

Psychometric evaluation of the short forms of barthel index in the elderly residing in nursing home

Tagharrobi Z¹, Sharifi KH¹, Sooky Z²

Abstract

Purpose: The continuous assessment of functional independence level in daily activities of elderly, residing in nursing homes is necessary. It seems that one of the important characteristics of the proper tools is their shortness. This study was designed to evaluate the reliability and validity of the 3-item, 4-item and 5- item versions of Barthel index in the elderly, residing in a nursing home.

Methods: After translating the tools, sampling was performed by using census method in Kashan Golabchi nursing home in 2006 (n=100). The questionnaires were completed through interview and observation. Inter-rater agreement was assessed. The tools reliability was determined via internal consistency method. Their validity was determined via Concurrent validity and Known-groups approach. The data were analyzed using Pearson correlation coefficient, Intra-class Correlation Coefficient (ICC), Kappa, Cronbach's alpha coefficient and Kruskal-wallis test.

Results: In all of the assessed tools, the inter-rater reliability for every item was good (Kappa>0.61). In relation to the total score, all of the tools Intra-class correlation coefficients were more than 0.9. The questionnaires reliability coefficients (internal consistency) were calculated 0.83-0.93. Item-total correlation confirmed their reliability too. Their concurrent validity with Persian Original Barthel index were confirmed (r=0.98, p<0.0001). The known-groups approach also revealed that these tools are valid (p<0.0001).

Conclusion: The Persian versions of short 3, 4 and 5- item Barthel index for evaluation of disability in elderly, residing in Golabchi nursing home are valid and reliable.

Keywords: Barthel index, Reliability, Validity, Geriatric, Disability, Nursing home

تایید مقاله: ۹۱/۱۲/۵

دریافت مقاله: ۹۱/۸/۵

روانسنجی فرمهای کوتاه مقیاس بارتل در سالمندان مقیم خانه سالمندان

زهرا تقربی^۱، خدیجه شریفی^۱، زهرا سوکی^۲

هدف: ارزیابی مداوم سطح توانمندی سالمندان مقیم خانه سالمندان در انجام عملکرد روزمره ضروری است. به نظر می رسد یکی از ویژگیهای مهم ابزارهای مناسب، فرمهای کوتاه پرسشنامه می باشد. این مطالعه با هدف بررسی روایی و پایایی نسخه ۴،۳ و ۵ سوالی مقیاس بارتل در سالمندان مقیم خانه سالمندان طراحی شده است.

روش بررسی: پس از ترجمه ابزارها، نمونه ها به صورت سرشماری در مرکز سالمندان گلابچی کاشان در سال ۱۳۸۶ انتخاب شدند (n=۱۰۰). داده ها بوسیله مشاهده و مصاحبه جمع آوری گردید. ضریب توافق بین افراد ارزیاب بررسی شد. پایایی پرسشنامه ها با استفاده از شیوه ثبات داخلی تعیین گردید. جهت تعیین روایی ابزارها از شیوه روایی همزمان و مقایسه گروههای شناخته شده، استفاده شد. اطلاعات با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون، ضریب همبستگی درون طبقه ای (ICC)، کاپا، آلفای کرونباخ و آزمون کروسکال والیس مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

یافته ها: ضریب توافق بین افراد ارزیاب در ارتباط با هر یک از گویه ها در کلیه ابزارهای مورد بررسی در حد خوب گزارش شد (۰/۶۱ > کاپا)؛ ICC در ارتباط با کل هر یک از مقیاسها بیش از ۰/۹ بود.

ضریب ثبات داخلی ابزارهای مورد نظر ۰/۹۳-۰/۸۳ محاسبه شد. روش همبستگی هر سوال با نمره کل نیز کلیه فرمهای کوتاه را پایا تشخیص داد. اعتبار همزمان آنها بانسخه فارسی OBI تایید شد (r = ۰/۹۸, p<۰/۰۰۰۱)؛ مقایسه گروههای شناخته شده نیز روایی ابزارها را مسجل ساخت (p<۰/۰۰۰۱).

بحث و نتیجه گیری: ترجمه فارسی فرمهای کوتاه ۵۴،۳ سوالی پرسشنامه بارتل جهت سنجش ناتوانی در عملکرد روزانه در سالمندان مقیم خانه سالمندان گلابچی کاشان ابزاری روا و پایا می باشند.

کلمات کلیدی: پرسشنامه بارتل، اعتبار، پایایی، ناتوانی، سالمند، خانه سالمندان

نویسنده مسئول: زهره سوکی، sooki812000@yahoo.com

آدرس: استان اصفهان، شهرکاشان، دانشگاه علوم پزشکی، دانشکده پرستاری و مامایی

۱- کارشناس ارشد پرستاری و دانشجوی دکترای پرستاری تربیت مدرس، عضو هیات علمی دانشگاه علوم پزشکی کاشان، گروه پرستاری مدیریت بهداشت

۲- کارشناس ارشد مامایی و دانشجوی دکترای بهداشت باروری، عضو هیات علمی دانشگاه علوم پزشکی کاشان، گروه مامایی

مقدمه

آسایشگاهها و بخشهای بستری (۱۳،۱۲)؛ بررسی اثربخشی مداخلات درمانی و حمایتی (۱۱،۱۴)؛ برنامه ریزی جهت ترخیص (۱۶،۱۵) 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 (۵،۸،۹،۱۷). در این زمینه مقیاس بارتل (Barthel Index) معمولترین ابزاری است که بطور گسترده توسط پژوهشگران و پرسنل بهداشتی درمانی مورد استفاده قرار گرفته است. نسخه اولیه این ابزار (Original Barthel Index / OBI) به زبان انگلیسی می باشد و در سال ۱۹۶۵ در آمریکا توسط Mahoney Florence و Dorothea Barthel طراحی شده است (۱۷،۱۸،۱۹).

مقیاس بارتل تاکنون به زبانهای متعدد ترجمه شده و در کشورهای مختلف مورد بررسی و یا استفاده قرار گرفته است (۲۰). ابزار مذکور بطور وسیع در سالمندان استفاده شده (۲۸-۲۱،۱۹،۱۶،۱۵)، اما مطالعات مربوط به روانسنجی آن در سالمندان مقیم خانه سالمندان بسیار محدود می باشد (۹).

مقیاس بارتل دارای دو نسخه ۱۰ سوالی تجدید نظر شده می باشد. یکی از این نسخ تحت عنوان "نسخه شاه مقیاس بارتل تجدید نظر شده" (Modified Barthel Index/MBI) مصطلح می باشد. نسخه دیگر توسط Collin و همکاران در کشور انگلیس پیشنهاد شده که به آن نسخه ۲۰ امتیازی اطلاق می شود (۱۷،۱۸)؛ تفاوت این نسخ در سبک نمره دهی می باشد. در نسخه شاه به جزئیات بیشتر توجه و برای گزینه های هر سوال تعاریف مفصل در نظر گرفته شده است؛ به عبارت دیگر این نسخه

امروزه در عرصه جهانی انقلابی در سطح جمعیت شناسی در شرف وقوع است که با توجه به رشد روزافزون و قابل توجه جمعیت سالمند از آن به عنوان انقلاب ساکت یاد شده است (۱). در حال حاضر نرخ رشد کلی جمعیت جهان ۱/۲٪ و نرخ رشد جمعیت سالمند جهان ۱/۹٪ است (۲)؛ همین ارقام در کشور ایران به ترتیب ۱/۶٪ در برابر ۲/۵٪ می باشد (۳). این امر نشان دهنده اهمیت پرداختن به موضوع سالمندی است. سالمندی بیماری نیست، اما بار بیماریها در آن بسیار چشمگیر است (۴). بعد از سن میانسالی هر ساله بطور میانگین ۱/۵٪ از کارایی عملکرد جسمی و ذهنی افراد کاسته می شود (۵)؛ این در حالی است که ناتوانی یکی از عوامل خطر عمده اقامت در خانه سالمندان است (۶). با افزایش جمعیت سالمند، شیوع ناتوانی های جسمی به عنوان یک مشکل جدی بهداشت عمومی از سیر صعودی برخوردار بوده و خواهد بود (۷)؛ بدین جهت انتظار می رود در آینده درصد قابل توجهی از سالمندان جامعه در انجام فعالیتهای روزمره خود به دیگران وابسته باشند و به موجب آن جهت دریافت مراقبتهای مورد نیاز به خانه سالمندان سپرده شوند (۸).

بررسی سطح وابستگی در انجام فعالیتهای روزمره در کلیه سالمندان اعم از سالمندان ساکن جامعه، سالمندان بستری در بیمارستان، و بالاحص سالمندان مقیم خانه سالمندان ضروری است (۹،۱۰). اطلاعات کافی در این زمینه در تصمیم گیری بهتر و اصولی تر جهت تخصیص و تامین هزینه های درمانی و مراقبتی (۸،۱۱)؛ ارائه مراقبتهای کافی و مناسب (۸)؛ تعیین نوع خدمات مراقبتی، توانبخشی، حمایتی و اجتماعی مورد نیاز (۵)؛ سطح بندی ارائه خدمات در محیطهای بهداشتی درمانی (۲)؛ تامین نیروی انسانی و تجهیزات مورد نیاز در

به تغییرات جزئی نیز حساس است (۳۱، ۳۰، ۲۹، ۱۵).

نظر به لزوم بررسی وضعیت بیماران و ارزیابی اثر بخشی مداخلات انجام شده در مراکز بهداشتی درمانی به صورت روتین؛ به حداقل رساندن تعداد سوالات ابزارهای مورد استفاده ضروری به نظر می رسد. در واقع به منظور سهولت انجام این گونه بررسی ها، صرفنظر از پایایی، روایی و حساسیت ابزار، کوتاهی آن نیز مهم می باشد؛ بدین جهت Hobart و Thompson با اشاره به موارد کاربرد مقیاس بارتل در گروههای مختلف از جمله سالمندان، ضرورت طراحی فرمهای کوتاه مقیاس بارتل را خاطر نشان ساخته اند (۳۲). Ellul نیز برای بررسی تاثیر مراقبتهای بیمارستانی ارزیابی توانمندی عملکردی بیمار را ضروری دانسته و در این راستا اضافه نموده استفاده روتین از مقیاس بارتل بخصوص در بخشهای شلوغ ممکن است آسان نباشد؛ لذا به منظور سهولت استفاده از این ابزار، تقلیل تعداد گویه های آن را پیشنهاد نموده است (۳۳)؛ Hseuh نیز با اشاره به کوتاه نمودن مدت زمان تکمیل ابزار به این مهم تاکید نموده است (۳۴). بنظر می رسد با توجه به شرایط سالمندان و آسایشگاههای سالمندان، اهمیت توجه به این مسئله در سالمندان مقیم خانه های سالمندان بیشتر باشد تاکنون چندین فرم کوتاه برای مقیاس بارتل طراحی شده (۳۷- ۳۲، ۹). از آن می توان به دو فرم سه سوالی اشاره نمود.

Barer, Ellul و Watkins در سال ۱۹۸۸ در کشور انگلیس یک فرم سه سوالی را به عنوان ابزاری ساده و کاربردی جهت بررسی توانمندی عملکردی بیماران پیشنهاد نموده اند (۳۳)؛ این ابزار در برگیرنده سه گویه "کنترل ادرار"، "انتقال" و "حرک" می باشد؛ نامبردگان بیان نموده اند که ۹۳/۳٪ از واریانس نمره کل بارتل توسط سه عامل مزبور قابل تبیین است و برای پیش بینی نمره کل مقیاس بارتل میتوان از رابطه "نمره حرک+ نمره انتقال+ نمره کنترل ادرار) $\times 2/39 + 0/14$ " استفاده نمود؛ به گونه ای که فرمول فوق می تواند با حدود ۲ امتیاز اختلاف در ۹۵٪ نمونه ها نمره واقعی مقیاس بارتل را برآورد نماید (۳۶، ۳۷). نسخه ۳ سوالی دیگری نیز از ابزار بارتل موجود است که در سال ۲۰۰۱ توسط Hobart و Thompson به منظور استفاده در بخش بازتوانی مبتلایان به بیماریهای عصبی در انگلیس طراحی شده، این ابزار دارای گویه های "انتقال"، "حمام" و "

استفاده از دستشویی" می باشد. محققین مزبور نسخ ۴ و ۵ سوالی را نیز در همین گروه از بیماران مورد بررسی قرار داده اند، نسخه ۴ سوالی پیشنهادی آنها در برگیرنده گویه های "انتقال"، "حمام"، "استفاده از دستشویی" و "بالا و پایین رفتن از پله" می باشد؛ نسخه ۵ سوالی نیز علاوه بر سوالات نسخه ۴ سوالی گویه "حرک" را نیز شامل می شود. در بررسی انجام شده فرم ۵ سوالی از نظر ویژگیهای روانسنجی مشابه فرم ۱۰ سوالی عنوان شده، با این حال این محققین به ضرورت بررسی بیشتر در این زمینه اذعان داشته اند (۳۲).

Hsueh نیز ویژگیهای روانسنجی مقیاس بارتل ۵ سوالی را در گروهی از بیماران تابوایی در حد قابل قبول گزارش کرده و به ضرورت مطالعه فرمهای کوتاه بخصوص از نظر توافق بین افراد ارزیاب اشاره نموده است (۳۴). لازم به ذکر است در کلیه فرمهای کوتاه مد نظر در مطالعات قبلی سبک نمره دهی از نسخه کولین اقتباس شده بود (۱۸، ۱۷).

در تعداد اندکی از مطالعات خارجی ویژگیهای روانسنجی نسخ کوتاه مقیاس بارتل بررسی شده است (۳۲، ۳۳، ۳۴، ۳۶). در ایران تا بحال در هیچ مطالعه منتشر شده ای از هیچ یک از نسخ کوتاه این ابزار استفاده نشده است؛ صرفا روایی و پایایی نسخه OBI و نسخه شاه به ترتیب در گروهی از بیماران و افراد سالمند بررسی گردیده (۲۰، ۳۸) و در برخی مطالعات نیز نسخه OBI و یا نسخه Collin فقط به عنوان یک ابزار استفاده شده اند (۳۹، ۱۲، ۲۰).

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 خاطر نشان ساخته اند (۱۴، ۱۶)؛ Lubke نیز در موارد کاربرد جدید مقیاس بارتل، بر ضرورت روانسنجی آن تاکید نموده است (۱۱). گروهی از پژوهشگران نیز به ضرورت بررسی ویژگیهای روانسنجی فرمهای کوتاه مقیاس بارتل اشاره کرده اند (۳۲، ۳۴). لذا این مطالعه با هدف ترجمه و بررسی روایی و پایایی نسخه شاه فرمهای سه سوالی Ellul و Hobart و ۴ و ۵ سوالی Hobart در سالمندان مقیم خانه سالمندان گلاچی کاشان در سال ۱۳۸۶ 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.

روش بررسی

این مطالعه، مطالعه ای از نوع روش شناسی است که در آن در قدم اول ابزارهای لازم مشخص گردید؛ جهت جمع آوری 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 شاه فرمهای کوتاه پرسشنامه بارتل استفاده شد.

در قدم دوم فرمهای کوتاه پرسشنامه بارتل (نسخه شاه) با استفاده از روش ترجمه استاندارد مستقیم و بالعکس (Back & forward) از زبان انگلیسی به فارسی ترجمه گردید (۴۰). در این روش ابتدا نسخ اصلی که کپی رایت شده نیست و کلیه پژوهشگران مجاز به استفاده از آن می باشند. (۱۸،۳۰،۳۳،۳۴،۳۶،۳۲)، توسط دو مترجم مستقل به طور همزمان به فارسی ترجمه شده و سپس مجدداً توسط دو مترجم مستقل از مترجمان مرحله نخست به زبان انگلیسی برگردانده شد و در نهایت یک نفر به عنوان هماهنگ کننده با کنارهم قرار دادن ترجمه های فارسی و انگلیسی بدست آمده پرسشنامه های فارسی را تهیه نمود. سپس پرسشنامه ها در اختیار تعدادی از اعضای هیات علمی قرار گرفت و نظرات آنها در طراحی نهایی اعمال شد؛ یعنی در واقع روایی محتوایی ابزارها تأیید گردید. در مرحله بعد ابزارهای مورد نظر در یک بررسی مقدماتی توسط دو نفر برای ۱۰ سالمند تکمیل گردید و برای رفع نواقص مطرح شده، شکل ظاهری ابزارها قدری تغییر داده شد؛ به این صورت نسخ نهایی فرمهای کوتاه پرسشنامه بارتل به زبان فارسی آماده شد. در این مطالعه از مقیاس بارتل، دو فرم سه سوالی (فرم پیشنهادی Hobart و Ellul) (۳۲،۳۳،۳۶)؛ یک فرم ۴ سوالی (۳۲) و یک فرم ۵ سوالی (۳۲،۳۴) استفاده شد؛ چون نحوه نمره دهی نسخه شاه پرسشنامه بارتل دقیق تر و عینی تر است و از حساسیت بیشتر برخوردار می باشد (۲۹) بدین جهت نحوه نمره دهی در این مطالعه از آن اقتباس شد. در ارتباط با گوپه "وضعیت تحرک" یا "استفاده از ویلچر"، در صورت اخذ نمره صفر از گوپه "تحرک"، گوپه

"استفاده از ویلچر" به عنوان گوپه جایگزین مورد بررسی قرار می گرفت. به گوپه های "انتقال از صندلی به تخت و بالعکس" و "تحرک" حداکثر ۱۵ امتیاز؛ به گوپه های "بالا و پایین رفتن از پله"؛ "استفاده از دستشویی"؛ و "کنترل ادرار"؛ هر کدام حداکثر ۱۰ امتیاز و به گوپه های "استفاده از ویلچر" و "حمام کردن" هر کدام حداکثر ۵ امتیاز اختصاص داده شده بود.

لازم به ذکر است در این ابزارها بسته به سطح توانمندی فرد در هر یک از ابعاد مد نظر، با توجه به وضعیت نمره دهی پیشنهادی، در مقیاس لیکرت ۵ گزینه ای که برای هر سوال متفاوت بود، نمره داده می شد؛ اولین گزینه هر سوال به عدم توانایی و پنجمین گزینه آن به استقلال کامل اختصاص داشت (۱۵،۱۷،۱۸،۳۱). براین اساس و با توجه به ماهیت گوپه های هر پرسشنامه، پرسشنامه ۵ سوالی در مقیاس ۵-۰؛ پرسشنامه ۴ سوالی در مقیاس ۴۰-۰؛ پرسشنامه سه سوالی Hobart در مقیاس ۳۰-۰ و پرسشنامه ۳ سوالی Ellul در مقیاس ۴۰-۰ توانایی در عملکرد روزانه را نشان می دادند. در ۴ ابزار مزبور نمره بالاتر بیانگر وضعیت بهتر بود (۳۲،۳۳).
برای سهولت بررسی های مقایسه ای، نمرات هر یک از فرمهای کوتاه با استفاده از فرمول "نمره خام منهای حداقل نمره، ضربدر عدد ۱۰۰ تقسیم بر تفاضل حداقل و حداکثر نمره ممکن"، به مقیاس ۱۰۰-۰ تبدیل شد (۳۴).

به منظور نمونه گیری از روش سرشماری استفاده شد؛ بدین گونه که کلیه افراد سالمند مقیم در مرکز سالمندان گلابچی کاشان در تابستان ۱۳۸۶ که به بیماری حاد عمده مبتلا نبودند و در پاسخ به سوالات همکاری نمودند، انتخاب شدند (۱۰۰ نفر). با توجه به اینکه در مطالعات روانسنجی ابزارها، تعداد نمونه ۱۰-۳ برابر تعداد سوالات ابزار پیشنهاد می شود (۴۱-۴۲)، تعداد نمونه مورد نظر کافی می باشد پس از جلب همکاری مسئولین و تاحد امکان نمونه ها و اطمینان دادن به آنها در خصوص محرمانه باقی ماندن اطلاعات، داده ها با استفاده از ابزارهای طراحی شده از طریق مصاحبه و مشاهده توسط دو نفر از کارشناسان آموزش دیده مرکز مورد نظر جمع آوری گردید و نمرات میزان توانایی در انجام عملکرد روزانه محاسبه شد. البته اطلاعات دموگرافیک بر اساس مندرجات پرونده آنها تکمیل شد. سپس داده های جمع

همبستگی بین دو اندازه گیری همزمان بعمل آمده از یک مفهوم می باشد (۴۱). در این مطالعه روایی همزمان با OBI که قبلا در ایران روایی و پایایی آن توسط Oveisgharan در گروهی از سالمندان مبتلا به سکتة و یا خونریزی مغزی تایید شده (۳۸) و در مطالعه عالیپور برای سنجش ناتوانی در سالمندان مقیم خانه سالمندان و توسط تعدادی از پژوهشگران نیز در برخی مطالعات، مورد استفاده قرار گرفته است (۴۵،۴۶،۴۷،۱۲)، بررسی شد؛ با استفاده از ضریب همبستگی پیرسون، همبستگی بین نمره این 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 می رود در یک صفت ویژه از با هم تفاوت داشته باشند بکار می برند و نمرات آنها را با هم مقایسه می کنند؛ در صورتی که تفاوت معنی دار مشاهده شود، روایی ساختاری ابزار تایید می گردد (۴۱،۴۸). در این مطالعه بر اساس نتایج بسیاری از تحقیقات که موید ارتباط سطح ناتوانی در انجام عملکرد روزانه با سن در افراد سالمند می باشند (۲،۳،۴۹)، نمونه ها طبق طبقه بندی پیشنهادی سازمان بهداشت جهانی در ارتباط با گروههای سنی در افراد سالمند، به ۴ گروه: زیر ۶۰، ۶۰-۷۴، ۷۵-۸۹، و ۹۰ سال به بالا تقسیم شدند؛ سپس پرسشنامه ها با هر یک از ابزارهای مورد نظر محاسبه گردید. در ارتباط با هر یک از فرمهای کوتاه پرسشنامه بارتل با استفاده از آزمون کروسکال والیس نمره ای که افراد هر گروه سنی از فرم کوتاه بارتل کسب کرده بودند بین ۴ گروه سنی مزبور مقایسه شد.

یافته ها

در مطالعه حاضر مجموعاً ۱۰۰ نفر با میانگین سنی (۱۱/۶۶±) ۷۲/۱۶ سال مورد بررسی قرار گرفتند. جدول یک مشخصات دموگرافیک واحدهای مورد بررسی را نشان می دهد. این جدول نمایی کلی از وضعیت اقتصادی، اجتماعی، فرهنگی و بهداشتی گروه تحت مطالعه را ارائه می کند.

وضعیت پاسخ به هریک از سوالات پرسشنامه ها در جدول ۲ ارائه شده است. جدول گویای آن است که در پرسشنامه ۵ سوالی کمترین فراوانی استقلال کامل مربوط

آوری شده از طریق برنامه SPSS- 16 مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفت.

ثبات بین افراد ارزیاب، به وسیله ضریب توافق بین افراد (inter-rater reliability) بررسی شد، در این روش افراد ارزیاب آموزش دیده به طور مستقل بر اساس آموزش فرا گرفته شده، پرسشنامه ها را تکمیل می کنند و برای محاسبه آن ضریب Kappa استفاده می شود؛ البته ضریب همبستگی نمرات داده شده توسط افراد ارزیاب و ضریب همبستگی درون طبقه ای (ICC coefficient / Intra-class correlation) نیز به این منظور قابل استفاده می باشند (۴۲،۴۱). لذا در این مطالعه هر یک از پرسشنامه ها توسط دو کارشناس مورد نظر برای ۲۰ سالمند به طور مستقل تقریباً بطور همزمان تکمیل گردید. برای نمرات حاصل از دو بررسی در ارتباط با هر گویه ضریب Kappa تعیین و با ۹۵٪ اطمینان حدود آن در جامعه برآورد شد و در ارتباط با کل مقیاس (در هر یک از فرمهای کوتاه) 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 Single Measure محاسبه شد. ICC مشخص و با ۹۵٪ اطمینان حدود آن در جامعه مورد بررسی برآورد گردید. برای بررسی ثبات داخلی و اعتبار هر یک از پرسشنامه ها، یکی از دو بررسی بعمل آمده برای ۲۰ سالمند مدنظر در بخش سنجش پایایی بین افراد ارزیاب، به صورت تصادفی انتخاب شد و پرسشنامه ها برای مابقی نمونه ها تکمیل گردید.

جهت تعیین ثبات داخلی هر یک از ابزارها از روش Item-total Correlation که همبستگی هر سوال را با کل ابزار اندازه گیری می کند و بر اساس آن در ارتباط با حذف برخی از سوالات تصمیم گیری می شود (۴۱) و ضریب آلفای کرونباخ (Cronbach's Alpha Coefficient) استفاده شد.

به منظور تعیین روایی پرسشنامه ها از شیوه Concurrent Validity (روایی همزمان) و مقایسه گروههای شناخته شده (Constructed-Groups Approach / Known-Groups Approach) استفاده شد (۴۱،۴۳،۴۴).

روایی همزمان نوعی از روایی مبتنی بر معیار (Criterion-related) است که بیانگر درجه

جدول ۱: مشخصات دموگرافیک واحدهای مورد پژوهش (n=۱۰۰)

مشخصات	فراوانی (مطلق = نسبی)
جنس	زن ۷۲ مرد ۲۸
تحصیلات	بیسواد ۹۱ ابتدایی ۶ دبیرستان ۲ دانشگاه ۱
وضعیت تاهل	مجرد ۴۶ متاهل ۶ همسر مرده ۳۷ مطلقه ۹ نامشخص ۲
بیماری مزمن شناخته شده	دارد ۹۴ ندارد ۶
نوع انتقال	اجباری ۹۸ اختیاری ۲
دفعه بیمه	دارد ۹۳ ندارد ۷
محل سکونت قبلی	شهر ۶۱ روستا ۳۹
نوع اقامت	دائم ۹۹ موقت ۱
فرزند	ندارد ۶۱ دارد ۳۹

میانگین سن: ۲۲/۱۱±۱۱/۶۶ سال، میانگین تعداد فرزند: ۱/۳۶±۲/۰۱ نفر، میانگین مدت اقامت: ۳۱/۴۷±۴۹/۸۶ ماه، میانگین تعداد بیماری شناخته شده: ۱/۴۸±۰/۷۷

به "حمام کردن" و بالاترین میزان فراوانی درارتباط با استقلال کامل مربوط به "تحرك" می باشد. در پرسشنامه ۴ سوالی کمترین فراوانی استقلال کامل به "حمام کردن" و بالاترین فراوانی استقلال کامل به "انتقال از تخت به صندلی و بالعکس" اختصاص داشت. در پرسشنامه سه سوالی Hobart کمترین فراوانی استقلال کامل به "حمام کردن" و بالاترین فراوانی استقلال کامل به "انتقال از تخت به صندلی و بالعکس" مربوط بود. در پرسشنامه سه سوال Ellul بیشترین فراوانی وابستگی کامل مربوط به "کنترل ادرار" و کمترین فراوانی وابستگی

کامل مربوط به "انتقال از تخت به صندلی و بالعکس" بود. ضریب توافق بین افراد ارزیاب در ارتباط با هر یک از سوالات موجود در فرمهای کوتاه پرسشنامه بارتل، در جدول شماره ۳ نشان داده شده است. جدول نشان می دهد که ضریب کاپا برای کلیه سوالات بیش از ۰/۶ می باشد. در کلیه ابزارها بالاترین ضریب مربوط به "انتقال" است و پایین ترین ضریب در ابزار ۵ سوالی، ۴ و ۳ سوالی Hobart مربوط به "حمام کردن" و در ۳ سوالی Ellul مربوط به "تحرك" می باشد. ثبات بین افراد ارزیاب در ارتباط با کل مقیاس ۵ سوالی با ICC، ۰/۹۹۲ (۰/۹۹۶-۰/۹۸۸ CI) و با ضریب همبستگی پیرسون نیز ۰/۹۹۲ (p<۰/۰۰۰۱) بود. ثبات بین افراد ارزیاب در ارتباط با کل مقیاس ۴ سوالی با ICC، ۰/۹۹۷ (۰/۹۹۹-۰/۹۹۴ CI) و با ضریب همبستگی پیرسون نیز ۰/۹۹۷ (p<۰/۰۰۰۱) گزارش شد؛ همین شاخص در ارتباط با کل ابزار سه سوالی Hobart و Ellul به ترتیب با ICC، ۰/۹۹۴ (۰/۹۹۸-۰/۹۸۷ CI) و ۰/۹۸۹ (۰/۹۹۵-۰/۹۷۴ CI) و با ضریب همبستگی پیرسون نیز به ترتیب ۰/۹۹۵ و ۰/۹۹۹ برآورد شد (p<۰/۰۰۰۱).

ثبات داخلی ابزار ۵ سوالی، ۴ سوالی، ۳ سوالی Hobart و ۳ سوالی Ellul با آلفای کرونباخ به ترتیب ۰/۹۳، ۰/۹۱، ۰/۸۳ و ۰/۹۱ محاسبه شد. جدول شماره ۴ همبستگی هر یک از سوالات فرمهای کوتاه پرسشنامه بارتل را با نمره کل مقیاس مربوطه، به طور جداگانه نشان می دهد. همانطور که در جدول مشخص است آماره آلفا کرونباخ با حذف هر سوال نیز محاسبه شده است. در ارتباط با کل ابزارهای مورد بررسی، همبستگی کلیه سوالات موجود در آنها با نمره کل مقیاس مربوطه بالای ۰/۳ و حتی بیش از ۰/۷ می باشد.

نمره توانمندی در انجام عملکرد روزانه با پرسشنامه OBI ۶۳/۸۵±۳۶/۹۴ بود. ضریب همبستگی پیرسون بین OBI با کلیه فرمهای کوتاه پرسشنامه بارتل ۰/۹۸ برآورد شد که با p<۰/۰۰۰۱ این همبستگی ها معنی دار می باشند. به منظور تعیین روایی با روش مقایسه گروههای شناخته شده، نمونه ها به ۴ گروه سنی تقسیم شدند و سپس به طور جداگانه نمره اخذ شده از فرم های

جدول ۲: شاخصهای توصیفی مربوط به وضعیت پاسخگویی به هر یک از سوالات موجود در نسخه شاه فرمهای کوتاه پرسشنامه بارتل (n=۱۰۰)

شماره سوال (حداقل و حداکثر نمره ثبت شده)	موضوع سوال	گزینه های موجود	فراوانی (مطلق = نسبی)	انحراف معیار ± میانگین
۱ (۱۰ - ۰)	استفاده از دستشویی	۰	۲۵	۶/۴۶±۴/۳۲
		۲	۵	
		۵	۱۰	
		۸	۷	
		۱۰	۵۳	
۲ (۵ - ۰)	انتقال	۰	۱۶	۱۰/۷۹±۵/۸
		۳	۱۰	
		۵	۱۱	
		۸	۶	
		۱۲	۱۳	
		۱۵	۵۶	
۳ (۱۵ - ۰)	ویلچر / تحرک	۰	۲۳	۱۰/۸۰±۶/۴۰
		۱	۰	
		۳	۰	
		۴	۰	
		۵	۴	
		۸	۵	
		۱۲	۰	
		۱۵	۶۸	
۴ (۱۰ - ۰)	بالا و پایین رفتن از پله	۰	۲۷	۶/۴۳±۴/۲۴
		۲	۱	
		۵	۹	
		۸	۱۷	
		۱۰	۴۶	
۵ (۵ - ۰)	حمام کردن	۰	۶	۲/۶۷±۱/۴۸
		۱	۲۶	
		۳	۴۷	
		۴	۵	
		۵	۱۶	
۶ (۱۰ - ۰)	کنترل ادرار	۰	۳۰	۶/۸۲±۴/۵۶
		۵	۲	
		۸	۴	
		۱۰	۶۴	

گزینه های ۰، ۸، ۳، ۱۲، ۱۵ به "تحرک" و گزینه های ۰، ۱، ۳، ۴ و ۵ به "استفاده از ویلچر" اختصاص دارد

حداقل و حداکثر نمره ثبت شده (۱۰۰ - ۰) برای 5-item index (سوالات ۱، ۲، ۳، ۴، ۵) با میانگین $۳۸/۵۲ \pm ۶۷/۲۴$ ، برای 4-item index (سوالات ۱، ۲، ۳، ۴، ۵) با میانگین $۳۷/۸۲ \pm ۶۶/۳۳$ ، برای Hobart 3-item index (سوالات ۱، ۲، ۳) با میانگین $۳۶/۸۵ \pm ۶۶/۴۳$ ، برای Ellul 3-item index (سوالات ۱، ۲، ۳) با میانگین $۳۷/۳۷ \pm ۷۰/۷۸$ محاسبه گردید.

جدول ۳: ضریب توافق بین افراد ارزیاب در ارتباط با هریک از سوالات موجود در نسخه

موضوع سوال	تعداد	kappa	SE	محدوده با ۹۵٪ اطمینان
کنترل ادرار	۲۰	۰/۸۰۸	۰/۰۹۹	۰/۶۱۴-۱ ^a
*@ استفاده از دستشویی	۲۰	۰/۸۰۷	۰/۱۰۲	۰/۶۱-۱ ^a
†@ انتقال	۲۰	۱	۰	۱ ^a
†@ ویلچر / تحرک	۲۰	۰/۷۹۵	۰/۱۰۲	۰/۶-۰/۹۹۵ ^a
@ پله	۲۰	۰/۹۳۵	۰/۰۶۳	۰/۸۱-۱ ^a
*@ حمام کردن	۲۰	۰/۶۱۷	۰/۱۲۶	۰/۳۷-۰/۸۶ ^a

† Ellul 3-item index @5-item index * Hobart 3-item index @4-item index
^ap<0/0001

جدول ۴: ضریب همبستگی هریک از سوالات فرمهای کوتاه پرسشنامه بارتل با نمره کل مقیاس مربوطه

موضوع سوال	Hobart 3-item index		Ellul 3-item index		4-item index		5-item index	
	ضریب همبستگی سوال با کل مقیاس	*آلفا در صورت حذف سوال	ضریب همبستگی سوال با کل مقیاس	*آلفا در صورت حذف سوال	ضریب همبستگی سوال با کل مقیاس	*آلفا در صورت حذف سوال	ضریب همبستگی سوال با کل مقیاس	*آلفا در صورت حذف سوال
کنترل ادرار	--	--	۰/۷۲۵۵	۰/۹۵۹۸	--	--	--	--
دستشویی	۰/۸۹۳۱	۰/۵۵۰۵	--	--	۰/۹۰۳۰	۰/۸۳۷۶	۰/۸۸۹۱	۰/۹۰۷۶
انتقال	۰/۸۹۲۸	۰/۶۵۶۲	۰/۹۱۹۷	۰/۷۸۹۷	۰/۹۲۶۶	۰/۸۵۷۵	۰/۹۴۶۷	۰/۸۹۵۴
تحرک / ویلچر	--	--	۰/۸۸۲۴	۰/۸۳۴۰	--	--	۰/۹۳۵۱	۰/۹۰۷۰
پله	--	--	--	--	۰/۹۱۹۹	۰/۸۳۲۰	۰/۹۴۳۸	۰/۸۹۸۷
حمام کردن	۰/۸۱۹۵	۰/۹۱۴۶	--	--	۰/۸۲۱۸	۰/۹۴۷۷	۰/۸۱۴۷	۰/۹۶۰۳

*ضریب پایایی درونی ابزار

در مطالعه حاضر ضریب توافق بین افراد ارزیاب (ICC) در ارتباط با کل ابزارهای ۵ سوالی، ۴ سوالی، سه سوالی Hobart و Ellul به ترتیب ۰/۹۹۲، ۰/۹۹۷، ۰/۹۹۴ و ۰/۹۸۹ گزارش شد. گرچه Hseuh و Hobart ضرورت این بررسی را خاطر نشان ساخته اند (۳۴،۳۲)؛ ضریب مذکور در مطالعات قبلی انجام شده روی فرمهای کوتاه مقیاس بارتل بررسی نشده، این در حالی است که در فرم ۱۰ سوالی نسخه شاه مقیاس بارتل این رقم در مطالعات قبلی انجام شده روی فرمهای کوتاه مقیاس بارتل بررسی نشده، این در حالی است که در فرم ۱۰ سوالی نسخه شاه مقیاس بارتل این رقم در مطالعات انجام شده در گروههای مختلف ۰/۷۷ تا ۰/۹۹۷ برآورد شده است (۵۵-۵۰). در مطالعه فعلی ضریب توافق بین افراد ارزیاب در ارتباط

کوتاه در هر یک از ۴ گروه محاسبه شد. جدول ۵ توزیع فراوانی نمونه ها را بر حسب نمره اخذ شده از هر یک از فرمهای کوتاه بارتل به تفکیک گروههای سنی نشان می دهد. آزمون کروسکال والیس در ارتباط با تمامی نسخ نشان می دهد که نمرات اخذ شده بین ۴ گروه سنی با هم تفاوت معنی دار دارند ($p < 0/001$).

بحث و نتیجه گیری

این مطالعه به روانسنجی فرمهای کوتاه مقیاس بارتل اختصاص داشت و نتایج نشان داد نسخ فارسی فرم های کوتاه مقیاس بارتل از استانداردهای لازم و روایی و پایایی کوتاه مقیاس بارتل از استانداردهای لازم روایی و پایایی برخوردار است.

جدول ۵: توزیع فراوانی واحدهای مورد بررسی بر حسب نمره اخذ شده از هر یک از فرمهای کوتاه بارتل به تفکیک گروههای سنی

نوع ابزار	تعداد [†]	گروههای سنی	نمره اخذ شده
5- item	۲۰	کمتر از ۶۰ سال	۸۷/۶۷±۲۵/۳۶*
	۳۳	۶۰-۷۴	۷۷/۵۲±۳۶/۰۶*
	۴۲	۷۵-۸۹	۵۲/۴۷±۳۹/۳۴*
	۵	≥۹۰	۴۱/۸۱±۳۶/۷۰*
4-item	۲۰	کمتر از ۶۰ سال	۸۷/۰۰±۲۵/۹۴*
	۳۳	۶۰-۷۴	۷۶/۰۶±۳۵/۳۷*
	۴۲	۷۵-۸۹	۵۰/۷۷±۳۸/۱۶*
	۵	≥۹۰	۵۰/۱۷±۳۸/۵۶*
Hobart 3-item	۲۰	کمتر از ۶۰ سال	۸۵/۰۰±۲۶/۹۲*
	۳۳	۶۰-۷۴	۷۵/۶۵±۳۴/۸۹*
	۴۲	۷۵-۸۹	۵۲/۳۰±۳۷/۶۳*
	۵	≥۹۰	۵۰/۰۰±۳۲/۵۷*
Ellul 3-item	۲۰	کمتر از ۶۰ سال	۸۸/۲۵±۲۷/۳۶*
	۳۳	۶۰-۷۴	۸۰/۵۳±۳۶/۸۸*
	۴۲	۷۵-۸۹	۵۷/۱۴±۴۱/۲۳*
	۵	≥۹۰	۵۱/۰۰±۴۱/۸۸*

*p < 0/0001 فراوانی مطلق = فراوانی نسبی[†]

" کمتر از ۰/۶ بود و پایین ترین ضریب " استفاده از دستشویی" کمتر از ۰/۶ بود و پایین ترین ضریب مربوط به " انتقال" و بالاترین ضریب مربوط به " حمام کردن" بود (۵۴). این در حالی است که ضریب توافق بین افراد ارزیاب در بررسی انجام شده روی ۱۵ بیمار مبتلا به خونریزی و یا سکنه مغزی، با ضریب کاپا در نسخه چینی در ارتباط با هر یک از این گویه ها در حد عالی گزارش شده است (۱-۰/۸۱)؛ بالاترین ضریب همانند مطالعه فعلی مربوط به " انتقال" و پایین ترین ضریب مربوط به " بالا و پایین رفتن از پله" بود. در همین مطالعه ضریب مذکور در نسخه انگلیسی ۰/۸۲-۰/۶۳ محاسبه شده بود که بالاترین آن به " کنترل ادرار" و " انتقال" و پایین ترین آن به " استفاده از دستشویی" اختصاص داشت (۱۶). در مطالعه Yang نیز ضریب توافق بین افراد ارزیاب در ارتباط با گویه های مندرج در فرمهای کوتاه بین ۰/۷۵ تا ۱ ثبت شده و پایین ترین ضریب به " کنترل

با هریک از گویه ها در کلیه فرمهای کوتاه از طریق محاسبه ضریب کاپا بیش از ۰/۶ محاسبه شد و در کلیه ابزارها بالاترین ضریب مربوط به "انتقال" (۱) و پایین ترین ضریب در ابزار ۵ سوالی، ۳ و ۴ سوالی هوبارت مربوط به " حمام کردن" ۰/۶۱۷ و در ۳ سوالی Ellul مربوط به " تحرک" ۰/۷۹۵ بود. Polit حداقل مقدار قابل قبول را برای ضریب کاپا، ۰/۶ گزارش کرده و اضافه نموده در صورتی که این عدد حداقل ۰/۷۵ گزارش گردد، این ضریب در سطح عالی رده بندی می شود (۴۲).

در مطالعه Fricke برای گویه های مد نظر در نسخ کوتاه این ضریب بین ۰/۵۳ تا ۰/۶۸ بود که پایین ترین آن مربوط به "انتقال" و بالاترین آن مربوط به " تحرک" بود؛ ضریب کاپای کلیه این گویه ها به جز " انتقال" در محدوده قابل قبول قرار داشت (۱۵). در بررسی انجام شده توسط Formiga، ضریب کاپای کلیه گویه های مندرج در فرمهای کوتاه به جز "حمام" و " استفاده از دستشویی

حداقل به اندازه ۰/۳ افزایش دهد؛ لازم است آن سوال از ابزار حذف گردد (۴۱). در این مطالعه در ارتباط با کلیه فرمهای کوتاه، ضریب آلفای کل ابزار با حذف هیچ یک از سوالات مزبور افزایشی در حد ۰/۳ یا بیشتر نداشت، از این رو تغییری در تعداد گویه های ابزارها اعمال نشد. در این مطالعه همبستگی تمامی فرمهای کوتاه با OBI ۰/۹۸ گزارش شد، یعنی روایی همزمان آنها تایید گردید.

Schneider ضریب همبستگی بالای ۰/۵ را نشان دهنده ارتباط درون ابزاری قوی دانسته (۴۱) و Polit ضریب ≥ 0.7 را جهت روا دانستن ابزار قابل قبول می داند (۴۳). در مطالعه Hsueh روایی همزمان نسخه تایوانی ایندکس ۵ سوالی زمان پذیرش و ترخیص گروهی از بیماران مبتلا به سکتته و یا خونریزی مغزی با نسخه Collin ۱۰ سوالی مقیاس بارتل به ترتیب ۰/۷۴ و ۰/۹۴ گزارش شده (۳۴)؛ ضریب همبستگی بین نسخه سه سوالی Ellul و نسخه Collin ۱۰ سوالی مقیاس بارتل نیز در یک بررسی ۰/۹۴ قید شده است (۳۶)؛ این رقم در مطالعه Hobart در ارتباط با نسخه ۵، ۴ و ۳ سوالی به ترتیب ۰/۹۶، ۰/۹۵ و ۰/۹۳ گزارش شده، ضمناً در همین مطالعه اعتبار همزمان فرمهای کوتاه با FIM (Functional Independence Measure SF 36 PCS، (London Handicap Scale)LHS SF 36 Physical Component Summary) و SF 36 MCS (Score Component Summary) بررسی و تایید شده است (۳۲). در مجموع یافته های این پژوهش در زمینه اعتبار همزمان با مطالعات قبلی همخوانی نسبی دارد.

در ارتباط با تعیین اعتبار سازه به شیوه مقایسه گروههای شناخته شده، مطالعه حاضر در ارتباط با کلیه فرمهای کوتاه نشان داد میانگین نمرات کسب شده از هر یک از فرمهای کوتاه در گروههای سنی مختلف در سالمندان تفاوت معنی دار دارد؛ یعنی کلیه فرمهای کوتاه قادر به افتراق زیرگروههای نمونه مورد مطالعه بر اساس طبقه بندی سنی می باشند؛ در این ارتباط Minosso با استفاده از روشی مشابه، اعتبار ساختاری فرم کامل مقیاس بارتل را تایید نموده است (۲۲).

ترجمه فارسی نسخه شاه فرمهای کوتاه سه سوال Ellul؛ ۳، ۴ و ۵ سوالی Hobart جهت سنجش ناتوانی در سالمندان مقیم خانه سالمندان گلابچی کاشان

ادرا" و بالاترین ضریب به "حمام کردن" اختصاص داشت، لازم به ذکر است در مطالعه yang گویه ها بر اساس نسخه Collin نمره گذاری شده بود (۵۶). به نظر می رسد عواملی همچون ویژگیهای دموگرافیک واحدهای مورد بررسی، مطابقت فرهنگی نسخ ترجمه، نوع آموزش دریافتی توسط افراد ارزیاب و شیوه تکمیل ابزار در ایجاد تفاوتی مشاهده شده دخیل 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 ۵، ۴ و ۳ سوالی هوبارت و ۳ سوالی Ellul به ترتیب ۰/۹۳، ۰/۹۱، ۰/۸۳ و ۰/۹۱ محاسبه شد. لذا این ابزارها پایا هستند. Schneider و Lobiondo-Wood ضریب پایایی ≥ 0.7 را به عنوان سطح قابل قبول پایایی مطرح کرده اند (۴۱، ۴۸). Bohannon ضریب آلفای کرونباخ فرم سه سوالی Ellul را در گروهی از بیماران مبتلا به سکتته مغزی ۰/۸۳ گزارش کرده (۳۶)؛ Hsueh این ضریب را در ارتباط با فرم ۵ سوالی در زمان پذیرش و ترخیص بیماران مبتلا به سکتته و یا خونریزی مغزی به ترتیب ۰/۷۱ و ۰/۷۳ قید کرده است (۳۴). رقم مذکور در ارتباط با فرم سه سوالی Ellul در گروهی از سالمندان بیمار با استفاده از روش خودگزارش دهی ۰/۸۷۴ ثبت شده است (۳۷). در مطالعه Hobart نیز ضریب آلفای مقیاس بارتل ۵، ۴ و ۳ سوالی در بخش بازتوانی مبتلایان به بیماریهای عصبی در کشور انگلیس به ترتیب ۰/۸۸، ۰/۸۴ و ۰/۸ برآورد شده است (۳۲). احتمالاً توجه به تفاوت در نحوه نمره دهی مقیاس، نحوه تکمیل ابزار و ویژگیهای واحدهای مورد بررسی در تبیین علت اینگونه تفاوتها کمک کننده می باشند.

در مطالعه حاضر در ارتباط با همبستگی هر یک از سوالات فرمهای کوتاه پرسشنامه بارتل با نمره کل مقیاس مربوطه؛ در هیچ یک از ابزارها ضریب همبستگی هیچیک از سوالات با نمره کل ابزار کمتر از ۰/۳ نبود و تمامی آنها بالای ۰/۷ محاسبه شده بود. Schneider مطرح کرده برای اینکه ابزار پایا و از ثبات داخلی مطلوب برخوردار باشد، ممکن است لازم شود سوالاتی که همبستگی خیلی پایین (< 0.3) و یا خیلی بالا (> 0.7) با نمره کل ابزار دارند، حذف شوند؛ وی اضافه نموده در صورتی که حذف هر یک از این گونه سوالات، ضریب آلفای کل ابزار را

حسب شیوه جمع آوری اطلاعات مورد ارزیابی قرار گرفته، اعتبار پیش بین آنها مطالعه و توافق بین افراد ارزیاب نیز روی نمونه ای گسترده تر بررسی گردد.

سپاسگزاری

پژوهشگران برخوردارم می دانند از کلیه افرادی که در جمع آوری اطلاعات یاری دادند، بالاخص واحدهای پژوهش تشکر و قدردانی نمایند.

ابزارهایی روا و پایا می باشند؛ البته منحصر بودن محیط این پژوهش به یک مرکز جزء محدودیتهای این مطالعه می باشد؛ با این حال امید است نتایج برای ارزیابی وضعیت سالمندان، بررسی اثربخشی مداخلات توانبخشی و تعیین سطح مراقبتها و برآورد نیروی انسانی مورد نیاز در آسایشگاهها، مورد استفاده قرار گیرند و در مجموع در ارائه راهکارهای مناسب برای ارتقاء کیفیت زندگی در سالمندان مقیم خانه سالمندان به کار گرفته شوند. پیشنهاد می شود در مطالعات آتی این ابزارها در سالمندان ساکن جامعه، در انواع بیماری های مزمن و بر

منابع

- Hesamzadeh A, sayed Bagher Maddah S, Mohammadi F, Fallahi Khoshknab M, Rahgozar M. [Comparison of Elderly "Quality of Life" Living at Homes and in Private or Public Nursing Homes]. *Salmand* 2010; 4(14): 66-74. [Persian]
- Shahhosseini S, Taghdisi H, Rahgozar M, Fadayevatan R. [Barthel index and clinical outcome Elderly]. *Salmand Fall 2008- winter 2009*; 3(9-10): 57-62. [Persian]
- 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* 2007; 2(5): 332-8. [Persian]
- Pourreza A, khabiri Nemati R. [Health economics and aging]. *Salmand* 2007; 1(2): 80-7. [Persian]
- Shahbazi MR, Mirkhani M, Hatamizadeh N, Rahgozar M. [Disability assessments in Tehranian Elderly, 2007]. *Salmand Fall 2008- winter 2009*; 3(9-10): 81-9. [Persian]
- Davin B, Paraponaris A, Verger P. Demographic and socioeconomic factors associated with needs for home assistance among community – dwelling elderly. *Rev Epidemiol Sante Publique* 2005; 53(5): 509-24.
- 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. *Maturitas* 2004; 48(4): 381-92.
- Yaghmai F. [Introducing a new scale for activities of daily living]. *Journal of shahid beheshti nursing & midwifery faculty* 2006; 15(50): 3-12. [Persian]
- Nasser R, Doumit J. Validity and reliability of the Arabic version of activities of daily living (ADL). *BMC Geriatr* 2009; 9: 11.
- Bucks R, Ashworth D, Wilcock G and Siegfried K. Assessment of activities of daily living in dementia: A Daily living scale, Development of the Bristol Activities. *Age and Aging* 1996; 25: 113-20.
- 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.
- Alipour L, Safari Z, Davazdah Emami A. [Activity status of elderly residing]. *Journal of Isfahan Nursing & Midwifery Faculty* 2005; 28:7-11. [Persian]
- 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. [Persian]
- 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: 321-8.
- 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* 1996; 43: 22-9.
- 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.
- Kates PP. Measures of Adult General Functional Status. *Arthritis Rheum* 2003; 49(5S): S15-S27.
- University of Western Sydney. Barthel Index (BI). Available from: <http://www.maa.nsw.gov.au/default.aspx?MenuID=376>. Accessed July 6, 2010.

19. Hartigan I, Mahony DO. The Barthel Index: comparing inter-rater reliability between Nurses and Doctors in an older adult rehabilitation unit. *Appl Nurs Res* 2010; Article in Press.
20. 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, Kashan University of Medical Sciences & Health Services* 2011; 15(3): 213-224. [Persian]
21. 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: 641-7.
22. 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.
23. 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: e77-e84.
24. Yamada H, Takahashi R, Ozawa T. Basic activities of daily living of elderly inpatients. *Nippon Ronen Igakkai Zasshi* 1998; 35(1): 44-52.
25. 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.
26. 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.
27. 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 and Aging* 1997; 27: 369-74.
28. Sainsbury A, Seebass G, Bansal A, Young JB. Reliability of the barthel index when used with older people. *Age and Aging* 2005; 34: 228-32.
29. Shah S, Valency F, Cooper B. Improving the sensitivity of the Barthel Index for stroke rehabilitation. *J Clin Epidemiol* 1989; 42(8): 703-9.
30. Shah S, Valency F, Cooper B. Modified Barthel Index (Shah Version): self care assessment. Available from: <http://www.health.wa.gov.au/CircularsNew/attachments/143.pdf>. Accessed July 6, 2010.
31. Shah S. Sensitivity of Shah, Vanclay and Cooper's modified barthel index. *Clin Rehabil* 2000; 14: 551-2.
32. Hobart JC, Thompson AJ. The five item Barthel index. *J Neurol Neurosurg Psychiatry* 2001; 71: 225-30.
33. 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 and Aging* 1998; 27(2): 115-22.
34. Hsueh I-p, Lin J-H, Jeng J-S, Hsieh C-L. 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: 188-90.
35. Granger CV, Hamilton BB, Gresham GE, Kramer AA. The stroke rehabilitation outcome study: part II. Relative merits of the total Barthel index score and a four-item subscale in predicting patient outcomes. *Arch phys Med Rehabil* 1989; 70(2): 100-3.
36. 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.
37. Bohannon RW. Estimating total Barthel scores from just three items. *Age and aging* 2004; 33(3): 321-2.
38. Oveisgharan Sh, Shirani Sh, Ghorbani A, Soltanzade A, Baghaei A, Hosseini SH, et al. Barthel index in a middle-east country: Translation, validity and reliability. *Cerebrovasc Dis* 2006; 22: 350-4.
39. 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(39): 191-7. [Persian]
40. WHO. Process of translation and adaptation of instruments. Available from: http://www.who.int/substance_abuse/research_tools/translation/en/. Accessed July 6, 2010.
41. Schneider Z, Elliott D, Lobiondo-Wood G, Haber J. *Nursing Research*, 2thed. Philadelphia: Mosby, 2003.

42. Polit DE, Beck CT. Nursing Research: Generating and assessing evidence for nursing practice, 8th ed. London: Lipincott Williams & Wilkins, 2008.
43. Polit DF, Beck CT, Hungler DP. Essentials of Nursing Research, 5th ed. Philadelphia: Lippincott, 2001.
44. Burns N, Grove S. the practice of university research: conduct, critique and utilization, 5thed. St. Louis: Elsevier Saunders, 2005.
45. Shahvaroghi Farahani A, Azimian M, Fallahpoor M, Karimloo M. [Fatigue Severity Scale (FSS): Evaluatiopn of Reliability of the Persian Version among Persons with Multiple Sclerosis]. J Rehabil 2010; 10(4): 46-51. [Persian]
46. Akbari Sh., Shafaaroodi N, Akbarfahimi M, Ashayeri H, Kamali M. [The Correlation of Cognitive Status and Activities of Daily Living Performance in Right-handed Stroke Clients]. J Rehabil 2009; 10(2): 50-6. [Persian]
47. Karbakshe M, Zargar M, Khaji A. [Mechanism & outcome of hip fracture: a multi- center study]. Tehran Univ Med J 2006; 64(7): 37-46. [Persian]
48. Lobiondo-Wood G, Haber J. Nursing Research, 3thed. St. Louis: Mosby, 1994.
49. 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 Geriat 2009; 306-10.
50. 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): 273-297.
51. 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.
52. 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.
53. 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. Cerebro vasc Dis 2009; 27(2): 119-22.
54. Formiga F, Mascaro J, Pujol R. Inter-rater reliability of the barthel index. Age and Aging 2005; 34: 655-7.
55. Formiga F, Ortega C, Cabot C, Porrás F, Mascaro J, Pujol R. Interobserver concordance in functional assessment by barthel index. Revista Clinica Espanola 2006; 206(5): 230-2.
56. 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.