MEJDS. 2019; 9:92.

Published online 2019 Dec. **Research Article**

Psychometric properties of movement assessment battery for children-2 in 3-6 years old children in Isfahan

Sarrami L[1], *Ghasemi A[2], Arabameri E[3], Kashi A[4]

Author Address
1. PhD Candidate of Physical Education - Motor Development, Department of Physical Education, College of Humanities, Tehran Science and Research branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran;
2. Assistant Professor, Department of Physical Education, College of Humanities, Tehran Science and Research Branch, Islamic Azad University, Tehran, Iran;
3. Associated Professor, Department Motor Behavior, School of Physical Education and Sport Sciences, University of Tehran, Tehran, Iran;
4. Assistant Professor, Behavior Science department of sport science Research Institute, Tehran, Iran.
***Corresponding Author's Email:** a_gh_m2003@yahoo.com

Received: 2018 August 9**; Accepted:** 2018 Seotember 17

Abstract

Background & Objective: Movement assessment battery for children (MABC) is one of the most used assessment to distinguish children with movement difficulties. First edition of this assessment tool published in 1992 by Henderson and Sugden. In 2007, the second edition of a movement assessment battery for children–2 (MABC2) published and believed to have more strengthened psychometric properties. In this issue, a large body of literature has been conducted to assess the reliability and validity of this version of the assessment tool. However, most of these studies have been conducted in European, North American, and Far Eastern countries. Given this limitation, this study aimed to explore the psychometric properties of MABC2 in 3 – 6 years Old Iranian children.

Methods: Three hundred and eighty four typically developing 3 – 6 years old children (female=157, male=227) completed the test. The samples were selected from Isfahan (Isfahan province, Iran). All children`s parents were asked to fill out demographic questionnaire and announce their written agreement. Verbal agreement were also received from children. The institutional review board of the corresponding author's university approved this study. All the criteria for performing the test were provided according to the manual test. At the beginning of the test, each participant was briefly introduced to the test. Four assessors with at least 5 years' experience of testing performed the test. For interrater reliability, 56 children were assessed by two examiner, while one assessor performed the test and scored. For interrater design, same assessor tested 57 children in a one to two weeks interval. For inter and intra test reliability, intra class correlation coefficient (ICC) and standard error of mean (SEM) were used. Internal consistency of the test was evaluated using Cronbach's alpha. Structural validity of the test were also evaluated using confirmatory factor analysis. Fit indices were chosen based on Hu and Bentler (1999) suggestion as followed; X^2/df, RMSEA, RMR, CFI, GFI and NNFI. All the statistical analysis were set at 0.05. All data were analyzed using SPSS for Windows and LISREL 8.

Results: Descriptive statistic showed a similar standard score of Iranian children to normative sample. Cronbach's alpha showed that it was in a good range (p=0.80). Also all correlation among tasks and total score were significant (p<0.05). Results for inter and intra correlation coefficient was satisfying. ICC for interrater was excellent, between 0.93 – 0.99, and for interrater was in a good range (0.71–0.89). ICC for total test score were also excellent, for interrater (0.96) and good for intrarater (0.79). Data from confirmatory factor analysis affirmed three components model, including manual dexterity, aiming and catching and balance to be well fitted. All the fit indices were well fitted (χ^2/df=2.7, df=31, sig=<0.001, NNFI=0.93, CFI=0.93, GFI=0.92, RMSEA=0.071, RMR=0.080). Factor loading of all eight tasks on relative component were significant (0.31–0.82). Correlation between three components were also significant, but moderate.

Conclusion: The primary issue investigated in this study was to explore psychometric properties of movement assessment battery for children –2 in a new context of cultural setting in Iran. Results of this study revealed its reliability features were good. This data proof that MABC2 is able to reproduce reliable scores among 3–6 years Old Iranian children. In addition, no any task, which destroy construct of test, were not seen. While some of studies in different countries reported a problematic structure of MABC2 which may need some adjustment, our findings affirmed proposed three components test structure–manual dexterity, aiming and catching and balance–with related test items.

Keywords: Movement assessment battery for children–2 (MABC–2), Developmental coordination disorder (DCD), Reliability, Factor validity, Preschool children, Motor test.

[Downloaded from jdisabilstud.org on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.23222840.1398.9.0.68.0]

Copyright © 2016, MEJDS. This is an open-access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution-NonCommercial 4.0 International License (http://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/) which permits copy and redistribute the material just in noncommercial usages, provided the original work is properly cited.

مجله مطالعات ناتوانی ۱۳۹۸؛ (۹):۹۲.

انتشار برخط آذرماه ۱۳۹۸ مقاله پژوهشی اصیل

بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مجموعه آزمون ارزیابی حرکت کودکان ـ ۲ (MABC-2) در کودکان ۳تا۶سالهٔ شهر اصفهان

لیلا صرامی[۱]، *عبداله قاسمی[۲]، الهه عرب‌عامری[۳]، علی کاشی[۴]

توضیحات نویسندگان

۱. دانشجوی دکتری رشد و یادگیری حرکتی، گروه تربیت‌بدنی و علوم‌ورزشی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی، تهران، ایران؛

۲. استادیار، گروه تربیت‌بدنی و علوم‌ورزشی، واحد علوم و تحقیقات، دانشگاه آزاد اسلامی ، تهران، ایران؛

۳. دانشیار، گروه رفتارحرکتی، دانشکدهٔ تربیت‌بدنی و علوم‌ورزشی، دانشگاه تهران، تهران، ایران؛

۴. استادیار، پژوهشگاه تربیت‌بدنی و علوم‌ورزشی وابسته به وزارت علوم و تحقیقات و فناوری، تهران، ایران.

***رایانامهٔ نویسندهٔ مسئول:** a_gh_m2003@yahoo.com

تاریخ دریافت: ۱۸ مرداد ۱۳۹۷؛ **تاریخ پذیرش:** ۲۴ شهریور ۱۳۹۷

چکیده

زمینه و هدف: مجموعه آزمون ارزیابی حرکت کودکان ـ ۲ (MABC–2) از ابزارهای بسیار پرکاربرد جهت بررسی مشکلات حرکتی کودکان در سراسر جهان است. این پژوهش با هدف ارزیابی ویژگی‌های روان‌سنجی این آزمون در کودکان ۳تا۶سالهٔ شهر اصفهان صورت گرفت.

روش‌بررسی: مطالعهٔ حاضر از نوع مطالعات اعتباریابی با طرح یک‌نوبت آزمون‌گیری بود. این پژوهش در سال تحصیلی ۹۷ ـ ۱۳۹۶ با مشارکت ۳۸۴ کودک انجام پذیرفت که به‌صورت تصادفی طبقه‌ای انتخاب و همگی با استفاده از آزمون MABC–2 ارزیابی شدند. آلفای کرونباخ و ضریب همبستگی درون‌طبقه‌ای (ICC) و تحلیل عاملی تأییدی به‌ترتیب جهت همسانی درونی و پایایی درون و بین ارزیاب و تحلیل سازهٔ آزمون به‌کار رفت. داده‌ها نیز با نرم‌افزارهای SPSS و Liserel تحلیل شد.

یافته‌ها: مقدار آلفای کرونباخ برای همسانی درونی آزمون ۰/۸۰ به‌دست آمد. هر دو پایایی درون و بین ارزیاب نیز در دامنهٔ خوب و عالی ۰/۷۱تا۰/۸۹ و ۰/۹۳تا۰/۹۹ قرار داشتند. بررسی روایی عاملی آزمون نشان داد ساختار آزمون با سه عامل چالاکی دستی و هدف‌گیری و دریافت و نیز تعادل به‌درستی و با برازش مناسب شاخص‌های برازش (NNFI=۰/۹۳، GFI=۰/۹۲، CFI=۰/۹۳، x^2=۸۵/۲۶، RMSEA=۰/۰۷۱) طرح‌ریزی شدند.

نتیجه‌گیری: MABC–2 دارای روایی و پایایی مطلوب برای استفاده در جامعهٔ کودکان ۳تا۶سالهٔ فارسی‌زبان است و می‌توان در زمینه‌های مختلف بالینی و مطالعاتی از آن بهره برد.

کلیدواژه‌ها: مجموعه آزمون ارزیابی حرکت کودکان ـ ۲ (MABC–2)، روایی، پایایی، روایی عاملی، اختلال هماهنگی رشدی (DCD)، ارزیابی حرکتی، کودکان.

حق انتشار محفوظ است © ۱۳۹۵ ، مجله مطالعات ناتوانی. این یک مقاله با دسترسی آزاد است که تحت مجوز اختیار ـ غیرتجاری ۴/۰ بین‌المللی (https://creativecommons.org/licenses/by-nc/4.0/deed.fa) منتشر شده است که به شما اجازه می‌دهد که مواد منتشر شده در این مقاله را با شرط ارجاع مناسب به نسخهٔ اصلی، به‌طور غیرتجاری نسخه‌برداری و توزیع کنید.

[Downloaded from jdisabilstud.org on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.23222840.1398.9.0.68.0]

۱ مقدمه

تعامل بین کودک و محیط و نیازهای فرهنگی و نیز تکالیف حرکتی نقش مهمی در ایجاد تفاوت‌های فردی کودکان ایفا می‌کند. حدود۲۰درصد از کودکان در اجرا و یادگیری مهارت‌های حرکتی مشکل دارند. مهارت‌های حرکتی آنان به‌حدی ناقص است که نمی‌توانند به‌طور موفقیت‌آمیزی در ورزش‌ها و بازی‌ها، با همسن‌وسالان خود مشارکت داشته باشند. حرکت آن‌ها شامل مشکل‌های متعددی می‌شود: ازقبیل قضاوت‌های نادرست پی‌درپی در مسافت و زمان و ناتوانی در هماهنگ‌کردن حرکات پیچیدهٔ ضروری برای شرکت در ورزش‌ها و بازی‌های مربوط به سنشان و مشکل در مهارت‌های دستکاری مانند نوشتن، کپی‌کردن، نقاشی‌کشیدن و لباس‌پوشیدن (۱).

کودکان با مشکلات در اجرای مهارت‌های حرکتی ظریف و درشت و نیز نداشتن کنترل قامت، به‌عنوان کودکان دارای اختلال هماهنگی رشدی (DCD) تشخیص داده می‌شوند (۲،۳). DCD از اختلال‌های حرکتی و آسیب ویژه‌ای در هماهنگی حرکتی است که مشکلات حسی و عصب‌شناختی تشخیصی‌دادنی ندارد (۴) ؛ بدین‌معنا که برخلاف دیگر اختلال‌های رشدی مانند نشانگان داون و اختلال طیف اوتیسم، برای تعیین اختلال مذکور نیاز به بررسی‌های دقیق به‌وسیلهٔ ابزارهای معتبر و مطمئن بوده و این موضوع به‌دلیل نبود نشانه‌های مشخص از آسیب‌های جسمانی و عصب‌شناختی این اختلال است. گفته می‌شود ۴۶درصد از افرادی که در سنین کم (۵سالگی) از DCD رنج می‌برند، همچنان این مشکلات را در سن ۱۵سالگی به‌همراه دارند (۵)؛ بنابراین شناسایی این افراد از سنین کم، به حل معضل‌های مربوط به این اختلال کمک شایانی می‌کند. شناسایی این افراد قبل از سن ورود به مدرسه می‌تواند محدودیت‌های این قشر از کودکان را مشخص و اقدام‌های لازم را جهت حمایت‌های تحصیلی و اجتماعی از آنان برجسته سازد (۶). ازآنجاکه معیارهای اختلال ذکرشده دامنهٔ گسترده‌ای دارد (۱)، در طی دو دههٔ اخیر بحث دربارهٔ ابزارهای سنجش معتبر در این زمینه فراوان بوده است (۸ـ۶).

برای شناسایی DCD از ابزارهای مختلفی مانند آزمون تبحر حرکتی برونینکس ـ اوزرتسکی (BOT) و شاخص اختلال عملکرد حرکتی (MDI) و مجموعه آزمون ارزیابی حرکت کودکان (MABC) استفاده شده است. در سال‌های اخیر مجموعه آزمون ارزیابی حرکت کودکان (MABC) آزمون رایج‌تر جهت شناسایی کودکان با مشکلات حرکتی است (۱۰ـ۸). MABC-2 آزمون هنجار مرجع بوده که این امکان را به پژوهشگران می‌دهد تا به مقایسهٔ عملکرد حرکتی کودک با همتایانش بپردازند. آزمون دارای سه خرده‌مقیاس چالاکی دستی و هدف‌گیری و دریافت و نیز تعادل است که همگی در ارتباط با عملکرد روزانهٔ کودک در محیط پیرامون زندگی هستند؛ یعنی فعالیت‌های روزمرهٔ زندگی. هنجار به‌روزشدهٔ آزمون از نمونه‌های بریتانیایی و ایرلند شمالی تهیه شده است (۱۱). این آزمون به‌ویژه در کشورهای اروپایی کاربرد درخورتوجهی دارد. نسخهٔ یک آن در سال ۱۹۹۸ توسط هندرسون و ساگدن تدوین و در سال ۲۰۰۷ ویرایش دوم آن (MABC–2) ارائه شد. به‌گفتهٔ نویسندگان MABC–2 دارای ویژگی‌های روان‌شناختی قوی‌تری درمقایسه با نسخهٔ پیشین خود است (۱۱).

مطالعات مربوط به روان‌سنجی آزمون مذکور در ایران بسیار محدود است. نسخهٔ یک آن در سال ۱۳۹۴ توسط بادامی و همکاران اعتباریابی شد. نتایج حکایت از مقادیر مناسب روایی و پایایی آزمون در کودکان شهر اصفهان داشت (۱۲). تغییرهای نسبتاً زیادی در محتوا و مواد آزمون داده شده است؛ مانند تغییر در گروه‌های سنی، مواد سازنده، تغییرات در ساختار آزمون (حذف و اضافه‌شدن تکلیف‌های جدید) و غیره؛ بنابراین نمی‌توان ویژگی‌های روان‌سنجی نسخهٔ پیشین را بر نسخهٔ دوم تعمیم داد.

بررسی‌های روان‌سنجی نسخهٔ دوم در کشورهای مختلف نتایج ناهمسانی به‌همراه دارد (۷). در بحث پایایی آزمون برای نمونه می‌توان به مطالعه‌های انجام‌شده در کشورهای چین و یونان و هلند اشاره کرد. هوآ و همکاران همسانی درونی مقیاس MABC–2 را در دامنهٔ پذیرفتنی ۰/۲۶ تا ۰/۶۰ برای گزینه‌ها به‌دست آوردند. پایایی درون و بین ارزیاب نیز به‌ترتیب در دامنهٔ ۰/۸۳ تا ۰/۹۸ و ۰/۸۹ تا ۰/۹۹ بود که مقادیر عالی ICC را در دو نمره‌گذاری بیان می‌کند (۱۳). در پژوهش دیگر اسمیت انگلسمن و همکاران نشان دادند MABC–2 ابزاری پایا جهت سنجش عملکرد حرکتی کودکان سه‌ساله است. پایایی آزمون حتی با جایگزین‌کردن نمرات مفقودشده، مناسب به‌نظر می‌رسد (۱۴). الینودیس و همکاران نیز ضرایب پایایی را به‌غیر از تکلیف رسم ماز در سایر تکالیف خوب گزارش کردند. همهٔ این یافته‌ها بر پایایی به‌طور نسبی خوب آزمون دلالت می‌کند (۱۵). با این‌حال در روایی آزمون، نتایج کمی متناقض است. در مطالعهٔ شولز و همکاران یک‌عامل توانایی حرکتی عمومی دیده شد که روی همهٔ گزینه‌های دارای بار عاملی، معنادار بود (۱۶). پسوتا و بروم عنوان کردند این موضوع می‌تواند به‌دلیل مقادیر زیاد آلفای کرونباخ همسانی درونی آزمون، در پژوهش اسمیت انگلسمن باشد؛ با این‌حال در دیگر مطالعات این میزان از همسانی درونی زیاد، مشاهده نشد (۱۷). در طرف مقابل و برخلاف یافته‌های شولز، در تحقیق پسوتا و بروم مدل سه‌عاملی اختصاصی، مدل غالب در تحلیل سازهٔ آزمون، یعنی همان مدل پیش‌فرض توسط طراحان آزمون بود (۱۷). پیش از این هوآ و همکاران نیز مدل سه‌عاملی را در کودکان چینی تأیید کردند. با این تفاوت که تنها زمانی مدل، برازش مناسبی داشت که دو تکلیف رسم ماز و راه‌رفتن روی پنجه از آن حذف شود. تمامی این یافته‌ها از وجود اختلاف‌های احتمالی در بافت‌ها و زمینه‌های مختلفی خبر می‌دهد که آزمون در آن‌ها اجرا خواهد شد (۱۳).

باتوجه به مهم‌بودن به‌کارگیری ابزارهای معتبر جهت ارزیابی اختلال‌های حرکتی و همچنین اختلاف‌های آشکار در برخی جنبه‌های مربوط به روان‌سنجی هنجار آزمون در بافت‌ها و زمینه‌های مختلفی که آزمون در آن اجرا شده است، مطالعهٔ حاضر اهمیت خاصی دارد. گفتنی است طبق اطلاعات محقق، این مطالعه اولین پژوهش از نوع خود بر ردهٔ سنی اول آزمون در کشور است. به‌کمک نتایج این تحقیق می‌توان کمبود شواهد مطالعاتی مربوط به کاربردی‌بودن درخصوص استفاده از آزمون MABC–2 را در جامعهٔ هدف تا حدودی برطرف کرد؛ ازاین‌رو

[Downloaded from jdisabilstud.org on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.23222840.1398.9.0.68.0]

و باتوجه به گفته‌های پیشین، هدف از انجام تحقیق حاضر بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخهٔ دوم مجموعه آزمون ارزیابی حرکت کودکان در ردهٔ سنی اول (۳تا۶ سال) شهر اصفهان بود.

۲ روش‌بررسی

پژوهش حاضر از نوع تحقیق‌های اعتباریابی و طرح تحقیق شامل یک‌نوبت آزمون‌گیری از شرکت‌کنندگان بود. جامعهٔ آماریٔ را تمامی کودکان ۳تا۶سالهٔ شهر اصفهان تشکیل دادند که در سال تحصیلی ۱۳۹۵-۹۶ در مهدکودک‌ها و مراکز پیش‌دبستانی و مدارس تحت پوشش سازمان بهزیستی و آموزش‌وپرورش شهر اصفهان (۱۳۰۰۰ نفر) نام‌نویسی کردند. از این تعداد ۳۸۴ کودک به‌طور نمونه‌گیری خوشه‌ای تصادفی چندمرحله‌ای انتخاب شدند. معیارهای ورود شرکت‌کنندگان به مطالعه عبارت بود از: کودکان بدون داشتن اختلال‌های حرکتی و یادگیری و ذهنی. پس از اطلاع والدین از نحوه و هدف آزمون‌گیری‌ها، رضایت‌نامه مربوط به انجام آزمون به‌صورت کتبی دریافت شد.

از ابزار زیر در این پژوهش استفاده شد.

ـ مجموعه آزمون ارزیابی حرکت کودکان ـ ۲: این مجموعه (هندرسون و ساگدن و بارنت، ۲۰۰۷)، نسخهٔ بازنگری‌شدهٔ آزمون MABC (هندرسون و ساگدن، ۱۹۹۲) است. نسخهٔ بازنگری‌شده به‌همراه چک‌لیست امکان شناسایی اختلال‌ها را در عملکرد حرکتی در دامنهٔ سنی ۳تا۱۶ سال فراهم می‌سازد. آزمون از هشت ماده در دامنهٔ سنی ۳تا۶ساله و ۷تا۱۰ساله و ۱۱تا۱۶ساله تشکیل شده است. این مواد جنبه‌های مختلفی از توانایی حرکتی را می‌سنجد که شامل سه حیطهٔ حرکتی عمدهٔ چالاکی دستی (سه ماده) و مهارت‌های هدف‌گیری و دریافت (دو ماده) و تعادل (سه ماده) است. برای همهٔ مواد به‌غیر از مهارت‌های هدف‌گیری و دریافت، در صورت نیاز فرصت دو تلاش داده خواهد شد که بهترین تلاش کودک را برای نمرهٔ ماده در نظر می‌گیرند. کتابچهٔ راهنمای آزمون به‌طور شفاف راهنمایی‌هایی لازم را برای چگونگی نمره‌گذاری و هنگام ناتوانی کودک جهت انجام تکلیف، ارائه می‌کند. مواد آزمون به‌گونه‌ای تدوین شده است که کودک با هماهنگی خوب و هوش متوسط می‌تواند در مدت ۲۰تا۴۰ دقیقه تمامی آن‌ها را انجام دهد. برای هر کودک نمرهٔ خام ماده (مثلاً ثانیه یا تعداد دفعات تکرار) را می‌توان به نمرهٔ استاندارد ماده (ISS)، نمرهٔ استاندارد مؤلفه (مرکب) (CSS)، نمرهٔ استاندارد کلی (TSS) و نمرهٔ درصدی کل تبدیل کرد. در ردهٔ سنی اول (۳تا۶ساله‌ها) که در این مطالعه به‌کار رفت،۱۰ نمرهٔ ISS محاسبه می‌شود؛ زیرا دو ماده با هر دو دست از بدن انجام می‌گیرد. برای اهداف طبقه‌بندی می‌توان از نمرات استاندارد کل استفاده کرد. یکی از ویژگی‌های منحصربه‌فرد نسخهٔ دوم آزمون، سیستم چراغ راهنما بوده که برای سهولت به‌کارگیری در زمینه‌های بالینی، در کتاب راهنمای آزمون معرفی شده است. نمرهٔ TSS مساوی یا کمتر از ۵۶، کودک را در نقطهٔ درصدی زیر ۵صدم و ناحیهٔ قرمز و نمرهٔ بین ۵۷تا۶۷، کودک را بین رتبهٔ درصدی ۵تا۱۵ در ناحیهٔ زرد و نمرهٔ بیشتر از ۶۷ کودک را بیشتر از رتبهٔ درصدی ۱۵ و در ناحیهٔ سبز قرار می‌دهد. ناحیهٔ قرمز نشانهٔ اختلال حرکتی قطعی و ناحیهٔ زرد بیانگر احتمال و مشکوک به اختلال حرکتی و قرارگرفتن در ناحیهٔ سبز به‌معنای بودن کودک در وضعیت طبیعی حرکتی است. در زمینه‌های بالینی، این نقطه برش‌های رتبه درصدی (منظور ۵ و ۱۵) برای تشخیص و تعمیم دربارهٔ مداخلات به‌کار می‌رود (۱۸).

روش اجرای مطالعه به این ترتیب بود که ابتدا با بررسی ادبیات پیشینه دربارهٔ روایی و پایایی آزمون در سایر کشورها، خلأهای موجود در آن تحقیقات، ارزیابی پیشنهادهای مطالعات برای جنبه‌های کمتر کنکاش‌شدهٔ دیگر پژوهش‌ها و نیازهای لازم برای انجام در کشور ما آغاز شد. سپس کتابچهٔ راهنمای آزمون به‌دقت مطالعه شده و دستورعمل‌های ضروری جهت اجرای آزمون تحت سنجش قرار گرفت. نویسندهٔ اول به‌همراه سه آزمونگر دیگر اجرای آزمون را به‌عهده داشتند (۱۹). در ابتدا و پیش از شروع آزمون‌گیری برای تعدادی کودک در یکی از مهدکودک‌های شهر اصفهان به‌عنوان نمونه‌های تمرینی، آزمون برگزار شد. در این خلال، تمامی ایرادهای پیش‌آمده اصلاح شد تا جایی‌که شیوهٔ صحیح آزمون‌گیری براساس کتابچهٔ راهنمای آزمون به‌دست آمد. گفتنی است این تعداد کودک در نمونهٔ مطالعه وارد نشدند. سپس پرسشنامه‌ها ارائه و از والدین خواسته شد تا پرسشنامه‌های مربوط (دموگرافیک و رضایت‌نامه) را تکمیل کنند. برای انجام این کار محقق خود اجرا را بر عهده داشت. پرسشنامه‌ها با هماهنگی مدیر و معلم هر کلاس توزیع و جمع‌آوری شد. در ادامه ارزیابی پرسشنامه‌ها انجام پذیرفت. در ابتدا با بررسی پرسشنامهٔ اطلاعات شخصی، کودکان دارای هرگونه آسیب جسمی و ذهنی یا آسیب‌های مربوط به یادگیری و رشد، از نمونهٔ مطالعه خارج شدند. پس از تهیهٔ لیستی از کودکان واجد شرایط، این تعداد را مربیان و معلمان و مسئولان مهدکودک یا مدرسه نیز تأیید کردند. به‌منظور انجام پایایی بین ارزیاب، ۵۶ کودک توسط دو آزمونگر اجرا و نمره‌گذاری شدند. جهت بررسی پایایی درون ارزیاب نیز در فاصلهٔ زمانی حداکثر تا دو هفته برای ۵۷ نفر از شرکت‌کنندگان با ارزیاب مشابه، آزمون‌گیری صورت گرفت.

به‌منظور تحلیل داده‌ها، آمار توصیفی برای ارائهٔ جدول‌ها و رسم نمودارها به‌کار رفت. از آلفای کرونباخ جهت سنجش همسانی درونی و برای سنجش پایایی‌های درون و بین ارزیاب از ضریب همبستگی درون‌طبقه‌ای (ICC) استفاده شد. براساس نظر میلر مقادیر بیشتر از ۰/۶۰ برای اهداف اکتشافی پذیرفتنی و مقادیر بیشتر از ۰/۷۰ و ۰/۸۰ به‌ترتیب جهت اهداف تحلیل تأییدی مناسب و خوب در نظر گرفته می‌شود (۲۰). برای ICC مقادیر کمتر از ۰/۲ ضریب همبستگی ضعیف و بین ۰/۲ و ۰/۵ متوسط و بیشتر از ۰/۶ همبستگی خوب را نشان می‌دهد (۲۱). همچنین از تحلیل عاملی تأییدی برای سنجش روایی ساختاری آزمون بهره گرفته شد. قبل ازتحلیل داده‌ها، پیش‌فرض‌های روش چندمتغیری ارزیابی شد. برای تعیین نبودن داده‌های پرت، شاخص d2 ماهالانوبیس، تحت بررسی قرار گرفت و مشخص شد دادهٔ پرت وجود ندارد. برای ارزیابی نرمال‌بودن چندمتغیره، از ضریب ماردیا و نسبت بحرانی آن استفاده شد. براساس نظر قاسمی، مقادیر نسبت بحرانی بزرگتر از ۲/۵۸ به‌عنوان تخطی از فرض نرمال‌بودن چندمتغیره تلقی می‌شود (۲۲).در بین متخصصان معادلات ساختاری، دربارهٔ اینکه کدام‌یک از شاخص‌های برازندگی

[Downloaded from jdisabilstud.org on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.23222840.1398.9.0.68.0]

برآورد بهتری از مدل فراهم کرده، توافق کلی وجود ندارد؛ بنابراین پیشنهاد می‌شود ترکیبی از سه تا چهار شاخص گزارش شود (۲۳)؛ درنتیجه، در پژوهش حاضر و هم‌راستا با مطالعات تحلیل عاملی از بین شاخص‌های برازندگی شاخص‌های نسبت خی‌دو به درجهٔ آزادی (χ^2/df)، شاخص ریشهٔ میانگین مجذور برآورد تقریب (RMSEA)، شاخص ریشهٔ میانگین مجذور باقیمانده (RMR)، شاخص برازندگی مقایسه‌ای (CFI)، شاخص غیرهنجار بنتلر بونت (NNFI) و شاخص نیکویی برازش (GFI) استفاده شد. فرایند تحلیل داده‌ها با نرم‌افزارهای SPSS نسخهٔ ۲۱ و نیز LISREL8 صورت گرفت.

۳ یافته‌ها

اطلاعات توصیفی مربوط به شرکت‌کنندگان در این پژوهش به‌تفکیک جنس در جدول ۱ ارائه شده است.

جدول ۱. نتایج توصیفی مربوط به قد و وزن آزمودنی‌ها به‌تفکیک جنسیت شرکت‌کنندگان

متغیر	تعداد	قد	وزن
		میانگین±انحراف معیار	میانگین±انحراف معیار
دختر	۱۵۷	۱۱۱/۷±۶/۴	۱۸/۳۷±۳/۳
پسر	۲۲۷	۱۱۴/۳±۱۰/۱	۲۰/۵۵±۱۴/۵
مجموع	۳۸۴	۱۱۳/۲±۸/۸	۱۹/۶±۱۱/۳

جدول ۲ نتایج آزمون توصیفی متغیرهای مجموعه آزمون ارزیابی حرکت کودکان را نشان می‌دهد. در این جدول متغیرها ابتدا به‌صورت جداگانه، سپس در نمرهٔ کلی مؤلفهٔ کلی خود و در انتها برای نمرهٔ کلی آزمون بررسی شده است.

جدول ۲. نتایج توصیفی مجموعه آزمون ارزیابی حرکت کودکان ـ نسخهٔ دوم

رده‌های سنی	شاخص	
	میانگین	انحراف معیار
سکه در قلک دست برتر	۹/۰۷	۳/۶۷
سکه در قلک دست غیربرتر	۸/۶۹	۳/۹۵
نخ و مهره	۹/۹۱	۳/۹۵
رسم ماز	۹/۶۵	۲/۹۳
دریافت کیسه	۹/۵۷	۲/۹۰
پرتاب کیسه	۱۰/۶۵	۳/۱۶
تعادل ایستا پای برتر	۱۰/۵۳	۲/۹۱
تعادل ایستا پای غیربرتر	۱۰/۱۰	۳/۱۸
راه‌رفتن پاشنه بالا	۹/۶۰	۳/۴۴
پرش روی مت	۸/۶۵	۴/۱۶
نمرهٔ کلی چالاکی دستی	۹/۸۶	۳/۴۶
نمرهٔ کلی هدف‌گیری دریافت	۱۰/۵۴	۲/۸۹
نمرهٔ کلی تعادل	۹/۶۲	۳/۶۷۷
نمرهٔ کل آزمون MABC-2	۹/۸۷	۳/۳۱

در جدول ۲ مشاهده می‌شود میانگین کل نمرهٔ خرده‌مقیاس چالاکی دستی شرکت‌کنندگان ۳/۴۶±۹/۸۶، میانگین کل نمرهٔ هدف‌گیری و دریافت ۲/۸۹±۱۰/۵۴، میانگین کل نمرهٔ تعادل ۳/۶±۹/۶۲ و میانگین نمرهٔ کلی آزمون ۳/۳۱ ± ۹/۸۷ است.

به‌منظور بررسی همسانی درونی مجموعه آزمون ارزیابی حرکت کودکان—نسخهٔ دوم از روش آلفای کرونباخ استفاده شد. نتیجهٔ محاسبات انجام‌شده جهت برآورد پایایی عامل‌های آزمون، مقدار ضریب آلفا را در خرده‌مقیاس‌های چالاکی دستی و تعادل به‌ترتیب برابر با ۰/۸۰۹ و ۰/۷۷۵ نشان داد. میزان آلفای کرونباخ برای نمرهٔ کلی آزمون نیز ۰/۸۰۶ به‌دست آمد که این میزان بیشتر از نقطهٔ برش ۰/۸۰ است؛ بنابراین همسانی این مؤلفه‌ها و نمرهٔ کلی آزمون خوب بوده است؛ اما تنها مؤلفهٔ هدف‌گیری و دریافت، مقدار آلفای برابر با ۰/۳۱۵ داشت که میزان پذیرفتنی نیست.

جهت بررسی پایایی درون و بین آزمونگر در مجموعه آزمون ارزیابی

[Downloaded from jdisabilstud.org on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.23222840.1398.9.0.68.0]

حرکت کودکان—نسخهٔ دوم، همبستگی درون‌خوشه‌ای (ICC) به‌کار رفت. همان‌طورکه در جدول ۳ ملاحظه می‌شود، نتیجهٔ محاسبات صورت‌گرفته برای برآورد پایایی درون آزمونگر و بین آزمونگر عامل‌های آزمون مشخص کرد مقدار ضریب ICC برای خرده‌مقیاس‌های آزمون بیشتر از ۰/۷ بوده که از نقطهٔ برش بیشتر است و بیان می‌کند این آزمون پایایی درون و بین آزمونگر خوبی دارد.

مطابق با جدول ۳، پایایی درون آزمونگر با استفاده از ضریب ICC در عامل چالاکی دستی ۰/۷۷، در هدف‌گیری دریافت ۰/۷۸، در تعادل ۰/۸۲ و در نمرهٔ کلی ۰/۷۹ است. همچنین پایایی بین آزمونگر در کمترین حالت ۰/۹۴ برای عامل تعادل و در بیشترین حالت ۰/۹۸ در عامل چالاکی دستی مشاهده می‌شود. پایایی بین آزمونگر نیز ۰/۹۶ برای نمرهٔ کل آزمون است. کمترین خطای معیار میانگین در گزینه‌ها به دریافت کیسه و بیشترین به گزینهٔ رسم ماز مربوط می‌شود. در پایایی بین آزمونگر نیز انداختن سکه در قلک کمترین خطای معیار میانگین و عامل تعادل ایستا با پای غیربرتر بیشترین را دارد. حداقل تفاوت تشخیص‌دادنی SDD در عامل‌ها ۰/۳۸ در پایایی بین آزمونگر در ارتباط با چالاکی دستی و بیشترین آن در عامل تعادل و نیز در پایایی بین آزمونگر کمترین برای عامل تعادل و بیشترین مربوط به هدف‌گیری و دریافت است.

جدول ۳. نتایج پایایی درون و بین آزمونگر مجموعه آزمون ارزیابی حرکت کودکان ـ ۲

تکلیف	درون آزمونگر	بین آزمونگر
	ICC	ICC
سکه در قلک دست برتر	۰/۷۹	۰/۹۹
سکه در قلک دست غیربرتر	۰/۸۵	۰/۹۷
نخ و مهره	۰/۷۱	۰/۹۸
رسم ماز	۰/۷۳	۰/۹۹
دریافت کیسه	۰/۷۷	۰/۹۶
پرتاب کیسه	۰/۷۹	۰/۹۹
تعادل ایستا پای برتر	۰/۸۹	۰/۹۳
تعادل ایستا پای غیربرتر	۰/۷۶	۰/۹۰
راه‌رفتن پاشنه بالا	۰/۸۱	۰/۹۸
پرش روی مت	۰/۸۳	۰/۹۵
نمرهٔ کلی چالاکی دستی	۰/۷۷	۰/۹۸
نمرهٔ کلی هدف‌گیری دریافت	۰/۷۸	۰/۹۷
نمرهٔ کلی تعادل	۰/۸۲	۰/۹۴
نمرهٔ کل آزمون MABC-2	۰/۷۹	۰/۹۶

به‌منظور تحلیل عاملی تأییدی، در ابتدا پیش‌فرض‌های استفاده از تحلیل عاملی بررسی شد که در این مطالعه مقدار ضریب ماردیا، ۰/۱۰۱ و نسبت بحرانی آن، ۰/۱۳۲ به‌دست آمد. باتوجه به کوچکتربودن نسبت بحرانی ضریب ماردیا از ۲/۵۸، می‌توان نتیجه گرفت فرضیهٔ نرمال‌بودن چندمتغیره، رعایت شده است. جدول ۴ نتایج تحلیل عاملی تأییدی مجموعه آزمون ارزیابی حرکت کودکان— نسخهٔ دوم را در مدل اندازه‌گیری نشان می‌دهد.

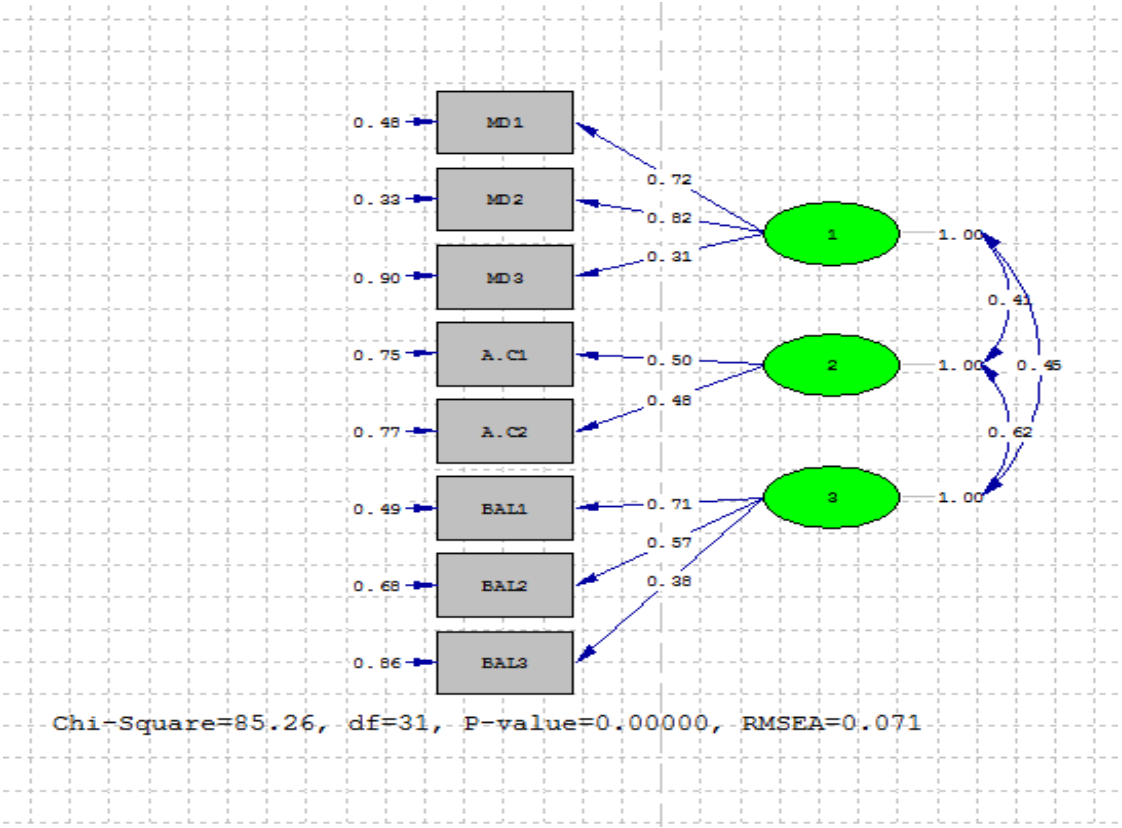
جدول ۴. شاخص‌های برازش تحلیل عاملی تأییدی

شاخص‌های برازش مدل اندازگیری	مقادیر پذیرفتنی	مدل سه‌عاملی
کای اسکوئر (χ^2)	وابسته به حجم نمونه	۸۵/۲۶
درجهٔ آزادی	وابسته به حجم نمونه	۳۱
نسبت کای اسکوئر به درجهٔ آزادی (χ^2/df)	۳ >	۲/۷
مقدار احتمال	–	۰/۰۰۱
شاخص غیرهنجار بنتلر بونت (NNFI)	۰/۹۰ <	۰/۹۳
شاخص برازندگی مقایسه‌ای (CFI)	۰/۹۰ <	۰/۹۳
شاخص نیکویی برازش (GFI)	۰/۹۰ <	۰/۹۲
شاخص ریشهٔ میانگین مجذور برآورد تقریب (RMSEA)	۰/۰۸ >	۰/۰۷۱
شاخص ریشهٔ میانگین مجذور باقیمانده (RMR)	۰/۰۸ >	۰/۰۸۰

[Downloaded from jdisabilstud.org on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.23222840.1398.9.0.68.0]

براساس نتایج جدول ۴، شاخص‌های CFI و GFI و NNFI بیشتر از ۰/۹۰ و شاخص RMSEA کمتر از ۰/۰۸ است که پذیرفتنی‌بودن شاخص‌های برازندگی و درنتیجه برازش مناسب مدل تحلیل عاملی تأییدی با داده‌ها را بیان می‌کند. همچنین شاخص RMR نشان می‌دهد خطای مدل بسیار ناچیز و برازش انجام‌شده پذیرفتنی بوده است. این نتایج برای مدل سه‌عاملی مشاهده شد.



شکل ۱. بار عاملی استانداردشدهٔ مدل اندازه‌گیری مجموعه آزمون ارزیابی حرکت کودکان ـ ۲

۴ بحث

هدف اصلی از پژوهش حاضر بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی مجموعه آزمون ارزیابی حرکت کودکان ـ نسخهٔ دوم در جامعهٔ کودکان ۳تا۶سالهٔ شهر اصفهان بود. MABC–2 به‌عنوان ابزاری پرکاربرد در زمینهٔ شناسایی اختلال‌های حرکتی شناخته می‌شود (۱۴). کاربرد این آزمون در سراسر دنیا گسترده بوده و با این‌حال مطالعات جهت روان‌سنجی آن در ایران بسیار محدود است.

نتایج مربوط به پایایی آزمون در مطالعهٔ حاضر نشان داد مقادیر به‌دست‌آمدهٔ همسانی درونی آزمون، در دامنهٔ گسترده‌ای قرار دارد. میزان کلی آلفای کرونباخ برای نمرهٔ کلی ۰/۸۰ بود که با حذف هریک از مواد آزمون میزان آلفا افزایش زیادی را نشان نداد؛ بدین‌معنا که تکلیفی دارای نقش مغایر با رویکرد کلی سازهٔ آزمون، در ساختار آزمون وجود ندارد. این نتایج هم‌راستا با دیگر مطالعات همچون اسمیت انگلسمن و همکاران و کمی بیشتر از مقادیر حاصل توسط هو و همکاران است (۱۳،۱۴).

در پایایی درون و بین ارزیاب‌ها نیز مقادیر ICC بسیار راضی‌کننده بود. همگی این مقادیر در دامنه‌های خوب و عالی بوده که نشان می‌دهد MABC–2 توانایی بازتولید نمراتی با اطمینان زیاد را دارد. یافته‌های حاصل در این مطالعه بسیار شبیه به نتایج هوآ و همکاران و نیز الینودیس در کودکان یونانی است. از دلایل ممکن برای به‌دست‌آمدن نتایج مشابه در زمینهٔ پایایی آزمون در اغلب مطالعات، می‌تواند سادگی و مفهوم‌بودن دستورعمل‌های اجرا و نمره‌گذاری آزمون باشد؛ به‌طوری‌که در اجرای آزمون، آزمونگران در مواقع بسیار نادری با ابهام در نمره‌گذاری مواجه شدند.

در تحلیل عاملی تأییدی مدل سه‌عاملی آزمون تحت راستی‌آزمایی قرار گرفت. تمامی شاخص‌های برازش در دامنهٔ مطلوب بوده و معیارهای برازش مطلوب براساس معیارهای پیشنهادی هوپر و همکاران به‌دست آمد (۲۴). در همهٔ تکالیف بارهای عاملی متغیرها روی مؤلفه‌های مربوط، زیاد (>۵۰) و تنها در یک‌تکلیف رسم ماز میزان بار عاملی در محدودهٔ مرزی معناداری، کم بود (۰/۳۱). نکتهٔ جالب اینکه دو تکلیف دیگر مؤلفهٔ چالاکی دستی، بارهای عاملی زیاد (۰/۷۲ و ۰/۸۲)، داشتند؛ ازاین‌رو به‌نظر می‌رسد تکلیف رسم ماز دارای توانایی ضعیف‌تری درمقایسه با سایر تکالیف این مؤلفه برای تمایز سطح کنترل چالاکی دستی در کودکان ۳تا۶ساله باشد. این یافتهٔ پژوهش حاضر در مطالعه‌های پیشین نیز تأیید شده است (۱۳،۱۶،۱۷). به‌هرحال بیان می‌شود جهت بهبود سازهٔ آزمون شاید نیاز به تجدیدنظر در این تکلیف باشد. با همهٔ این تفاسیر یافته‌های مذکور از روایی عاملی

[Downloaded from jdisabilstud.org on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.23222840.1398.9.0.68.0]

خوب تکالیف حرکتی در این ردهٔ سنی حمایت و مدل هشت‌آیتمی پژوهش الینودیس و همکاران و برخلاف تحقیق شولز است. شولز عاملی عمومی را که بر تمامی مواد آزمون دارای بار عاملی بوده، رد می‌کند.

نتایج حاصل از پژوهش حاضر در بسیاری از جنبه‌ها مقایسه‌پذیر با مطالعهٔ هوآ و همکاران در کشور چین است. در تحقیق هو، دو مادهٔ رسم ماز و راه‌رفتن روی پنجه در تمامی زمینه‌ها مشکل داشت. نتایج آن‌ها نشان داد در صورت حذف این دو ماده مقدار آلفای کرونباخ کلی آزمون به‌شدت افزایش می‌یابد. همچنین این دو ماده دارای مقادیر ICC کمتر در پایایی درون و بین ارزیاب بود. در روایی سازه نیز مدل تنها زمانی دارای برازش شد که حذف این دو آزمون از ساختار آن صورت گرفت؛ یعنی مدل شش‌آیتمی جهت استفاده در کودکان ردهٔ سنی اول در کشور چین پیشنهاد شد (۱۳)؛ درحالی‌که در مطالعهٔ حاضر به‌جز مقدار کمتر مادهٔ رسم ماز در بار عاملی مربوط بر مؤلفهٔ چالاکی دستی، مشکل دیگری در این زمینه دیده نشد. نتایج به‌دست‌آمده از پژوهش حاضر تأییدی بود بر مطالعهٔ مشابه که بادامی و همکاران در سال ۱۳۹۴ انجام دادند. هر دو این یافته‌ها پایایی آزمون را خوب دانسته و بر ساختار سه‌عاملی آن تأکید کردند.

محدودیت این پژوهش استفاده از کودکان یک‌شهر از کشور بوده و جهت تعمیم به سایر نقاط جغرافیایی باید احتیاط لازم صورت پذیرد؛ ازاین‌رو پیشنهاد می‌شود مطالعاتی با ظرفیت نمونه‌گیری از مناطق آزمون را در جامعهٔ مطالعه‌شده تأیید می‌کند. این نتایج هم‌راستا با نتایج جغرافیایی بیشتر و همچنین دیگر کودکان با و بدون مشکلات حرکتی در تمامی سنین انجام شود تا درک بهتری از آزمون مذکور در جامعهٔ ایرانی به‌وجود آید.

۵ نتیجه‌گیری

به‌طورکلی نتایج پژوهش حاضر نشان داد آزمون MABC–2، پایایی و روایی عاملی مناسبی برای استفاده در کودکان ۳تا۶سالهٔ شهر اصفهان دارد. روایی ساختاری سه‌عاملی آزمون در این ردهٔ سنی تأیید شده است؛ یعنی با انجام این آزمون متخصصان و درمانگران می‌توانند نیمرخ حرکتی کودکان را در سه حیطهٔ چالاکی دستی و مهارت‌های دریافت و پرتاب و نیز تعادل بررسی کنند. همچنین یافته‌های مربوط به پایایی مشخص کرد آزمون دارای توانایی اعتماد جهت تولید نتایج باثبات در اندازه‌گیری‌های مکرر است. با این‌حال فرآیند ارزیابی روایی و پایایی ابزار باید با بیش از یک‌رویکرد و فن آماری انجام شود.

۶ تشکر و قدردانی

نویسندگان مقاله از تمامی مسئولان ادارهٔ بهزیستی و آموزش‌وپرورش استان اصفهان و والدین و کودکان جهت همکاری در اجرای پژوهش تشکر و قدردانی می‌کنند. این مطالعه بخشی از رسالهٔ دکتری لیلا صرامی در دانشگاه آزاد واحد علوم و تحقیقات تهران است.

References

1. Savelsbergh G, Davids K, van der Kamp J, Bennett SJ. Development of movement coordination in children: applications in the field of ergonomics, health sciences and sport. First edition. London, UK: Routledge; 2013. doi:10.4324/9780203389669
2. Summers J, Larkin D, Dewey D. Activities of daily living in children with developmental coordination disorder: Dressing, personal hygiene, and eating skills. Hum Mov Sci. 2008;27(2):215-29. doi:10.1016/j.humov.2008.02.002
3. Geuze RH. Postural control in children with developmental coordination disorder. Neural Plast. 2005;12(2-3):183-96. doi:10.1155/NP.2005.183
4. American Psychiatric Association. Diagnostic and statistical manual of mental disorders (DSM-5®). Fifth edition. New York, USA: American Psychiatric Pub; 2013.
5. Cantell MH, Smyth MM, Ahonen TP. Clumsiness in adolescence: Educational, motor, and social outcomes of motor delay detected at 5 years. Adapt Phys Activ Q. 1994;11(2):115-29. doi:10.1123/apaq.11.2.115
6. Larkin D, Rose E. Early identification of children with developmental coordination disorder. In: Sugden D, Chambers M. Children with developmental coordination disorder. First edition. London, UK: Whurr; 2005, pp:155-67.
7. Venetsanou F, Kambas A, Ellinoudis T, Fatouros I, Giannakidou D, Kourtessis T. Can the movement assessment battery for children-test be the “gold standard” for the motor assessment of children with developmental coordination disorder? Res Dev Disabil. 2011;32(1):1-10. doi:10.1016/j.ridd.2010.09.006
8. Niemeijer AS, van Waelvelde H, Smits-Engelsman BCM. Crossing the North Sea seems to make DCD disappear: cross-validation of movement assessment battery for children-2 norms. Hum Mov Sci. 2015;39:177-88. doi:10.1016/j.humov.2014.11.004
9. Valentini NC, Ramalho MH, Oliveira MA. Movement assessment battery for children-2: Translation, reliability, and validity for Brazilian children. Res Dev Disabil. 2014;35(3):733-40. doi:10.1016/j.ridd.2013.10.028
10. Kita Y, Suzuki K, Hirata S, Sakihara K, Inagaki M, Nakai A. Applicability of the movement assessment battery for children-to Japanese children: A study of the age band 2. Brain and Development. 2016;38(8):706-13. doi:10.1016/j.braindev.2016.02.012
11. Henderson SE, Sugden DA, Barnett AL. Movement assessment battery for children-2: Movement ABC-2: Examiner's manual. New York, USA: Pearson; 2007.

[Downloaded from jdisabilstud.org on 2026-11-05]
[DOR: 20.1001.1.23222840.1398.9.0.68.0]

12. Badami R, Nezakatalhossaini M, Rajabi F, Jafari M. Validity and reliability of the movement assessment battery for children for 6-year-old children of Isfahan city. 2015;7(1):105-22. [Persian] doi:10.22059/JMLM.2015.54508
13. Hua J, Gu G, Meng W, Wu Z. Age band 1 of the movement assessment battery for children-second edition: exploring its usefulness in mainland China. Res Dev Disabil. 2013;34(2):801-8. doi:10.1016/j.ridd.2012.10.012
14. Smits-Engelsman BCM, Niemeijer AS, van Waelvelde H. Is the movement assessment battery for children-2nd edition a reliable instrument to measure motor performance in 3 year old children? Res Dev Disabil. 2011;32(4):1370-7. doi:10.1016/j.ridd.2011.01.031
15. Ellinoudis T, Evaggelinou C, Kourtessis T, Konstantinidou Z, Venetsanou F, Kambas A. Reliability and validity of age band 1 of the movement assessment battery for children – second edition. Res Dev Disabil. 2011;32(3):1046-51. doi:10.1016/j.ridd.2011.01.035
16. Schulz J, Henderson SE, Sugden DA, Barnett AL. Structural validity of the movement abc-2 test: factor structure comparisons across three age groups. Res Dev Disabil. 2011;32(4):1361-9. doi:10.1016/j.ridd.2011.01.032
17. Psotta R, Brom O. Factorial structure of the movement assessment battery for children test—second edition in preschool children. ercept Mot Skills. 2016;123(3):702-16. doi:10.1177/0031512516666072
18. Brown T, Lalor A. The movement assessment battery for children--second edition (MABC-2): a review and critique. Phys Occup Ther Pediatr. 2009;29(1):86-103. doi:10.1080/01942630802574908
19. Livesey D, Coleman R, Piek J. Performance on the movement assessment battery for children by Australian 3- to 5-year-old children. Child Care Health Dev. 2007;33(6):713-19. doi:10.1111/j.1365-2214.2007.00733.x
20. Miller MB. Coefficient alpha: A basic introduction from the perspectives of classical test theory and structural equation modeling. Struct Equ Modeling. 1995;2(3):255-73. doi:10.1080/10705519509540013
21. Landis JR, Koch GG. The measurement of observer agreement for categorical data. Biometrics. 1977;33(1):159-74. doi:10.2307/2529310
22. Ghasemi V. Structural equation modeling in social research with application Amos Graphics. Tehran, Iran: Jameshenasan; 2011. [Persian]
23. Hu L-t, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. Struct Equ Modeling. 1999;6(1):1-55. doi:10.1080/10705519909540118
24. Hooper D, Coughlan J, Mullen MR. Structural equation modelling: Guidelines for determining model fit. Electronic Journal of Business Research Methods. 2008;6(1):53-60. Available from: http://mural.maynoothuniversity.ie/6596/1/JC-Structural-Equation.pdf
25. Nunnally JC. Psychometric Theory (McGraw-Hill series in psychology). Second edition. Pennsylvania, USA: McGraw-Hill; 1967.

[Downloaded from jdisabilstud.org on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.23222840.1398.9.0.68.0]

[Downloaded from jdisabilstud.org on 2026-11-05]

[DOR: 20.1001.1.23222840.1398.9.0.68.0]