدای شیطان را شنیده ام	۰/۷۴		۰/۶
۱۱– در گذشته صدای خدا را که با من صحبت می کرد شنیده ام	۰/۷۴	۰/۸۲	۰/۵۷
۱۲– صداهایی که در سرم می شنوم مرا دچار مشکل می کند	۰/۷۱	۰/۵	۰/۵۳

در ادامه به منظور ازمون مدل دو عاملی مستخرج از روش تحلیل عاملی اکتشافی، روش تحلیل عاملی تایید مورد استفاده قرار گرفت. نتایج این تحلیل از ساختار دو عاملی مقیاس حمایت کرد (شکل ۱).



شکل ۱) ضرایب استاندارد مدل دو عاملی

همان‌طور که جدول شماره ۳ نشان می‌دهد همه ضرایب مطلوب هستند و مقادیر t مربوط به آنها بالا است و در سطح ۰/۰۰۱ معنی‌دار هستند.

جدول ۳) ضرایب استانداردشده و مقادیر t و همچنین معناداری آنها در مدل دو عاملی

عامل	ماده	ضرایب استاندارد	شاخص t	R^2
اول	۱	۰/۵۵	۱۰/۰۲	۰/۳۰
	۲	۰/۶۱	۱۱/۴۱	۰/۳۷
	۳	۰/۶۴	۱۲/۰۸	۰/۴۱
	۴	۰/۶۲	۱۱/۶۲	۰/۳۸
	۵	۰/۷۵	۱۴/۷۶	۰/۵۶
	۶	۰/۸۱	۱۶/۶۲	۰/۶۶
	۷	۰/۷۶	۱۵/۰۴	۰/۵۸
دوم	۸	۰/۷۹	۱۶/۲۲	۰/۶۲
	۹	۰/۸۵	۱۸/۰۳	۰/۷۲
	۱۰	۰/۷۸	۱۵/۷۷	۰/۶۱
	۱۱	۰/۷۲	۱۴/۴۴	۰/۵۲
	۱۲	۰/۷۴	۱۴/۷۵	۰/۵۵

به‌منظور بررسی نیکویی برازش مدل با داده‌های پژوهش، شاخص‌های مربوط به برازش مدل ارائه می‌شوند. جدول شماره ۴ شاخص‌های برازش مدل را نشان می‌دهد.

جدول ٤) شاخص‌های برازش مدل تحلیل عاملی تاییدی مقیاس توهم لانای-اسلد

شاخص	Df	X^2	RMSEA	NFI	NNFI	CFI	IFI	RFI
مقدار	۵۳	۴۵۳/۱۳	۰/۰۴	۰/۹۱	۰/۹۰	۰/۹۲	۰/۹۱	۰/۹۲

همان‌طور که مشاهده می‌شود اگرچه شاخص مجذور کای معنادار است، ولی با توجه به این‌که این شاخص در مواردی که حجم نمونه بالاست معنادار می‌شود، قابل‌اغماض هست. شاخص ریشه میانگین مربعات خطای برآورد (RMSEA) در این مدل برابر با ۰/۰۴ است، که مقادیر کمتر از ۰/۰۵ نشانگر برازش خوب مدل است. شاخص برازش هنجار شده (NFI)، شاخص برازش هنجار نشده (NNFI)، شاخص‌های برازش مقایسه‌ای (CFI)، شاخص برازش فزاینده (IFI)، شاخص نیکویی نسبی (RFI) به ترتیب برابر با ۰/۹۱، ۰/۹۰، ۰/۹۲، ۰/۹۱ و ۰/۹۲ به دست آمد و با توجه به این‌که مقادیر این شاخص‌ها بالای ۰/۹ است، درنتیجه نشانگر برازش خوب مدل هستند.

به منظور مقایسه جنسیتی، از آزمون تحلیل واریانس چند راهه (MANOVA) استفاده شد. ابتدا، پیش فرض همگنی واریانس ها به منظور استفاده از آزمون های پارامتریک برای تجزیه و تحلیل داده‌ها مورد بررسی قرار گرفت و نتایج آزمون ام باکس مفروضه استفاده از آزمون پارامتریک تحلیل واریانس چند راهه را تأیید کرد($p= ۰/۵۸ \quad F= ۰/۷۸$). نتایج آزمون در جدول ۵ قابل مشاهده است. این جدول نشان می دهد که تفاوت نمرات دو گروه مؤنث و مذکر در مقیاس توهم لانای- اسلد معنی دار نمی باشد.

جدول ۵) آزمون تحلیل واریانس چند متغیره برای مقایسه گروه های مؤنث و مذکر

	جنس	میانگین	انحراف معیار	F	p	لامبدای ویلکز	p
کل مقیاس	مذکر	۱۶/۶۷	۱۰/۳	۱/۸۵	۰/۱۷	۰/۹۹	۰/۴۵
	مؤنث	۱۵/۹۱	۱۰/۰۵				
عامل افکار مزاحم ورویاهای روزانه آشکار	مذکر	۱۲/۸۸	۶/۴۲	۱/۲۸	۰/۲۶	۰/۹۹	۰/۴۵
	مؤنث	۱۱/۹۲	۶/۶۸				
عامل تجارب توهمی شنیداری و دیداری	مذکر	۵/۹۸	۵/۹	۲/۲۱	۰/۱۴	۰/۹۹	۰/۴۵
	مؤنث	۴/۹۱	۵/۴				

به منظور بررسی اعتبار همزمان، همبستگی مقیاس توهم لانای-اسلد با پرسشنامه شخصیت اسکیزوتایپی و مقیاس های اندیشه پردازی سحرآمیز و انحراف ادراکی محاسبه گردید. جدول ۶ ماتریس ضرایب همبستگی بین آنها را نشان می دهد.

جدول ٦) ماتریس ضرایب همبستگی مقیاس توهم لانای-اسلد با پرسشنامه های روان پریشی

	۱	۲	۳	۴	۵	۶
۱-مقیاس توهم لانای-اسلد	۱	–	–	–	–	–
۲-عامل افکار مزاحم ورویاهای روزانه آشکار	۰/۹۲	۱	–	–	–	–
۳-عامل تجارب توهمی شنیداری و دیداری	۰/۸۸	۰/۶۵	۱	–	–	–
۴-مقیاس شخصیت اسکیزوتایپی	۰/۷	۰/۶۶	۰/۶۲	۱	–	–
۵-مقیاس اندیشه پردازی سحرآمیز	۰/۶۲	۰/۵۶	۰/۵۶	۰/۶۱	۱	–
۶-مقیاس انحراف ادراکی	۰/۶	۰/۴۵	۰/۶۶	۰/۶۰	۰/۶۲	۱

همه همبستگی ها در سطح ۰/۰۱ معنی دار هستند. (n= ۳۱۲)

با توجه به معنی داری همبستگی مقیاس توهم لانای-اسلد با پرسشنامه شخصیت اسکیزوتایپی و مقیاس های اندیشه پردازی سحرآمیز و انحراف ادراکی اعتبار مقیاس توهم لانای-اسلد مورد تایید قرار می گیرد.

به منظور بررسی اعتبار تمایزی، نمره بیماران مبتلا به اختلال اسکیزوفرنیا و افراد عادی که سابقه هیچگونه اختلال روانی جدی را گزارش نکرده بودند در مقیاس توهم لانای-اسلد مقایسه شدند. لازم ببه ذکر است که مبنای مقایسه میزان دسترسی به بیماران مبتلا به اختلال اسکیزوفرنیا بر مبنای قاعده هرچه بیشتر بهتر بود، اما از آنجایی که امکان سنجش بیش از ۳۰ بیمار مبتلا به اسکیزوفرنیا میسر نشد، لذا ۳۰ نفر از افراد عادی هم که به لحاظ برخی ویژگی های جمعیت شناختی ماند سن و جنس با گروه بالینی همتا شده بودند انتخاب شدند. بدین منظور از آزمون t برای گروه های مستقل استفاده شد. ابتدا، پیش فرض همگنی واریانس ها به منظور استفاده از آزمون های پارامتریک برای تجزیه و تحلیل داده ها مورد بررسی قرار گرفت و نتایج آزمون لوین یکسانی واریانس را در کل مقیاس($p= ۰/۱ \quad F= ۲/۶۵$) و عامل افکار مزاحم ورویاهای روزانه آشکار ($p= ۰/۸۴ \quad F= ۰/۳۸$) تأیید کرد اما یکسانی واریانس در عامل تجارب توهمی شنیداری و دیداری مورد تایید قرار نگرفت($p= ۰/۰۰۱ \quad F= ۱۷/۴۶$)، بنابراین این بخش از نتایج با مفروضه عدم برقراری یکسانی واریانس تحلیل شد . نتایج آزمون t در جدول ۷ قابل مشاهده است.

جدول ۷) مقایسه گروه های اسکیزوفرنیا و عادی در مقیاس توهم لانای-اسلد

	گروه	میانگین	انحراف معیار	t	df	p
کل مقیاس	اسکیزوفرنیا	۳۲/۳۶	۴/۴۹	۲۵/۶۵	۵۸	۰/۰۰۱
	عادی	۶/۳۳	۳/۲۶			
عامل افکار مزاحم و رویاهای روزانه آشکار	اسکیزوفرنیا	۲۰/۲	۳/۵۵	۱۵/۹۵	۵۸	۰/۰۰۱
	عادی	۶/۰۳	۳/۳۱			
عامل تجارب توهمی شنیداری و دیداری	اسکیزوفرنیا	۱۴/۶	۳/۸۲	۱۹/۸۶	۳۱/۶۱	۰/۰۰۱
	عادی	۰/۴	۰/۸۱			

جدول فوق نشان می دهد که تفاوت نمرات دو گروه در کل مقیاس و عامل های آن معنی دار می باشد و به ترتیب میانگین گروه اسکیزوفرنیا از افراد عادی بیشتر می باشد. بنابراین، مقیاس توانسته است دو گروه را از هم متمایز کند.

برای تعیین پایایی بازآزمایی، تعداد ۶۵ نفر به صورت نمونه گیری داوطلب انتخاب و سپس در فاصله ۴ هفته دوباره آزمایش شدند. ضریب پایایی کل مقیاس ۰/۸۵ و برای عامل افکار مزاحم ورویاهای روزانه آشکار و عامل تجارب توهمی شنیداری و دیداری به ترتیب ۰/۹۱ و ۰/۸ به دست آمد.

جهت سنجش پایایی همسانی درونی از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شد. بر اساس نتایج حاصله، ضریب آلفا برای کل مقیاس ۰/۸۷ و برای عامل افکار مزاحم ورویاهای روزانه آشکار و عامل تجارب توهمی شنیداری و دیداری به ترتیب ۰/۸۲ و ۰/۸۳ محاسبه شد که رضایت بخش می باشد.

بحث

هدف مطالعه حاضر، تحلیل عاملی و بررسی اعتبار و پایایی مقیاس توهم لانای-اسلد برای اندازه گیری تجارب توهمی و شبه توهمی مطابق الگوی پیوستاری پدیده های روانپریشی به منظور آماده سازی مقیاسی جهت بکارگیری در تحقیقات روی انواع اختلالات روانی بود. در همین راستا، در پژوهش حاضر نتایج تحلیل عاملی با استفاده از روش تحلیل مؤلفه های اصلی نشان داد این پرسشنامه مقیاسی دو عاملی می باشد و عامل افکار مزاحم و رویاهای روزانه آشکار، و عامل تجارب توهمی شنیداری و دیداری بیشترین واریانس تغییرات مشاهده شده در مقیاس توهم لانای – اسلد را تبیین می کنند. این یافته با هیچ یک از تحقیقات قبلی که به مطالعه ساختار عاملی این مقیاس پرداخته اند همسو نمی باشد. اصولا در تجقیقات مختلف عواملی متفاوت شناسایی شده اند، مثلا لانای و اسلد در نسخه اولیه این مقیاس دو عامل تجارب توهمی و فقدان تجارب توهمی را گزارش نموده اند(۷) ، در حالیکه لویتان و همکاران(۸) در گروه های بالینی راه حل چهار عاملی رویاهای روزانه آشکار، توهمات شنیداری بالینی، توهمات شنیداری غیربالینی و افکار مزاحم را برای این پرسشنامه گزارش نموده اند، آلمن و همکاران(۹) نیز در گروه سالم راه حل سه عاملی گرایش به تجربه های توهمی عمومی، برونسازی ذهنی فکر و رویاهای روزانه آشکار را گزارش کرده اند، موریسون و همکاران(۱۰) راه حل دو عاملی توهمات شنیداری و دیداری را در نمونه سالم مقیاس گزارش نموده است.، و بالاخره واتر و همکاران(۱۲) نشان دادند که LSHS-R دارای ساختار سه عاملی حوادث ذهنی آشکار، توهماتی با مضامین مذهبی، و تجارب توهمی شنیداری و دیداری است. این ناهمسویی و تنوع عوامل گزارش شده در تحقیقات مختلف احتمالا به ماهیت ناهگن تجارب توهمی مربوط می شود و این که تفاوت های فردی در تجربه توهم می تواند نقش ایفا نماید. از آنجایی که در مطالعه حاضر و نیز در تحقیقات قبلی مقیاس توهم لانای – اسلد از ضرایب اعتبار و پایایی مطلوبی برخوردار بوده است لذا تنوع عوامل استخراج شده دلیلی بر پایین بودن خصوصیات روانسنجی این مقیاس نیست و این تنوع به نقش تفاوت های فردی و احتمالا فرهنگی در پدیده توهم قابل استناد است. در مقایسه نمرات گروه های مؤنث و مذکر، بین میانگین نمرات گروه مؤنث و مذکر در کل مقیاس توهم لانای – اسلد تفاوتی مشاهده نمی شود. این

یافته با گزارش پنجمین ویرایش راهنمای آماری و تشخیصی اختلالات روانی(۲۸) مبنی بر فقدان تفاوت در شیوع اسکیزوفرنیا در دو جنس همسو می باشد. در ارتباط با اعتبار همزمان یافته های این تحقیق نشان داد که بین مقیاس توهم لانای – اسلد و عامل‌های آن با پرسشنامه شخصیت اسکیزوتایپی(STA)، مقیاس های انحراف ادراکی (PAS) و اندیشه پردازی سحرآمیز(MIS) از بین مقیاس-های چهارگانه استعداد روان‌پریشی چیمن همبستگی مثبت وجود دارد. از آنجایی این پرسشنامه ها در ردیف پرکاربردترین ابزارها در تحقیقات مختلف مربوط به سنجش نشانه شناسی مثبت روان‌پریشی هستند(۲۹)، لذا همبستگی مثبت با این ابزارها نشان دهنده اعتبار مناسب مقیاس توهم لانای – اسلد است. از طرفی نتایج پژوهش حاضر نشان داد که مقیاس توهم لانای – اسلد توان تمایزگزاری بین بیماران مبتلا به اسکیزوفرنیا و افراد عادی را دارد، بنابراین این مقیاس از اعتبار تمایزی قابل قبولی برخوردار می باشد. همچنین، پایایی بازآزمایی در فاصله چهار هفته برای کل مقیاس و عامل های آن ضرایب مطلوبی بدست دادکه بیانگر این است که این مقیاس کمتر دستخوش متغیرهای وضع و حالت می شود، بنابرین در طول زمان دارای ثبات مناسب می باشد. نتایج اعتبار به روش همسانی درونی بین آیتم های مقیاس توهم لانای – اسلد نیز حاکی از اعتبار مناسب مقیاس است و نشان دهنده این است که به خاطر انسجام درونی بالا، در شرایط مختلف نتایج یکسان به دست می دهد، در مطالعه حاضر ضرایب همسانی درونی ۰/۸۷ آمد که بیشتر از ضریب پایایی ۰/۷۸ که در پیشینه پژوهش ذکر شده است(۱۱) می باشد.

در مورد محدودیت های مربوط به مقیاس توهم لانای– اسلد لازم به یاداوری است که جنبه های متنوع دیگری از تجارب توهمی این مقیاس در نظر گرفته نشده اند. بعنوان مثال، در این مقیاس از زیرمقیاس های دیگر توهمات در جمعیت عمومی اطلاع اندکی در دست است مانند بویایی، چشایی، لامسه و توهمات مربوط به خواب از قبیل توهمات هیپنوگژیک (توهمات پیش خواب) و هیپنوپامپیک (توهمات حین بیدار شدن از خواب). بطور کلی تحقیقات اندکی در این حوزه انجام شده اند. با این وجود بررسی های اندکی وجود چنین توهمات مروبط به خواب را در بین افراد عادی بالا گزارش کرده اند. بعنوان مثال، اوهایون و همکاران(۳۰) دریافتند که ۳۷ درصد شرکت کننده های سالم توهمات هیپنوگوژیک و ۱۲ درصد نیز توهمات هیپنوپامپیک تجربه کرده اند. اگرچه هر دو نوع این توهمات در بین مبتلایان به اختلالات خواب شایع می باشد اما توهمات هیپنوگوژیک و هیپنوپامپیک به مراتب بیشتر از اختلالات خواب شیوع دارند. همچنین، بر اساس پیشینه پژوهش، افراد توهم ها را در اشکال مختلف تجربه می کنند؛ توهمات شنیداری و دیداری، لمس شدن، احساس سقوط، پرواز یا شناور بودن،و تجربه های از بدن خارج بودن(۳۱, ۳۲). همچنین، در مطالعه اوهایون(۳۰) توهمات بویایی حداقل یکبار در ماه در ۹/۳ درصد و چشایی در ۷/۷ درصد و لامسه در ۲/۶ از شرکت کننده ها گزارش شده است. علی رغم تغییراتی که در مقیاس توهم لانای و اسلد ایجاد شده همچنان این مقیاس برای سنجش چنین انواعی از توهم مناسب نیست. بدون در نظر گرفتن این نوع توهمات درک ماهیت توهم و مفهوم آمادگی برای توهم دشوار خواهد بود.

در یک جمع‌بندی می توان گفت که در ایران برخی ابزارها به منظور بررسی ویژگی های روان پریشی و شبه روان پریشی بصورت کلی اعتباریابی شده اند (۳۳، ۳۴)، اما نتایج پژوهش حاضر نشان می دهد که با استفاده از مقیاس توهم لانای – اسلد می توان به طور اختصاصی خصیصه‌های توهمی را در نمونه غیربالینی متشکل از دانشجویان مورد اندازه گیری قرار داد. ابزار حاصل از این پژوهش می تواند در سنجش ویژگی های روان پریشی در تحقیقات بالینی و غیربالینی و نیز به عنوان یک ابزار کمک تشخیصی به کار گرفته شود و از این طریق صرفه جوئی قابل ملاحظه ای در وقت و هزینه متخصصان بالینی ایجاد نماید و احتمال تشخیص های اشتباهی را که موجب هزینه های هنگفتی برای دولت و افراد جامعه می شود، کم نماید. همچنین، از ابزار حاصل از این پژوهش می توان در تحقیقات مربوط به اسکیزوفرنیا به عنوان ابزار انتخاب گروه کنترل مناسب برای بیماران مبتلا به اسکیزوفرنیا سود جست.

تشکر و قدردانی

این مقاله مستخرج از طرح مصوب در دانشگاه پیام نور استان آذربایجان شرقی می باشد، بدین وسیله از ریاست و اعضای شورای پژوهشی دانشگاه قدردانی می گردد.

منابع

1- Linscott R, Van Os J. An updated and conservative systematic review and meta-analysis of epidemiological evidence on psychotic experiences in children and adults: on the pathway from proneness to persistence to dimensional expression across mental disorders. Psychol. Med. 2013; 43(06): 1133-49.

2- Van Os J, Linscott RJ, Myin-Germeys I, Delespaul P, Krabbendam L. A systematic review and meta-analysis of the psychosis continuum: evidence for a psychosis proneness–persistence–impairment model of psychotic disorder. Psychol. Med.2009; 39(02): 179-95.

3- Lenzenweger MF. Schizotypy and schizophrenia: The view from experimental psychopathology: Guilford Press. 2011.

4- Larøi F, Marczewski P, Van der Linden M. Further evidence of the multi-dimensionality of hallucinatory predisposition: factor structure of a modified version of the Launay-Slade Hallucinations Scale in a normal sample. Eur. Psychiatry. 2004; 19(1): 15-20.

5- Launay G, Slade P. The measurement of hallucinatory predisposition in male and female prisoners. . Pers. Individ. Dif. 1981; 2(3): 221-34.

6- Slade PD, Bentall RP. Sensory deception: A scientific analysis of hallucination: Johns Hopkins University Press. 1988.

7- Strauss JS. Hallucinations and delusions as points on continua function: Rating scale evidence. Arch. Gen. Psychiatry. 1969; 21(5): 581-6.

8- Bentall R, Slade PD. Reliability of a scale measuring disposition towards hallucination: a brief report. Pers. Individ. Dif. 1985; 6(4): 527-9.

9- Levitan C, Ward PB, Catts SV, Hemsley DR. Predisposition toward auditory hallucinations: The utility of the Launay-Slade Hallucination Scale in psychiatric patients. Pers. Individ. Dif. 1996; 21(2): 287-9.

10- Aleman A, Nieuwenstein MR, Böcker KB, De Haan EH. Multi-dimensionality of hallucinatory predisposition: factor structure of the Launay–Slade Hallucination Scale in a normal sample. . Pers. Individ. Dif. 2001; 30(2): 287-92.

11- Morrison AP, Wells A, Nothard S. Cognitive factors in predisposition to auditory and visual hallucinations. Br. J. Clin. Psychol. 2000; 39(1): 67-78.

12- Waters FA, Badcock JC, Maybery MT. Revision of the factor structure of the Launay–Slade Hallucination Scale (LSHS-R). Pers. Individ. Dif. 2003; 35(6): 1351-7.

13- Kendler KS, Walsh D. A New Classification for the Psychoses? Reply. Arch. Gen. Psychiatry. 1999; 56(7): 672-3.

14- Rankin PM, O'carroll PJ. Reality discrimination, reality monitoring and disposition towards hallucination. Br. J. Clin. Psychol. 1995; 34(4): 517-28.

15- Chapman LJ, Chapman JP, Raulin ML. Scales for physical and social anhedonia. J. Abnorm. Psychol. 1976; 85(4): 374.

16- Chapman LJ, Chapman JP, Raulin ML. Body-image aberration in schizophrenia. J. Abnorm. Psychol. 1978; 87(4): 399.

17- Eckblad M, Chapman LJ. Magical ideation as an indicator of schizotypy. J. Consult. Clin. Psychol. 1983; 51(2): 215.

18- Kwapil TR, Barrantes-Vidal N, Silvia PJ. The dimensional structure of the Wisconsin schizotypy scales: Factor identification and construct validity. Schizophr. Bull. 2007; 34(3): 444-57.

19- Winterstein BP, Willse JT, Kwapil TR, Silvia PJ. Assessment of score dependability of the Wisconsin Schizotypy Scales using generalizability analysis. J. Psychopathol. Behav. Assess. 2010; 32(4): 575-85.

20- Mohammadzadeh A. Validating a set of short form scales of measuring psychotic characteristics. [Unpublished Research Project]. In press 2017. [Persian].

21- Jackson M, Claridge G. Reliability and validity of a psychotic traits questionnaire (STQ). Br. J. Clin. Psychol. 1991; 30(4): 311-23.

22- Rawlings D, Claridge G, Freeman JL. Principal components analysis of the schizotypal personality scale (STA) and the borderline personality scale (STB). . Pers. Individ. Dif. 2001; 31(3): 409-19.

23- Mohammadzadeh A, Goodarzi M, Taghavi M, Mollazadeh M. The study of factor structure, validity, reliability and standardization of Schizotypal Personality Scale (STA). J. Psychol. 2007; 41: 3-27. [Persian].

24- Kwapil TR, Barrantes-Vidal N. Schizotypy: looking back and moving forward. Schizophr. Bull.. 2014;41(suppl_2):S366-S73.

25- Thorndike RL. Applied psychometrics: Houghton Mifflin. 1982.

26- Fabrigar LR, Wegener DT, MacCallum RC, Strahan EJ. Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. Psychol. Methods. 1999; 4(3): 272.

27- Thompson B. Exploratory and confirmatory factor analysis: Understanding concepts and applications: American Psychological Association. 2004.

28- Association AP. Diagnostic and statistical manual of mental disorders (DSM-5®): American Psychiatric Pub. 2013.

29- Chan RC, Shi H-s, Geng F-l, Liu W-h, Yan C, Wang Y, et al. The Chapman psychosis-proneness scales: Consistency across culture and time. Psychiatr. Res. 2015; 228(1): 143-9

.

30- Ohayon MM. Prevalence of hallucinations and their pathological associations in the general population. Psychiatr. Res. 2000; 97(2): 153-64
31- Cheyne JA, Rueffer SD, Newby-Clark IR. Hypnagogic and hypnopompic hallucinations during sleep paralysis: neurological and cultural construction of the night-mare. Conscious. Cogn. 1999; 8(3): 319-37.
32- Cheyne JA, Newby-Clark IR, Rueffer SD. Relations among hypnagogic and hypnopompic experiences associated with sleep paralysis. J. Sleep Res. 1999; 8(4): 313-7.
33- Ghamari-Givi H, Molavi P, Heshmati R. Exploration of the Factor Structure of Positive and Negative Syndrome Scale in Schizophrenia Spectrum Disorders. J. Clinic. Psychol. 2010; 2(6): 1-10. [Persian].
34- Mohammadzadeh A, Dabiri S. Validation of Long Forms Schizotypal Personality Questionnaire (SPQ): DSM-IV-TR's Nine Criteria Measure. J. Clinic. Psychol. 2010; 3(10): 67-77. [Persian].