Original Article

Psychometric evaluation of Shah version of modified Barthel index in elderly people residing in Kashan Golabchi nursing home

Tagharrobi Z[1], Sharifi Kh[1*], Sooky Z[2]

1- Department of Health Management, Faculty of Nursing and Midwifery, Kashan University of Medical Sciences, Kashan, I.R. Iran.
2- Department of Midwifery, Faculty of Nursing and Midwifery, Kashan University of Medical Sciences, Kashan, I.R. Iran.

Received October 19, 2010; Accepted July 10, 2011

Abstract:

Background: The rehabilitation interventions have an important role in the promotion of elderly health level especially who are residing in nursing homes. This study was designed to evaluate the reliability and validity of the Shah version of modified Barthel index (MBI) in older people residing in Kashan Golabchi nursing home.
Materials and Methods: The Shah version of MBI was translated from English to Persian through forward-backward translation method. Sampling was performed using census method in Kashan Golabchi nursing home during 2006-7 (n=100). The questionnaires were completed through interview, observation and inter-rater agreement coefficient was assessed. Reliability was determined via internal consistency and validity was determined via concurrent validity, exploratory factor analysis and known-groups approach.
Results: Inter-rater reliability coefficient (Kappa) for every item was more than 0.6; Inter-rater reliability in the total MBI was 0.998. The questionnaire reliability coefficient (internal consistency) was 0.96-0.99 and item-total correlation confirmed its reliability too. Its concurrent validity with Persian original Barthel index was confirmed (r=0.993, P<0.0001) and the known-groups approach revealed its validity (P<0.0001). The results of factor analysis signified its monofactoriality with Eigen value of 8.268 and the mentioned factor could explain the 82.68% of the total variance.
Conclusion: The Persian Shah version of MBI for evaluation of disability in elderly people residing in Golabchi nursing home is a valid and reliable tool.

Keywords: Shah version of modified Barthel index, Validity, Reliability, Disability, Elderly, Nursing home

* **Corresponding Author.**
Email: sharifi81k@yahoo.com
Tel: 0098 912 153 0067
Fax: 0098 361 555 6633

Conflict of Interests: ***No***

Feyz, Journal of Kashan University of Medical Sciences, Autumn, 2011; Vol. 15, No 3, Pages 213-224

Please cite this article as: Tagharrobi Z, Sharifi Kh, Sooky Z. Psychometric evaluation of Shah version of modified Barthel index in elderly people residing in Kashan Golabchi nursing home. ***Feyz*** 2011; 15(3): 213-24.

[Downloaded from feyz.kaums.ac.ir on 2024-09-21]

روانسنجی نسخه شاه مقیاس بارتل تجدید نظر شده در سالمندان مقیم خانه سالمندان گلابچی کاشان

زهرا تقربی [۱]، خدیجه شریفی [*۱]، زهرا سوکی [۳]

خلاصه

سابقه و هدف: به‌منظور ارتقاء سطح سلامت در سالمندان بالاخص سالمندان مقیم خانه سالمندان انجام اقدامات توانبخشی از جایگاه ویژه برخوردار است. این مطالعه با هدف بررسی روایی و پایایی نسخه شاه مقیاس بارتل تجدید نظر شده در سالمندان مقیم خانه سالمندان گلابچی کاشان طراحی شد.

مواد و روش‌ها: پس از تهیه فرم فارسی نسخه شاه پرسشنامه MBI با استفاده از روش ترجمه استاندارد "مستقیم و بالعکس"، نمونه‌ها به‌صورت سرشماری در مرکز مذکور در سال ۱۳۸٦ انتخاب شدند (n=۱۰۰). داده‌ها بوسیله مشاهده و مصاحبه جمع‌آوری گردید. ضریب توافق بین افراد ارزیاب، بررسی شده و پایایی پرسشنامه با استفاده از شیوه ثبات داخلی تعیین گردید. جهت بررسی روایی از روایی همزمان، مقایسه گروه‌های شناخته شده و تحلیل عاملی اکتشافی استفاده شد.

نتایج: ضریب توافق بین افراد ارزیاب در ارتباط با هر یک از آیتم‌ها بیش از ۰/٦ بود (کاپا)؛ ICC در ارتباط با کل ابزار ۰/۹۹۸ گزارش شد. ضریب ثبات داخلی ابزار ۰/۹۹-۰/۹٦ محاسبه شده و روش همبستگی با کل مقیاس نیز این ابزار را پایا تشخیص داد. اعتبار همزمان آن با MBI تایید شد (r=۰/۹۹۳، P<۰/۰۰۰۱) و مقایسه گروه‌های شناخته شده روایی ابزار را مسجل ساخت (P<۰/۰۰۰۱). نتایج تحلیل عاملی نیز حاکی از تک‌عاملی بودن پرسشنامه بود که این عامل دارای ارزش ویژه ۸/۲٦۸ بوده و قادر به تبیین ۸۲/٦۸ درصد واریانس کل نمره بارتل می‌باشد.

نتیجه‌گیری: ترجمه فارسی نسخه شاه پرسشنامه بارتل جهت سنجش ناتوانی در سالمندان مقیم خانه سالمندان گلابچی کاشان ابزاری روا و پایا می‌باشد.

واژگان کلیدی: نسخه شاه مقیاس بارتل تجدید نظر شده، روایی، پایایی، ناتوانی، سالمند، خانه سالمندان

فصلنامه علمی – پژوهشی فیض، دوره پانزدهم، شماره ۳، پاییز ۱۳۹۰، صفحات ۲۲٤-۲۱۳

مقدمه

بررسی‌های مختلف حاکی از تغییر هرم سنی جمعیت جهان است. در حال حاضر نرخ رشد کلی جمعیت جهان ۱/۲ درصد و نرخ رشد جمعیت سالمند جهان ۱/۹ درصد است [۱]؛ همین ارقام در کشور ایران به‌ترتیب ۱/٦ در برابر ۲/۵ درصد می‌باشد [۲]. بر اساس گزارش سازمان بهداشت جهانی، در سال ۱٤۳۰ (۲۰۵۰ میلادی) تعداد سالمندان جهان بالغ بر ۱/۸ میلیارد نفر و در ایران بیش از ۲۵ میلیون نفر پیش‌بینی می‌شود [۳]. این امر نشان دهنده اهمیت پرداختن به موضوع سالمندی است.

[۱] مربی، گروه مدیریت بهداشت، دانشکده پرستاری و مامایی، دانشگاه علوم پزشکی کاشان

[۲] مربی، گروه مامایی، دانشکده پرستاری و مامایی، دانشگاه علوم پزشکی کاشان

* **نشانی نویسنده مسوول:**

کاشان، کیلومتر ۵ بلوار قطب راوندی، دانشگاه علوم پزشکی، دانشکده پرستاری و مامایی

تلفن: ۰۹۱۲ ۱۵۳۰۰٦۷ **دورنویس:** ۰۳٦۱ ۵۵۵٦٦۳۳

پست الکترونیک: sharifi81k@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۸۹/۷/۲۷ **تاریخ پذیرش نهایی:** ۹۰/٤/۱۹

سالمندی بیماری نیست، اما بار بیماری‌ها در آن بسیار چشمگیر است [٤]. بعد از سن میانسالی هر ساله به‌طور میانگین ۱/۵ درصد از کارآیی عملکرد جسمی و ذهنی افراد کاسته می‌شود؛ به این ترتیب وقتی فرد به سن ۷۰ سالگی می‌رسد به‌طور میانگین ۲٦ درصد از توانایی‌های خود را از دست داده است [۳]؛ این در حالی است که ناتوانی یکی از عوامل خطر عمده اقامت در خانه سالمندان است [۵]. با افزایش جمعیت سالمند، شیوع ناتوانی‌های جسمی به‌عنوان یک مشکل جدی بهداشت عمومی از سیر صعودی برخوردار بوده و خواهد بود [٦]؛ بدین جهت انتظار می‌رود در آینده درصد قابل توجهی از سالمندان جامعه در انجام فعالیت‌های روزمره خود به دیگران وابسته باشند و به‌موجب آن جهت دریافت مراقبت‌های مورد نیاز به خانه سالمندان سپرده شوند. فعالیت‌های روزمره زندگی در برگیرنده فعالیت‌هایی است که جهت گذران یک زندگی مستقل مورد نیاز است [۷]؛ در واقع وضعیت عملکردی سالمند در ارتباط با توانایی انجام فعالیت‌های روزمره، با مشخص ساختن وضعیت کلی سلامتی وی، منعکس کننده درصد استقلال و میزان نیاز او به استفاده از خدمات بهداشتی است [۸]. بررسی

[Downloaded from feyz.kaums.ac.ir on 2024-09-21]

سطح وابستگی در انجام فعالیت‌های روزمره در کلیه سالمندان اعم از سالمندان ساکن جامعه، سالمندان بستری در بیمارستان، و بالاخص سالمندان مقیم خانه سالمندان [۹،۱۰] ضروری است. اطلاعات کافی در این زمینه در تصمیم‌گیری بهتر و اصولی‌تر جهت تخصیص و تامین هزینه‌های درمانی و مراقبتی [۷،۱۱]، ارائه مراقبت‌های کافی و مناسب [۷]، تعیین نوع خدمات مراقبتی، توانبخشی، حمایتی و اجتماعی مورد نیاز [۳]، سطح بندی ارائه خدمات در محیط‌های بهداشتی درمانی [۱]، تامین نیروی انسانی و تجهیزات مورد نیاز در آسایشگاه‌ها و بخش‌های بستری [۱۲،۱۳]، بررسی اثربخشی مداخلات درمانی و حمایتی [۹،۱۱،۱٤]، برنامه-ریزی جهت ترخیص [۱۵،۱٦] و در قالب یک عبارت ساده و کوتاه در امر مدیریت ارائه خدمات، کمک کننده خواهد بود. جهت بررسی سطح توانمندی در انجام فعالیت‌های روزمره ابزارهای متعدد پیشنهاد شده است [۳،۷،۹،۱۷]. در این زمینه مقیاس بارتل (Barthel Index) معمول‌ترین ابزاری است که به‌علت ویژگی‌هایی همچون سادگی، حساسیت، دقت، سهولت نمره‌دهی و استفاده سریع و آسان [۹،۱۵،۱٦،۱۸،۱۹] به‌طور وسیع و گسترده توسط پژوهشگران و پرسنل بهداشتی درمانی مورد استفاده قرار گرفته است. نسخه اولیه این ابزار(Original Barthel Index / OBI) به زبان انگلیسی بوده و در سال ۱۹٦۵ در آمریکا توسط Florence Mahoney و Dorothea Barthel طراحی شده است. این ابزار دارای ۱۰ سوال بوده، برای نمره دهی آن سبک ۱۵-۱۰-۵-۰ پیشنهاد شده و در کل وضعیت خودکفایی در عملکرد روزانه را در مقیاس ۱۰۰-۰ مشخص می‌سازد؛ به‌گونه‌ای که نمره بالاتر نشان دهنده محدودیت کمتر در انجام فعالیت‌های روزمره می‌باشد [۱۷،۲۰،۲۱]. مقیاس بارتل تاکنون به زبان‌های متعدد ترجمه شده و در کشورهای مختلف از جمله نیوزیلند [۲۲]، استرالیا [۱۵،۲۳،۲٤]، آلمان [۱۱،۲۵]، هلند [۲٦]، برزیل [۲۷،۲۸]، چین [۱٦]، انگلیس [۲۹]، لبنان [۹]، اسپانیا [۳۰]، تایوان [۳۱،۳۲]، تایلند [۳۳]، سوئد [۳٤]، ژاپن [۱۹،۳۵،۳٦]، سنگاپور [۳۷]، دانمارک [۳۸]، ترکیه [۳۹]، قطر [۱۸]، هند [۱٤]، کره [٤۰]، و ایران [٤۱] مورد بررسی و یا استفاده قرار گرفته است. این ابزار در گروه سنی اطفال، بزرگسالان و سالمندان و در بیماران مختلف از جمله: مبتلایان به مشکلات قلبی‌عروقی، ام‌اس، تومورهای سیستم عصبی، فلج مغزی، منتژیت سلی، شکستگی مفصل ران، مشکلات عضلانی اسکلتی، صدمات طناب نخاعی، سوختگی، آرتریت روماتوئید، قطع عضو، سکته و یا خونریزی مغزی، و بیماری‌های مزمن راه‌های هوایی [۱٤،۱٦،۲۰،۳۱،۳۲،۳۹،٤۲،٤۳] و به‌منظور بررسی کیفیت زندگی، اثربخشی مداخلات درمانی، مراقبتی و توانبخشی، جهت پیشگویی خطر سقوط در سالمندان، برنامه‌ریزی جهت ترخیص، پیش‌بینی طول مدت اقامت در بیمارستان، پیش‌بینی میزان بقاء، پیش‌بینی خطر اقامت در خانه سالمندان و پیش‌بینی روند بهبود به-کار گرفته شده است [۱٤،۱٦،۱۹]. ابزار مذکور به‌طور وسیع در سالمندان استفاده شده [۱۵،۳۰،٤۳،٤٤]، اما مطالعات مربوط به روانسنجی آن در سالمندان مقیم خانه سالمندان بسیار محدود می-باشد [۹]. مقیاس بارتل به روش‌های مختلف قابل تکمیل بوده و اعتبار و پایایی آن بر حسب شیوه جمع آوری اطلاعات بررسی و تایید شده است. در این ارتباط مطرح شده است که در سنین بالای ۷۵ سال و در مبتلایان به اختلال شناختی، مصاحبه صرف کفایت نمی‌کند؛ به‌علاوه روش مصاحبه با اطرافیان نیز از روایی و پایایی کمتری برخوردار است [۱۷،۲۰،٤۵]. ابزار بارتل دارای نسخ مختلف می‌باشد [٤۸،۳۱،۲۰،۱۷،۹-٤٦] و یکی از نسخ آن نسخه تجدید نظرشده‌ای است که در سال ۱۹۸۹ در کشور استرالیا توسط Shah و همکاران طراحی گردیده است [۱۷،۲۰،٤۹] و تحت عنوان" نسخه Shah مقیاس بارتل تجدید نظر شده" (Modified Barthel Index/MBI) مصطلح می‌باشد. تفاوت این نسخه با اصلی در سبک نمره‌دهی است. در این نسخه به جزییات بیشتر توجه شده، سبک نمره‌دهی ریزتر و عینی‌تر بوده و برای گزینه‌های هر سوال تعاریف مفصلی در نظر گرفته شده است [۱۵،٤۹]. این نسخه به تغییرات جزئی حساس است و در واقع فلسفه طراحی آن نیز همین ویژگی می‌باشد [۲۳،۵۰]. به این دلیل به‌نظر می‌رسد جهت بررسی اثربخشی مداخلات درمانی و مراقبتی ابزاری مناسب‌تر باشد؛ چرا که در این‌گونه موارد مهمترین ویژگی مدنظر در انتخاب ابزار مناسب "حساسیت ابزار" است [۲۲،٤۸]. در برخی از مطالعات خارجی ویژگی‌های روانسنجی این نسخه ابزار بارتل بررسی شده است [۲٤،۳۹،٤۰]. در ایران تا به‌حال در هیچ مطالعه منتشر شده‌ای از نسخه Shah بارتل استفاده نشده است. تنها روایی و پایایی نسخه اصلی در گروهی از بیماران بررسی شده [٤۱] و در برخی مطالعات نیز همین نسخه استفاده شده است [۱۲،۵۱]. در برخی موارد نیز نسخه ۲۰ امتیازی (Collin) به-کارگرفته شده است [۱]. با توجه به وجود تفاوت در نحوه انجام برخی از ابعاد عملکرد روزانه در فرهنگ‌های مختلف، برخی از محققین ضرورت ترجمه و ارزیابی مقیاس بارتل را در جوامع و گروه‌های اجتماعی و فرهنگی مختلف خاطرنشان ساخته‌اند [۱٤،۱٦]. Lubke و همکاران نیز در موارد کاربرد جدید مقیاس بارتل، بر ضرورت روانسنجی آن تاکید نموده‌اند [۱۱]. لذا، این مطالعه با هدف ترجمه و بررسی روایی و پایایی نسخه شاه پرسشنامه MBI در سالمندان مقیم خانه سالمندان گلابچی کاشان

[Downloaded from feyz.kaums.ac.ir on 2024-09-21]

در سال ۱۳۸٦ طراحی و اجرا شد. امید است که نتایج آن پرسنل بهداشتی درمانی را در ارائه بهتر خدمات درمانی و مراقبتی به سالمندان مقیم خانه سالمندان، یاری دهد.

مواد و روش‌ها

این پژوهش، مطالعه‌ای روش‌شناسی از نوع روانسنجی آزمون است که در آن در قدم اول ابزارهای لازم مشخص گردید؛ جهت جمع‌آوری اطلاعات از پرسشنامه اطلاعات دموگرافیک (سن، جنس، سطح تحصیلات، وضعیت تاهل، نوع انتقال، محل سکونت قبلی، مدت اقامت، وجود بیماری جسمانی یا روانی شناخته شده، تعداد بیماری شناخته شده، تعداد فرزند و داشتن دفترچه بیمه)؛ OBI و نسخه Shah پرسشنامه MBI استفاده شد. در قدم دوم مقیاس بارتل تجدید نظر شده (نسخه Shah) با استفاده از روش ترجمه استاندارد مستقیم و بالعکس از زبان انگلیسی به فارسی ترجمه گردید [۵۲]. در این روش ابتدا نسخه اصلی که کپی رایت شده نیست و کلیه پژوهشگران مجاز به استفاده از آن می باشند [٤۹،۲۰]، توسط دو مترجم مستقل به‌طور همزمان به فارسی ترجمه شده و سپس مجدداً توسط دو مترجم مستقل از مترجمان مرحله نخست به زبان انگلیسی برگردانده شد و در نهایت یک‌نفر به‌عنوان هماهنگ کننده با کنارهم قرار دادن ترجمه‌های فارسی و انگلیسی به‌دست آمده پرسشنامه فارسی را تهیه نمود. سپس پرسشنامه در اختیار ۱۰ نفر عضو هیات علمی قرار گرفته و نظرات آنها در خصوص تک تک سوالات بر اساس شاخص Waltz & Baustell (مربوط بودن، روشن بودن، سادگی) پرسیده شد، در ارتباط با هر سه ویژگی شاخص مزبور حداقل ۸۰ درصد برآورد شد و نظرات آنها نیز در طراحی نهایی پرسشنامه اعمال شد، یعنی در واقع روایی محتوایی ابزار تائید گردید. در مرحله بعد ابزارهای مورد نظر در یک بررسی مقدماتی توسط دو نفر برای ۱۰ سالمند تکمیل گردیده و برای رفع نواقص مطرح شده، شکل ظاهری ابزار قدری تغییر داده شد؛ به این صورت فرم نهایی نسخه Shah پرسشنامه تجدید نظر شده بارتل به زبان فارسی آماده شد. پرسشنامه مذکور حاوی ۱۱ گویه بود که البته برای هر فرد گویه "وضعیت تحرک" یا "استفاده از ویلچر" تکمیل می‌شد، در صورت اخذ نمره صفر از گویه"تحرک"، گویه "استفاده از ویلچر" به‌عنوان گویه جایگزین مورد بررسی قرار می‌گرفت. در این پرسشنامه به هر گویه بسته به شرایط فرد و ماهیت گویه نمره ای بین ۱۵-۰ اختصاص داده می‌شد. به گویه-های" انتقال از صندلی به تخت و بالعکس" و "تحرک" هر کدام حداکثر ۱۵ امتیاز، به گویه‌های "بالا و پایین رفتن از پله"، "استفاده از دستشویی"، "کنترل مدفوع"، "کنترل ادرار"، "غذا خوردن" و "لباس پوشیدن" هر کدام حداکثر ۱۰ امتیاز و به گویه‌های " استفاده از ویلچر"، "حمام کردن" و"بهداشت فردی" هر کدام حداکثر ۵ امتیاز اختصاص داده شده بود. لازم به-ذکر است در این ابزار بسته به سطح توانمندی فرد در هر یک از ابعاد، با توجه به وضعیت نمره‌دهی پیشنهادی، در مقیاس لیکرت ۵ گزینه‌ای که برای هر سوال متفاوت است (به‌عنوان مثال برای گویه "بهداشت فردی" به‌صورت ۰، ۱، ۳، ٤ یا ۵ و برای گویه "تحرک" به‌صورت ۰، ۳، ۸، ۱۲ یا ۱۵ می‌باشد) نمره داده می-شود. اولین گزینه هر سوال به عدم توانایی و پنجمین گزینه آن به استقلال کامل اختصاص دارد. در مجموع این ابزار توانایی فرد را در ابعاد مختلف عملکرد روزانه در مقیاس ۱۰۰-۰ تعیین کرده که نمرات بالاتر بیانگر وضعیت بهتر می‌باشد. نمرات ۲۰-۰ به‌عنوان وابستگی کامل، نمرات ٦۰-۲۰ به‌عنوان وابستگی شدید، نمرات ۹۰-٦۱ به‌عنوان وابستگی متوسط، نمرات ۹۹-۹۱ به‌عنوان وابستگی جزیی و نمره ۱۰۰ به‌عنوان استقلال کامل در نظر گرفته می‌شود. به‌علاوه ابزار مذکور به روش‌های مختلف از جمله مصاحبه، مشاهده، خودگزارش دهی، حتی از طریق نامه و تلفن نیز قابل تکمیل است [۵۳،٤۹،۱۵،۱۷،۲۰]. با توجه به نظر برخی از محققین در ارتباط با برآورد تعداد نمونه مورد نیاز برای تحلیل عاملی (حداقل به میزان ۱۰- ۳ برابر تعداد سوالات ابزار) [٥٤]، تعداد نمونه لازم برای روانسنجی مقیاس بارتل ۱۰۰-۳۰ نفر محاسبه شد. نظر به این نکته از یک سو و تعداد سالمندان مقیم در خانه سالمندان گلابچی کاشان از سوی دیگر، در این مطالعه نمونه‌گیری به‌روش سرشماری انجام شد؛ بدین‌گونه که کلیه افراد سالمند مقیم در مرکز مذکور در تابستان ۱۳۸٦ که به بیماری حاد عمده مبتلا نبودند و در پاسخ به سوالات همکاری نمودند، انتخاب شدند (۱۰۰ نفر). پس از جلب همکاری مسئولین و تاحد امکان نمونه‌ها و اطمینان دادن به آنها در خصوص محرمانه باقی ماندن اطلاعات، داده‌ها با استفاده از ابزار طراحی شده از طریق مصاحبه و مشاهده توسط دو نفر از کارشناسان آموزش دیده مرکز مورد نظر جمع-آوری گردیده و نمرات میزان توانایی در انجام عملکرد روزانه محاسبه شد. البته اطلاعات دموگرافیک بر اساس مندرجات پرونده آنها تکمیل شد. سپس داده‌های جمع‌آوری شده از طریق برنامه SPSS ویرایش ۱٦ مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت. ثبات بین افراد ارزیاب، به‌وسیله ضریب توافق بین افراد (inter-rater reliability) بررسی شد، در این روش افراد ارزیاب آموزش دیده به‌طور مستقل بر اساس آموزش فرا گرفته شده، پرسشنامه‌ها را تکمیل کرده و برای محاسبه آن ضریب Kappa استفاده می-

[Downloaded from feyz.kaums.ac.ir on 2024-09-21]

شود؛ البته ضریب همبستگی نمرات داده شده توسط افراد ارزیاب و ضریب همبستگی درون طبقه‌ای (coefficient ICC/Intra-class correlation) نیز به این منظور قابل استفاده می‌باشند [۵۵،۵٤]. لذا، در این مطالعه پرسشنامه توسط دو کارشناس مورد نظر برای ۲۰ سالمند به‌طور مستقل تقریباً به‌طور همزمان تکمیل گردید. برای نمرات حاصل از دو بررسی در ارتباط با هر گویه ضریب Kappa تعیین شده و با ۹۵ درصد اطمینان حدود آن در جامعه برآورد شد. در ارتباط با کل مقیاس ضریب همبستگی پیرسون و ضریب همبستگی درون طبقه ای تعیین شد. با توجه به ماهیت روش استفاده شده، ICC با مدل One -Way Random Effect محاسبه شد، Single Measure ICC مشخص شده و با ۹۵ درصد اطمینان حدود آن در جامعه مورد بررسی برآورد گردید. برای بررسی ثبات داخلی و اعتبار پرسشنامه، یکی از دو بررسی به‌عمل آمده برای ۲۰ سالمند مدنظر در بخش سنجش پایایی بین افراد ارزیاب، به‌صورت تصادفی انتخاب شده و پرسشنامه برای مابقی نمونه‌ها تکمیل گردید. جهت تعیین ثبات داخلی ابزار از روش Item-total Correlation که همبستگی هر سوال را با کل ابزار اندازه‌گیری می‌کند و بر اساس آن در ارتباط با حذف برخی از سوالات تصمیم گیری می‌شود [۵۵]، ضریب آلفای کرونباخ و دو نیمه کردن (Split-half) استفاده شد. در روش اخیر سوالات به دو نیمه زوج و فرد تقسیم شدند و برای محاسبه پایایی از فرمول Equal-Length Spearman brown استفاده شد؛ البته Guttman Split-half نیز محاسبه گردید. به‌منظور تعیین روایی پرسشنامه از شیوه Concurrent Validity (روایی همزمان)؛ مقایسه گروه‌های شناخته شده (Constructed-Groups approach/Known-Groups Approach) و تحلیل عاملی اکتشافی، استفاده شد [۵۷-۵۵]. روایی همزمان نوعی از روایی مبتنی بر معیار (Criterion-related) است که بیانگر درجه همبستگی بین دو اندازه‌گیری همزمان به‌عمل آمده از یک مفهوم می‌باشد [۵۵]. در این مطالعه روایی همزمان با OBI که قبلا در ایران روایی و پایایی آن توسط Oveisgharan در گروهی از مبتلایان به سکته و یا خونریزی مغزی تایید شده [٤١] و در مطالعه عالیپور برای سنجش ناتوانی در سالمندان مقیم خانه سالمندان و توسط لشکری پور نیز در گروهی از مبتلایان به سکته مغزی، مورد استفاده قرار گرفته است [۵۱،۱۲]، بررسی شد. این نسخه همزمان با نسخه Shah توسط یک نفر تکمیل شد، سپس با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون، همبستگی بین نمره دو نسخه محاسبه گردید. مقایسه گروه‌های شناخته شده نوعی دیگر از شیوه سنجش روایی است که در این مطالعه استفاده شد. این روش نوعی روایی سازه (Construct Validity) است که در آن ابزار را برای گروه‌هایی که انتظار می‌رود در یک صفت ویژه با هم تفاوت داشته باشند، به‌کار می‌برند و نمرات آنها را با هم مقایسه می‌کنند؛ در صورتی که تفاوت معنی‌دار مشاهده شود، روایی ساختاری ابزار تائید می‌گردد [۵۸،۵۵]. در این مطالعه بر اساس نتایج بسیاری از تحقیقات که موید ارتباط سطح ناتوانی در انجام عملکرد روزانه با سن در افراد سالمند می‌باشند [۵۹،۳،۱]، نمونه‌ها طبق طبقه‌بندی پیشنهادی سازمان بهداشت جهانی در ارتباط با گروه‌های سنی در افراد سالمند، به ٤ گروه زیر ٦٠، ٧٤-٦٠، ٨٩-٧٥، و ٩٠ سال به بالا تقسیم شدند. سپس با استفاده از آزمون کروسکال والیس نمره‌ای که افراد هر گروه از پرسشنامه بارتل تجدید نظرشده کسب کرده بودند بین ٤ گروه مزبور مقایسه شد. تحلیل عاملی اکتشافی نیز جزء روش‌های معتبر سازی سازه است که در این مطالعه به‌کار گرفته شد. این روش برای تعیین دسته سوالات مربوط به‌هم به‌کار می‌رود. در این مطالعه جهت تعیین قابلیت پرسشنامه برای تحلیل عاملی KMO (Kasier-Meyer-Olkin) و آزمون بارتلیت (Bartlett's test of sphericity) که به‌ترتیب بررسی کننده کفایت نمونه‌گیری و صفر نبودن همبستگی بین مواد پرسشنامه می‌باشند، استفاده شد. سپس تحلیل عاملی به‌روش مولفه‌های اصلی با چرخش واریماکس انجام شد. و برای استخراج تعداد عوامل، روش ارزش ویژه (Eigen Value) بزرگ‌تر از یک و منحنی Scree استفاده گردید. نقطه برش درنظر گرفته شده برای تعیین متغیرهای بار گذاری شده توسط هر عامل نیز حداقل ۰/۳ منظور شد [٦٠،۵۷،۵٦].

نتایج

در مطالعه حاضر مجموعا ۱۰۰ نفر با میانگین سنی (±۱۱/٦٦) ۷۲/۱٦ سال مورد بررسی قرار گرفتند. جدول شماره ۱ مشخصات دموگرافیک واحدهای مورد بررسی را نشان می‌دهد. این جدول نمایی کلی از وضعیت اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و بهداشتی گروه تحت مطالعه را ارائه می‌کند. وضعیت پاسخ به‌هر یک از سوالات پرسشنامه در جدول شماره ۲ ارائه شده است. جدول گویای آن است که کمترین میزان فراوانی در ارتباط با استقلال کامل در انجام عملکرد روزانه مربوط به "حمام کردن" و پس از آن "بهداشت فردی" است و بالاترین میزان فراوانی در ارتباط با استقلال کامل مربوط به " غذا خوردن" و پس از آن "راه رفتن" می‌باشد. نمره بارتل تجدیدنظر شده (در مقیاس ۱۰۰-۰) ٦٨/٥٦±٣٧/٠٤ بود. نمره در ۲۱ درصد افراد ۲۰-۰ (وابستگی کامل)، در ۱۱ درصد افراد ٦٠-۲۱ (وابستگی شدید)، در ۱۸

[Downloaded from feyz.kaums.ac.ir on 2024-09-21]

درصد افراد ۹۰-۶۱ (وابستگی متوسط)، در ۳۶ درصد افراد ۹۹-۹۱ (وابستگی اندک) و در ۱۴ درصد افراد ۱۰۰ (استقلال کامل) بود. ضریب توافق بین افراد ارزیاب در ارتباط با هریک از سوالات MBI در جدول شماره ۳ نشان داده شده است. جدول نشان می‌دهد که ضریب کاپا برای کلیه سوالات بیش از ۰/۶ می‌باشد. بالاترین ضریب مربوط به "انتقال" و پس از آن " بالا و پایین رفتن از پله" است و پایین‌ترین ضریب مربوط به " حمام کردن" می‌باشد. ثبات بین افراد ارزیاب در ارتباط با کل مقیاس با ICC، ۰/۹۹۸ (۰/۹۹۹-۰/۹۹۳= CI ۹۵ درصد) و با ضریب همبستگی پیرسون ۰/۹۹۷ (P<۰/۰۰۰۱) بود. ثبات داخلی ابزار از طریق ضریب آلفای کرونباخ ۰/۹۶ محاسبه شد. ضریب پایایی در روش دو نیمه کردن با فرمول equal-Length Spearman Brown و Guttman نیز ۰/۹۹ گزارش شد. جدول شماره ٤ ضریب همبستگی هر یک از سوالات را با کل مقیاس نشان می‌دهد. همان‌طور که در جدول مشخص است آماره آلفای کرونباخ با حذف هر سوال نیز محاسبه شده است. همبستگی کلیه سوالات با کل مقیاس بیش از ۰/۳ و حتی بالای ۰/۷ می‌باشد. نمره توانمندی در انجام عملکرد روزانه با پرسشنامه OBI ۶۳/۸۵±۳۶/۹٤ بود. ضریب همبستگی پیرسون بین نمره پرسشنامه Shah-MBI و OBI ۰/۹۹۳ بود که با P<۰/۰۰۰۱ این همبستگی معنی‌دار می‌باشد. به‌منظور تعیین روایی با روش مقایسه گروه‌های شناخته شده، نمونه‌ها به ٤ گروه سنی تقسیم شدند و سپس نمره پرسشنامه Shah-MBI در هریک از گروه‌ها محاسبه شد. جدول شماره ۵ بیانگر توزیع فراوانی نمونه‌ها بر حسب نمره اخذ شده از پرسشنامه MBI-Shah به تفکیک گروه‌های سنی می‌باشد. آزمون کروسکال والیس نشان می‌دهد که نمره مزبور در ٤ گروه تفاوت معنی‌دار دارد (P<۰/۰۰۰۱). جهت تعیین قابلیت پرسشنامه برای تحلیل عاملی، KMO بیانگر کفایت تعداد نمونه‌ها برای تحلیل بود (۰/۸۹۶). همچنین، آزمون بارتلیت نشان داد که ماتریس همبستگی بین مواد پرسشنامه مشکلی برای تحلیل ندارد (χ^2=۱۷۱۵/۳۳۹، P<۰/۰۰۰۱). نتایج تحلیل عاملی حاکی از وجود یک عامل کلی در مقیاس بود که این عامل با ارزش ویژه ۸/۲۶۸ در برگیرنده کل۱۰ سوال بوده و قادر به تبیین ۸۲/۶۸ درصد واریانس کل نمره نسخه Shah مقیاس بارتل می‌باشد. نتایج حاصل از تحلیل عاملی در جدول شماره ٦ و نمودار شماره ۱ نشان داده شده است. نمودار مزبور نشان می‌دهد که فقط یک عامل دارای ارزش ویژه بالای ۱ می‌باشد. ضرایب عاملی زیرمقیاس‌های عامل استخراج شده نیز در جدول مزبور ارائه شده است، کلیه ضرایب بیش از ۰/۳ می‌باشند.

جدول شماره ۱- مشخصات دموگرافیک واحدهای مورد پژوهش

مشخصات		فراوانی†
جنس	زن	۷۲
	مرد	۲۸
تحصیلات	بی‌سواد	۹۱
	ابتدایی	٦
	دبیرستان	۲
	دانشگاه	۱
وضعیت تاهل	مجرد	٤٦
	متاهل	٦
	همسر مرده	۳۷
	مطلقه	۹
	نامشخص	۲
بیماری مزمن شناخته شده	دارد	۹٤
	ندارد	٦
نوع انتقال	اجباری	۹۸
	اختیاری	۲
دفترچه بیمه	دارد	۹۳
	ندارد	۷
محل سکونت قبلی	شهر	٦۱
	روستا	۳۹
نوع اقامت	دائم	۹۹
	موقت	۱
فرزند	ندارد	٦۱
	دارد	۳۹
سن	۷۲/۱٦±۱۱/٦٦ سال	
تعداد فرزند	۱/۳٦±۲/۰۱ نفر	
مدت اقامت	٤۹/۸٦±۳۱/٤۷ ماه	
تعداد بیماری شناخته شده	۱/٤۸±۰/۷۷	

فراوانی مطلق=فراوانی نسبی†

بحث

در مطالعه حاضر نمره ناتوانی ٦۸/۵٦±۳۷/۰٤ بود. در گروهی از سالمندان چینی مبتلا به سکته و یا خونریزی مغزی بعد از اجرای برنامه‌های بازتوانی با همین ابزار، این رقم ٦۷/٤±۲۱/٦ گزارش شده است [۱٦]. در مطالعه Jalali در گروهی از کودکان و جوانان مبتلا به تومور مغزی بعد از عمل جراحی و قبل از شروع رادیوتراپی، نمره ناتوانی ۹٤/۵±۱٤/۸ بود که ٦ ماه و ۳ سال بعد از شروع درمان به ترتیب به ۹۷/۷±۷/۸ و ۹۹/۰۰±۱/۹٤ تغییر یافته بود [۱٤]. در گروهی از سالمندان بیمار بستری نیز این رقم ٦۳/۸±۲۳/۱ گزارش شده است [۲٤].

[Downloaded from feyz.kaums.ac.ir on 2024-09-21]

جدول شماره ۲- شاخص‌های توصیفی مربوط به وضعیت پاسخگویی به هر یک از سوالات پرسشنامه Shah-MBI

شماره سوال	موضوع سوال	گزینه های موجود	فراوانی†	انحراف معیار±میانگین
*۱	کنترل مدفوع	۰	۲۷	۷/۰۷±٤/٤۲
		٥	۳	
		۸	٤	
		۱۰	٦٦	
*۲	کنترل ادرار	۰	۳۰	٦/۸۲±٤/٥٦
		٥	۲	
		۸	٤	
		۱۰	٦٤	
*۳	استفاده از دستشویی	۰	۲٥	٦/٤٦±٤/۳۲
		۲	٥	
		٥	۱۰	
		۸	۷	
		۱۰	٥۳	
*٤	غذا خوردن	۰	۱٦	۷/۷۸±۳/۷٥
		٥	۱۱	
		۸	٤	
		۱۰	٦۹	
***٥	انتقال	۰	۱٦	۱۰/۷۹±٥/۸
		۳	۱۰	
		٥	۱۱	
		۸	٦	
		۱۲	۱۳	
		۱٥	٥٦	
***٦ گزینه های ۱٥، ۱۲، ۸،۳، ۰ به "تحرک" و گزینه های ۰، ۱، ۳، ٤ و ٥ به " استفاده از ویلچر" اختصاص دارد	ویلچر/ تحرک	۰	۲۳	۱۰/۸۰±٦/٤۰
		۱	۰	
		۳	۰	
		٤	۰	
		٥	٤	
		۸	٥	
		۱۲	۰	
		۱٥	٦۸	
*۷	لباس پوشیدن	۰	۱۲	۷/۲۱±۳/۷۷
		۲	۱۳	
		٥	۳	
		۸	۲۰	
		۱۰	٥۲	
*۸	بالا و پایین رفتن از پله	۰	۲۷	٦/٤۳±٤/۲٤
		۲	۱	
		٥	۹	
		۸	۱۷	
		۱۰	٤٦	
**۹	بهداشت فردی	۰	٦	۲/۷٤±۱/٥۳
		۱	۲٦	
		۳	٤۳	
		٤	٦	
		٥	۱۹	
**۱۰	حمام کردن	۰	٦	۲/٦۷±۱/٤۸
		۱	۲٦	
		۳	٤۷	
		٤	٥	
		٥	۱٦	
نمره کل****				٦۸/٥٦±۳۷/۰٤
حداقل و حداکثر نمره ثبت شده				*۰-۱۰ **۰-٥ ***۰-۱٥ ****۰-۱۰۰

فراوانی مطلق=فراوانی نسبی†

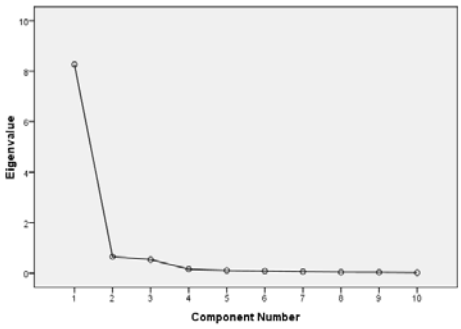
[Downloaded from feyz.kaums.ac.ir on 2024-09-21]

جدول شماره ۳- ضریب توافق بین افراد ارزیاب در ارتباط با هریک از سوالات Shah-MBI

موضوع سوال	kappa	SE	P	محدوده با ۹۵٪ اطمینان	تعداد
کنترل موفوع	۰/۸۶۱	۰/۰۸۹	<۰/۰۰۰۱	۱-۰/۶۹	۲۰
کنترل ادرار	۰/۸۰۸	۰/۰۹۹	<۰/۰۰۰۱	۱-۰/۶۱۴	۲۰
استفاده ازدستشویی	۰/۸۰۷	۰/۱۰۲	<۰/۰۰۰۱	۱-۰/۶۱	۲۰
غذا خوردن	۰/۷۳۹	۰/۱۰۵	<۰/۰۰۰۱	۰/۵۹-۰/۵۴	۲۰
انتقال	۱	۰	<۰/۰۰۰۱	۱	۲۰
ویلچر/ تحرک	۰/۷۹۵	۰/۱۰۲	<۰/۰۰۰۱	۰/۹۹۵-۰/۶	۲۰
پله	۰/۹۳۵	۰/۰۶۳	<۰/۰۰۰۱	۱-۰/۸۱	۲۰
لباس پوشیدن	۰/۶۵۸	۰/۱۲۳	<۰/۰۰۰۱	۰/۹-۰/۴۲	۲۰
حمام کردن	۰/۶۱۷	۰/۱۲۶	<۰/۰۰۰۱	۰/۸۶-۰/۳۷	۲۰
بهداشت فردی	۰/۶۸۵	۰/۱۲۲	<۰/۰۰۰۱	۰/۹۲-۰/۴۵	۲۰

جدول شماره ٤- ضریب همبستگی سوالات با نمره کل پرسشنامه Shah-MBI

شماره سوال	ضریب همبستگی سوال با کل مقیاس	آلفا در صورت حذف سوال
یک	۰/۸۳۲۰	۰/۹۵۶۹
دو	۰/۸۲۶۱	۰/۹۵۷۱
سه	۰/۹۳۰۰	۰/۹۵۲۹
چهار	۰/۹۱۵۱	۰/۹۵٤۳
پنج	۰/۹۳۸٦	۰/۹۵۳۸
شش	۰/۹۱٤٦	۰/۹۵۷٤
هفت	۰/۹۳۸۹	۰/۹۵۳۵
هشت	۰/۹۲۰۱	۰/۹۵۳٤
نه	۰/۸۰۹۲	۰/۹٦٤۵
ده	۰/۸۲۹۸	۰/۹٦٤۵



نمودار شماره ۱- نمودار Scree پرسشنامه Shah-MBI

جدول شماره ۵- نمره پرسشنامه Shah-MBI بر حسب گروه‌های سنی

گروه‌های سنی	نمره MBI (نسخه Shah)	تعداد
زیر ٦۰ سال	۸۷/٤۰±۲۳/۱۷	۲۰
٦۰-۷٤	۷۸/۸۸±۳۳/۷٤	۳۳
۷۵-۸۹	۵٤/۱۲±۳۸/۷۸	٤۲
۹۰ سال به بالا	٤٦/٤۰±۳۷/۷٦	۵
کل	٦۸/۵٦±۳۷/۰٤	۱۰۰

جدول شماره ٦- ضرایب عاملی زیرمقیاس‌های عامل استخراج شده در تحلیل عاملی Shah -MBI

شماره سوال	بار عاملی
یک	۰/۸۵۹
دو	۰/۸۵۹
سه	۰/۹٤٤
چهار	۰/۹۲۵
پنج	۰/۹٤۹
شش	۰/۹۳۰
هفت	۰/۹٤۷
هشت	۰/۹۳۲
نه	۰/۸٦۲
ده	۰/۸۷۹

بدیهی است که عواملی همچون تفاوت در مشخصات فردی نظیر سن، ابتلا به بیماری، ماهیت بیماری، میزان پیشرفت آن، و اقدامات درمانی و بازتوانی صورت گرفته، در ایجاد این تفاوت‌ها دخیل می‌باشند. البته شیوه تکمیل پرسشنامه نیز نباید نادیده انگاشته شود. در مطالعه حاضر ضریب توافق بین افراد ارزیاب در ارتباط با کل مقیاس با ضریب ICC ۰/۹۹۸ و با ضریب همبستگی پیرسون ۰/۹۹۷ گزارش شد. در نسخه کره‌ای و تایلندی همین ابزار، ضریب توافق بین ارزیاب‌ها در گروهی از بیماران مبتلا به سکته و یا خونریزی مغزی به‌ترتیب ۰/۹۸-۰/۹۳ و ۰/۹٦ برآورد شده است [٤۰،۳۳]. این ضریب در ترکیه در مبتلایان به صدمات نخاعی و مبتلایان به سکته و یا خونریزی مغزی به‌ترتیب ۰/۷۷ در برابر ۰/۹۹ ثبت گردیده است [۳۹]. ضریب ICC در پژوهش Cincura و همکاران **۰/۹٦۷ قید شده است [۲۸]؛ یک مطالعه با اشاره به لزوم بررسی توافق بین افراد ارزیاب در موارد استفاده از این ابزار، ضریب ICC در ارتباط با نمره کل MBI روی ۲۵ بزرگسال تحت درمان با مداخلات توانبخشی را ۰/۹۷۹ گزارش کرده است [۱۵]. در پژوهش‌های دیگر ضریب توافق بین دستیاران پزشکی خانواده و گروهی از پرستاران در ارتباط با نمره کل ابزار، از طریق ضریب**

[Downloaded from feyz.kaums.ac.ir on 2024-09-21]

همبستگی پیرسون ۰/۷۹۳ محاسبه شده است [۶۲،۶۱]. در مطالعه فعلی ضریب توافق بین افراد ارزیاب در ارتباط با هریک از گویه‌ها از طریق محاسبه ضریب کاپا، بیش از ۰/۶ بود. بالاترین ضریب به گویه "انتقال" (۱) و پس از آن به گویه "بالا و پایین رفتن از پله" (۰/۹۳۵)، و پایین‌ترین ضریب نیز به گویه "حمام کردن" (۰/۶۱۷) اختصاص داشت. Polit و Beck حداقل مقدار قابل قبول را برای ضریب کاپا، ۰/۶ گزارش کرده و اضافه نموده‌اند در صورتی که این عدد حداقل ۰/۷۵ گزارش گردد، این ضریب در سطح عالی رده‌بندی می‌شود [۵۴]. ضریب کاپای گزارش شده در یک مطالعه دیگر برای گویه‌ها بین ۰/۵۲ تا ۰/۸۸ بود که پایین‌ترین آن مربوط به "لباس پوشیدن" و بالاترین آن مربوط به "غذا خوردن" بود. ضریب کاپای کلیه گویه‌ها به‌جز "انتقال" و "لباس پوشیدن" در محدوده قابل قبول قرار داشت [۱۵]. در نسخه تایلندی بالاترین ضریب کاپا به گویه " کنترل مدفوع" (۰/۹) و پس از آن به گویه" کنترل ادرار" (۰/۸۷) اختصاص داشت. این ضریب در ارتباط با اکثر گویه‌ها بیان‌گر توافق نسبی بود (۰/۵۸-۰/۴۶) [۳۳]. در بررسی انجام شده توسط Formiga و همکاران، گویه "غذا خوردن"، لباس پوشیدن" و "انتقال" دارای کاپای کمتر از ۰/۴ و مابقی گویه‌ها دارای کاپای ۰/۷۵-۰/۴ بودند [۶۱]. این در حالی است که ضریب توافق بین افراد ارزیاب در بررسی انجام شده روی ۱۵ بیمار مبتلا به خونریزی و یا سکته مغزی، با ضریب کاپا در نسخه چینی در ارتباط با هر یک از گویه‌ها در حد عالی گزارش شده است (۱-۰/۸۱). بالاترین ضریب همانند مطالعه فعلی مربوط به "انتقال" و پایین‌ترین ضریب مربوط به "بالا و پایین رفتن از پله" بود. در همین مطالعه ضریب مذکور در نسخه انگلیسی ۰/۸۵-۰/۶۳ محاسبه شده بود که بالاترین آن به "بهداشت فردی" و پایین‌ترین آن به "استفاده از دستشویی" اختصاص داشت؛ در ضمن، این ضریب در نسخه انگلیسی صرفاً برای گویه‌های "غذا خوردن"، "انتقال"، "بهداشت فردی"، "حمام کردن"، "تحرک" و "کنترل ادرار" در حد عالی گزارش شده بود [۱۶]. در مجموع یافته‌های این پژوهش در زمینه ICC کل ابزار، با بسیاری از مطالعات پیشین هم‌خوانی نسبی دارد. به‌نظر می‌رسد مطابقت فرهنگی نسخ ترجمه، نوع آموزش دریافتی توسط افراد ارزیاب و شیوه تکمیل ابزار از مهمترین عوامل تاثیرگذار بر نتایج این‌گونه مطالعات باشند. البته، تعداد محدود نمونه در این بخش از ارزیابی موضوع در خور توجهی است که در ارتباط با مطالعه فعلی باید مدنظر محققین قرار گیرد. ضریب پایایی ابزار با آلفای کرونباخ ۰/۹۶ و در روش دو نیمه کردن ۰/۹۹ گزارش شد؛ لذا، این ابزار پایا است. برخی مطالعات ضریب پایایی ۰/۷≤ را به‌عنوان سطح قابل قبول پایایی مطرح کرده‌اند [۵۸،۵۵]. ضریب پایایی ابزار مورد نظر با آلفای کرونباخ در ترجمه کره‌ای این نسخه ۰/۸۴ [۴۰] و در مطالعه انجام شده در استرالیا در گروهی از بیماران مبتلا به سکته و یا خونریزی مغزی تحت درمان با مداخلات بازتوانی ۰/۹ گزارش شده است [۲۳]. در مطالعه‌ای دیگر روی گروهی از سالمندان بیمار این رقم برای ترجمه چینی و انگلیسی به‌ترتیب ۰/۹۳ و ۰/۹۲ برآورد گردیده است [۱۶]. احتمالاً علت تفاوت‌های مشاهده شده را می‌توان به تفاوت در ویژگی‌های نمونه‌های مورد بررسی ارتباط داد. در مطالعه حاضر در ارتباط با همبستگی هر سوال با نمره کل پرسشنامه، ضریب همبستگی هیچ-یک از سوالات با نمره کل کمتر از ۰/۳ نبود و ضریب همبستگی کلیه سوالات با کل مقیاس بیش از ۰/۷ گزارش شد. بالاترین ضریب مربوط به "لباس پوشیدن" و بعد از آن "انتقال" و پایین-ترین ضریب مربوط به "بهداشت فردی" و پس از آن "کنترل ادرار" بود. Schneider و همکاران مطرح کرده‌اند برای اینکه ابزار پایا و از ثبات داخلی مطلوب برخوردار باشد، ممکن است لازم شود سوالاتی که همبستگی خیلی پایین (۰/۳>) و یا خیلی بالا (۰/۷<) با نمره کل ابزار دارند، حذف شوند. آنها بیان می‌دارند در صورتی که حذف هر یک از این‌گونه سوالات، ضریب آلفای کل ابزار را حداقل به اندازه ۰/۳ تغییر دهد، لازم است آن سوال از ابزار حذف گردد [۵۵]. در این مطالعه ضریب آلفای کل ابزار با حذف هیچ‌یک از سوالات مزبور تغییری در حد ۰/۳ یا بیشتر نداشت، از این‌رو پژوهش متکی بر مقیاس ۱۰سوالی اجرا و تحلیل شد. همبستگی هر سوال با کل مقیاس در پژوهش انجام شده توسط Jung و همکاران ۰/۷۸-۰/۵۴ [۴۰] و در مطالعه Leung و همکاران ۰/۹۱-۰/۵۴ [۱۶] بود. در واقع روش مذکور در این مطالعات همانند مطالعه فعلی پرسشنامه مورد نظر را پایا تشخیص-داد. البته در پژوهش Leung و همکاران پایین‌ترین ضریب مربوط به "غذا خوردن" و پس از آن "کنترل مدفوع" و بالاترین ضریب مربوط به "تحرک" و پس از آن "انتقال" بود [۱۶]. در این مطالعه همبستگی نسخه مورد نظر با OBI ۰/۹۹۳ گزارش شد، یعنی روایی هم‌زمان آن تایید گردید. Schneider و همکاران ضریب همبستگی بالای ۰/۵ را نشان دهنده ارتباط درون ابزاری قوی (strong inter-instrument-relationship) دانسته [۵۵] و Polit و Beck ضریب ۰/۷≥ را جهت روا دانستن ابزار قابل قبول می‌دانند [۵۶]. در مطالعات مختلف روایی هم‌زمان مقیاس بارتل با مقیاس تعادل برگ (Berg Balance Scale)، ارزیابی حرکت فوگل‌میر (Fugle-Meyer motor assessment)، مقیاس فعالیت‌های‌فرنچای(Frenchay Activities Index)[۴۲]،

[Downloaded from feyz.kaums.ac.ir on 2024-09-21]

شاخص استقلال عملکردی(Function independence measure/FIM) [۳۱،۲۷،۱۵]، مقیاس موسسات ملی استروک (National institutes of health stroke scale/NIHSS) [۲۸]، مقیاس تجدید نظر شده رانکین (Modified Rankin Scale/mRS) [۴۱،۲۸] و OBI [۱۵] بررسی و تایید شده است. لازم به‌ذکر است در مطالعه Fricke ضریب همبستگی بین OBI و MBI در بررسی انجام شده توسط سه نفر بین ۰/۹۶-۰/۹۰ گزارش شده است [۱۵]. در ارتباط با تعیین روایی سازه به شیوه مقایسه گروه‌های شناخته شده، مطالعه حاضر نشان داد که میانگین نمرات کسب شده از نسخه Shah پرسشنامه MBI در گروه‌های سنی مختلف در سالمندان، تفاوت معنی‌دار دارد؛ یعنی این ابزار قادر به افتراق زیرگروه‌های نمونه مورد مطالعه بر اساس طبقه‌بندی سنی می‌باشد. در این ارتباط Minosso با استفاده از روشی مشابه، اعتبار ساختاری ابزار را تایید نموده است [۲۷]. مطالعه‌ای نیز در ترکیه از طریق گزارش تفاوت معنی‌دار بین نمره این ابزار بر حسب شدت اختلال در گروهی از بیماران مبتلا به بیماری‌های سیستم عصبی، موید اعتبار آن می‌باشد [۳۹]. آنالیز عاملی اکتشافی در این بررسی حاکی از وجود یک عامل کلی در مقیاس بود که با ارزش ویژه ۸/۲۷ قادر است ۸۲/۷ درصد واریانس نمره را تبیین نماید. در این آنالیز بار عاملی کلیه سوالات بالای ۰/۸۵ گزارش شد و پایین‌ترین بار عاملی به گویه‌های کنترل ادرار و مدفوع (۰/۸۵۹) اختصاص داشت. Miniosso و همکاران با آنالیزی مشابه آنالیز مطالعه فعلی، تک‌عاملی بودن این ابزار را در گروهی از سالمندان برزیلی تایید نموده و اضافه کرده‌اند این عامل قادر به تبیین ۶۳/۸۶ درصد واریانس کل می‌باشد [۲۷]. البته در یک مطالعه‌ی دیگر آنالیز راش (Rasch analysis) تک‌عاملی بودن این ابزار را تایید نکرده است [۲۴]. پژوهش Leung و همکاران نیز بیان‌گر دو عاملی بودن نسخه چینی این ابزار بود که این دو عامل در مجموع تبیین کننده ۷۵/۷ درصد واریانس بودند. عامل اول شامل گویه‌های کنترل ادرار و مدفوع و عامل دوم در برگیرنده مابقی گویه‌ها بود که محقق مربوطه این دو عامل را به‌ترتیب تحت عنوان "نیازهای فیزیولوژیک" و "فعالیت عملکردی" نامگذاری نموده است [۱۶]. توجه به ویژگی‌های واحدهای مورد بررسی و نوع آنالیز انجام شده احتمالا در تبیین علت این‌گونه تفاوت‌ها کمک کننده می‌باشد.

نتیجه گیری

ترجمه فارسی نسخه Shah پرسشنامه MBI جهت سنجش ناتوانی در سالمندان مقیم خانه سالمندان گلابچی کاشان ابزاری روا و پایا می‌باشد. امید است برای ارزیابی وضعیت سالمندان، بررسی اثربخشی مداخلات توانبخشی و تعیین سطح مراقبت‌ها و برآورد نیروی انسانی مورد نیاز در آسایشگاه‌ها، مورد استفاده قرار گیرد. پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی این ابزار در سالمندان ساکن جامعه، در انواع بیماری‌های مزمن، و بر حسب شیوه جمع‌آوری اطلاعات مورد ارزیابی قرار گرفته، اعتبار پیش‌بین آن مطالعه شده و در تحلیل‌های آماری مربوطه آنالیز عاملی تاییدی نیز لحاظ گردد.

تشکر و قدردانی

پژوهشگران برخود لازم می‌دانند از کلیه افرادی که در جمع‌آوری اطلاعات یاری دادند، بالاخص واحدهای پژوهش تشکر و قدردانی نمایند.

References:

[1] Shahhosseini S, Taghdisi H, Rahgozar M, Fadayevatan R. Barthel index and clinical outcome Elderly. ***Salmand Iran J Aging*** 2009; 3(9-10): 57-62. [in Persian]

[2] Habibi Soula A, Nikpour S, Rezaei M, Haghani H. Health promotion behaviors and Instrumental activities of daily living among elderly in west area in Tehran. ***Salmand Iran J Aging*** 2007; 2(5): 332-8. [in Persian]

[3] Shahbazi MR, Mirkhani M, Hatamizadeh N, Rahgozar M. Disability assessments in Tehranian Elderly, 2007. ***Salmand Iran J Aging*** 2009; 3(9-10): 81-9. [in Persian]

[4] Pourreza A, khabiri Nemati R. Health economics and aging. ***Salmand Iran J Aging*** 2007; 1(2): 80-7. [in Persian]

[5] Davin B, Paraponaris A, Verger P. Demographic and socioeconomic factors associated with needs for home assistance among community-dwelling elderly: a study from the French Home Survey Handicaps-Disabilities-Dependence. ***Rev Epidemiol Sante Publique*** 2005; 53(5): 509-24.

[6] Graciani A, Banegas JR, Lopez-Garcia E, Rodríguez-Artalejo F. Prevalence of disability and associated social and health-related factors among the elderly in Spain: a population-based study. ***Maturitas*** 2004; 48(4): 381-92.

[7] Yaghmai F. Introducing a new scale for activities of daily living. ***J Shahid Beheshti Nurs Midwifery*** 2005; 15(50): 3-12. [in Persian]

[8] Serraino D, Fratino L, Zagonel V. Prevalence of functional disability among elderly patients with cancer. ***Crit Rev Oncol Hematol*** 2001; 39(3):269-73.

[9] Nasser R, Doumit J. Validity and reliability of the Arabic version of activities of daily living (ADL). ***BMC Geriatr*** 2009; 9: 11.

[Downloaded from feyz.kaums.ac.ir on 2024-09-21]

[10] Bucks RS, Ashworth DL, Wilcock GK, Siegfried K. Assessment of activities of daily living in dementia: development of the Bristol Activities of Daily Living Scale. ***Age Ageing*** 1996; 25(2): 113-20.
[11] Lubke N, Menick M, Von Renteln-Kruse W. The Barthel index in geriatrics: A context analysis for the Hamburg Classification Manual. ***Z Gerontol Geriatr*** 2004; 37(4): 316-26.
[12] Alipour L, Safari Z, Davazdah Emami A. Activity status of elderly residing. ***J Isfahan Nurs Midwifery*** 2005; (28): 7-11. [in Persian]
[13] Tagharrobi Z, Tagharrobi L, Sharifi KH, Sooky Z. Fuctional Disability in activities of daily living (ADL) and its related factors in Golabchi nursing home elderly people, kashan. ***Aflak*** 2007; 3(6,7): 64-75. [in Persian]
[14] Jalali R, Dutta D, Kamble R, Gupta T, Munchi A, Sarin R, et al. Prospective assessment of activities of daily living using Modified Barthel's Index in children and young adults with low-grade glioma treated with stereotactic conformal radiotherapy. ***J Neurooncol*** 2008; 90(3): 321-8.
[15] Fricke J, Unsworth CA. Inter-rater reliability of the original and modified Barthel index, and a comparison with the Functional Independence Measure. ***Aust Occup Ther J*** 1997; 44(1): 22-9.
[16] Leung So, Chan CC, Shah S. Development of a Chinese version of the modified barthel index: validity and reliability. ***Clin Rehabil*** 2007; 21(10): 912-22.
[17] Kates PP. Measures of Adult General Functional Status. ***Arthritis Rheum*** 2003; 49(S5): S15-S27.
[18] Nazzal M, Saadah MA, Al-Ansari D, Al-Awadi O, Eyadah AA, Al-Kadiri MA, et al. Stroke rehabilitation: application and analysis of the modified Barthel index in an Arab community. ***Disabil Rehabil*** 2001; 23(1): 36-42.
[19] Nakao S, Takata S, Uemura H, Kashihara M, Osawa T, Komatsu K, et al. Relationship between Barthel index scores during the acute phase of rehabilitation and subsequent ADL in stroke patients. ***J Med Invest*** 2010; 57(1-2): 81-8.
[20] University of Western Sydney. Barthel Index (BI).
Available at: http://www.maa.nsw.gov.au/default.aspx?MenuID=376
[21] Hartigan I, Mahony DO. The Barthel Index: comparing inter-rater reliability between Nurses and Doctors in an older adult rehabilitation unit. ***Appl Nurs Res*** 2011; 24(1): e1-7.
[22] Hocking C, Williams M, Broad J, Baskett J. Sensitivity of Shah, Valency and Cooper's modified Barthel Index. ***Clin Rehabil*** 1999; 13(2): 141-47.
[23] Shah S, Valency F, Cooper B. Improving the sensitivity of the Barthel Index for stroke rehabilitation. ***J Clin Epidemiol*** 1989; 42(8): 703-9.
[24] de Morton NA, Keating JL, Davidson M. Rasch Analysis of the Barthel Index in the Assessment of Hospitalized Older Patients after Admission for an Acute Medical Condition. ***Arch Phys Med Rehabil*** 2008: 89(4): 641-7.
[25] Heuschmann PU, Kolominsky-Rabas PL, Nolte CH, Hunermund G, Ruf HU, Laumeier I, et al. The reliability of the german version of the barthel –index and the development of a postal and telephone version for the application on stroke patients. ***Fortschr Neurol Psychiatr*** 2005; 73(2): 74-82.
[26] Post MW, Van Asbeck FW, Van Dijk AJ, Schrijvers AJ. Dutch interview version of the Barthel Index evaluated in patients with spinal cord injuries. ***Ned Tijdschr Geneeskd*** 1995; 139(27): 1379-80.
[27] Minosso JSM, Amendola F, Alvarenga MRM, Oliveira MAC. Validation of the Barthel Index in elderly patients attended in outpatient clinics, in Brazil. ***Acta Paul Enferm*** 2010; 23(2): 218-23.
[28] Cincura C, Pontes-Neto OM, Neville IS, Mendes HF, Menezes DF, Mariano DC, et al. Validation of the National Institutes of Health Stroke Scale, Modified Rankin Scale and Barthel Index in Brazil: The Role of Cultural Adaptation and Structured Interviewing. ***Cerebrovasc Dis*** 2009; 27(2): 119-22.
[29] Hinkle JL, McClaran J, Davies J, Ng D. Reliability and validity of the adult alpha functional independence measure instrument in England. ***J Neurosci Nurs*** 2010; 42(1):12-8.
[30] Cabanero-Martinez MJ, Cabrero-Garcia J, Richart-Martinez M, Munoz-Mendoza CL. The Spanish versions of the Barthel index (BI) and the Katz index (KI) of activities of daily living (ADL): A structured review. ***Arch Gerontol Geriatr*** 2009; 49(1): e77-e84.
[31] Hsueh IP, Lin JH, Jeng JS, Hsieh CL. Comparison of the psychometric characteristics of the functional independence measure, 5 item Barthel index, and 10 item Barthel index in patients with stroke. ***J Neural Neurosurg Psychiatry*** 2002; 73(2): 188-90.
[32] Yang YJ, Tsai LS, Wu YH, Hsieh YW, Hsieh CL, Howe TH. The Competence of Fieldwork students in administering the barthel index. ***HKJOT*** 2008; 18(1): 28-33.
[33] Loharjun B, Wannapira P, Palivanit J, Cumjun K. Reliability of Modified Barthel Index (Thai Version) Assessment in stroke patients. ***Buddachinaraj Medical J*** 2008; 25(3): 842-51.
[34] Gosman-Hedstorm G, Svensson E. Parallel reliability of the functional independence measure and the barthel ADL index. ***Disabil Rehabil*** 2000; 22(16): 702-15.
[35] Yamada H, Takahashi R, Ozawa T. Basic activities of daily living of elderly inpatients. ***Nippon Ronen Igakkai Zasshi*** 1998; 35(1): 44-52.
[36] Haachisuka K, Ogata H, Ohkuma H, Tanaka S, Dozono K. Test-retest and inter-method reliability of the self-rating barthel index. ***Clin Rehabil*** 1997; 11(1): 28-35.
[37] Chan KM, Pang WS, Ee CH, Ding YY, Choo P. Functional status of the elderly in Singapore. ***Singapore Med J*** 1999; 40(10): 635-8.

[Downloaded from feyz.kaums.ac.ir on 2024-09-21]

[38] Maribo T, Lauristsen JM, Waehrens E, Poulsen I, Hesselbo B. Barthel index for evaluation of function: a Danish consensus on its use. ***Ugeskr Laeger*** 2006; 168(34): 2790-2.
[39] Kucukdeveci AA, Yavuzer G, Tennant A, Suldur N, Sonel B, Arasil T. Adaptation of the modified Barthel index for use in physical medicine and rehabilitation in Turkey. ***Scand J Rehabil Med*** 2000; 32(2): 87-92.
[40] Jung HY, Park BK, Shin HS, Kang YK, Pyun SB, Paik NJ, et al. Development of the Korean version of modified Barthel index (K-MBI): Multi-center study for subjects with stroke. ***J Korean Acad Rehabil Med*** 2007; 31(3): 273-97.
[41] Oveisgharan S, Shirani S, Ghorbani A, Soltanzade A, Baghaei A, Hosseini S, et al. Barthel index in a middle-east country: Translation, validity and reliability. ***Cerebrovasc Dis*** 2006; 22(5-6): 350-4.
[42] Hsueh LP, Lee MM, Hsieh CL. Psychometric characteristics of the barthel activities of daily living in stroke patients. ***J Formos Med Assoc*** 2001; 100(8): 526-32.
[43] Yohannes AM, Roomi J, Waters K, Connolly MJ. A comparison of the barthel index and Nottingham extended activities of daily living scale in the assessment of disability in chronic airflow limitation in old age. ***Age Aging*** 1997; 27: 369-74.
[44] Sainsbury A, Seebass G, Bansal A, Young JB. Reliability of the barthel index when used with older people. ***Age Aging*** 2005; 34(3): 228-32.
[45] Korner-Bitensky N, Wood-Dauphinee S. Barthel index information elicited over the telephone: is it reliable? ***Am J Phys Med Rehabil*** 1995; 74(1): 9-18.
[46] Hobart JC, Thompson AJ. The five item Barthel index. ***J Neurol Neurosurg Psychiatry*** 2001; 71(2): 225-30.
[47] Ellul J, Watkins C, Barer D. Estimating total barthel scores from just three items: the European stroke database 'minimum dataset' for assessing functional status at discharge from hospital. ***Age Aging*** 1998; 27(2): 115-22.
[48] Bohannon RW, Landes M. Reliability, Validity, and Responsiveness of a 3-item Barthel for characterizing the physical function of patients hospitalized for acute stroke. ***J Neurol Phys Ther*** 2004; 28(3): 110-3.
[49] Shah S, Valency F, Cooper B. Modified Barthel Index (Shah Version): self care assessment.
Available at:
http://www.health.wa.gov.au/CircularsNew/attachments/143.pdf
[50] Shah S, Muncer S. Sensitivity of Shah, Vanclay and Cooper's modified Barthel Index. ***Clin Rehabil*** 2000; 14(5): 551-2.
[51] Lashkaripour K, Moghtaderi A, Sadjadi AR, Faghihinia M. Prevalence of post stroke depression and its relationship with disability and lesion location. ***The Quarterly Journal of Fundamentals of Mental Health*** 2008; 10(3): 191-7. [in Persian]
[52] WHO. Process of translation and adaptation of instruments.
Available at: http://www.who.int/substance_abuse/research_tools/translation/en/
[53] Richards S, Peters TJ, Coast J, Gunnell DJ, Darlow MA, Pounsford J. Inter-rater reliability of the barthel ADL index: how does a researchers compare to a nurse? ***Clin Rehabil*** 2000; 14(1): 72-8.
[54] Polit DF, Beck CT. Nursing Research: Generating and assessing evidence for nursing practice. London: Lipincott Williams & Wilkins; 2012. p. 334, 360.
[55] Schneider Z, Elliott D, Lobiondo-Wood G, Haber J. Nursing Research. Philadelphia: Mosby; 2003. p. 336-40.
[56] Polit DF, Beck CT, Hungler DP. Essentials of Nursing Research. 5th ed. Philadelphia: Lippincott; 2001. p. 310.
[57] Burns N, Grove S. the practice of university research: conduct, critique and utilization. 5thed. St. Louis: Elsevier Saunders; 2005. p. 373-82.
[58] Lobiondo-Wood G, Haber J. Nursing Research. St. Louis: Mosby; 1994. p. 364-83.
[59] Millan-Calenti JC, Tubio J, Pita-Fernandez S, Gonzales-Abraldes I, Lorenzo T, Fernandez-Arruty T, et al. Prevalence of functional disability in activities of daily living (ADL), instrumental activities of daily living (IADL) and associated factors, as predictors of morbidity and mortality. ***Arch Gerontol Geriatr*** 2010; 50(3): 306-10.
[60] Field A. Factor Analysis using spss.
Available at: http://www.statisticshell.com/factor.pdf
[61] Formiga F, Mascaro J, Pujol R. Inter-rater reliability of the barthel index. ***Age Aging*** 2005; 34(6): 655-7.
[62] Formiga F, Ortega C, Cabot C, Porras F, Mascaro J, Pujol R. Interobserver concordance in functional assessment by barthel index. ***Rev Clin Esp*** 2006: 206(5): 230-2.

[Downloaded from feyz.kaums.ac.ir on 2024-09-21]