

## ارزیابی پایایی و روایی سازه آزمون رشد حرکتی درشت (اولریخ ۲) در کودکان استان سمنان

محمدعلی سلطانیان<sup>\*</sup> (M.A)، احمد فرخی<sup>۱</sup> (Ph.D)، راهب قربانی<sup>۲</sup> (Ph.D)، علی‌اکبر جابری‌مقدم<sup>۳</sup> (Ph.D)، مهشید زارع‌زاده<sup>۴</sup> (Ph.D)

۱- دانشگاه سمنان، دانشکده علوم انسانی، گروه تربیت بدنی

۲- دانشگاه تهران، دانشکده تربیت بدنی و علوم ورزشی

۳- دانشگاه علوم پزشکی سمنان، دانشکده پزشکی، مرکز تحقیقات فیزیولوژی و گروه پزشکی اجتماعی

۴- دانشگاه کرمان، دانشکده تربیت بدنی و علوم ورزشی

### چکیده

سابقه و هدف: با توجه به ضرورت سنجش مهارت‌های حرکتی بنیادی به عنوان اهمیت همه جانبی‌های که بر سایر جنبه‌های رشد دارد، و همچنین با توجه به کمبود آزمون‌های معتبر و استاندارد در این حیطه، هدف این تحقیق، بررسی پایایی و همچنین روایی سازه آزمون رشد حرکات درشت (Test of gross motor development-2، TGMD-2) در کودکان ۷ تا ۱۱ ساله استان سمنان است.

مواد و روش‌ها: آزمون اولریخ ۲ دارای دو خرده‌آزمون (جایه‌جایی و کنترل شی) است که هر یک شش مهارت حرکتی بنیادی را مورد سنجش قرار می‌دهد. در این مطالعه ۱۲۷۷ کودک (دختر و پسر) ۷ تا ۱۱ ساله استان سمنان برای بررسی پایایی (همسانی درونی و بازآزمایی) و همچنین روایی سازه (از طریق تحلیل عاملی) شرکت داشتند.

یافته‌ها: دامنه ضریب الای کرون باخ برای پایایی همسانی درونی بین ۰/۶۰ تا ۰/۷۸ و همچنین ضریب همبستگی بازآزمایی (آزمون - آزمون مجدد) برای خرده‌آزمون جایه‌جایی ۰/۸۹ و برای خرده‌آزمون کنترل شی ۰/۸۶ به دست آمد. تحلیل عاملی، ساختار دو عاملی و صحت تعلق هر یک از متغیرها به عامل مربوطه را تأیید کرد.

نتیجه‌گیری: آزمون رشد حرکتی درشت-۲ می‌تواند آزمون مناسبی برای ارزیابی رشد حرکات درشت کودکان ۷ تا ۱۱ سال استان سمنان باشد.

واژه‌های کلیدی: مهارت‌های حرکتی، رشد کودک، آزمون رشد حرکات درشت، پایایی، روایی سازه، سمنان

### مقدمه

و شرایط محیطی است [۲]. عنصر اصلی رشد حرکتی، مهارت‌های حرکتی-بنیادی هستند [۳]. این مهارت‌ها که به دو گروه عمده یعنی مهارت‌های جایه‌جایی و مهارت‌های دستکاری تقسیم می‌شوند، اساس رشد مهارت‌های حرکتی زندگی روزمره و همچنین مهارت‌های تخصصی- ورزشی محسوب می‌شوند [۵،۶]، به طوری که فقدان رشد الگوهای

رشد که تمامی جنبه‌های رفتار آدمی را شامل شده، یک فرایند مداوم است که با تشکیل سلول تخم آغاز، و تنها با مرگ خاتمه می‌یابد [۱]. رشد حرکتی به تغییرات پیش‌رونده در رفتار حرکتی در سراسر دوره زندگی اطلاق می‌شود که حاصل تعامل بین نیازهای تکلیف، ویژگی‌های بیولوژیکی فرد

در این بررسی شاخص‌های روایی آزمون نیز مورد پذیرش قرار گرفت.

على‌رغم تائید روایی و پایابی آزمون فوق در چندین جامعه از جمله شهر تهران، ولی به دلیل تاثیرگذاری فرهنگ بر رشد حرکتی [۱۸] نمی‌توان تاییج آزمون‌های رشدی سایر جوامع را مورد استفاده قرار داد؛ به عبارت دیگر به علت متفاوت بودن ویژگی‌های رشدی در جوامع مختلف، استفاده از هنجارهای رشدی یک فرهنگ برای فرهنگی دیگر، نمی‌تواند وضعیت رشد آن کودکان را به درستی نشان دهد [۱۹].

با توجه به نکات فوق و همچنین از آن‌جائی که هیچ مقیاس روا و پایابی در زمینه رشد حرکتی که مطابق شرایط کودکان استان سمنان تهیه شده باشد، وجود ندارد؛ هدف این مطالعه، بررسی پایابی و روایی سازه آزمون رشد حرکات درشت ۲ (اولریخ ۲) در کودکان ۷ تا ۱۱ استان سمنان است. در این تحقیق پایابی آزمون از طریق همسانی درونی و بازآزمایی و روایی آزمون نیز با تحلیل عاملی اکتشافی و تائیدی مورد بررسی قرار گرفته است.

## مواد و روش‌ها

مطالعه حاضر به منظور تعیین روایی سازه و پایابی آزمون اولریخ ۲ است که در فاصله زمانی اردیبهشت ۸۹ تا شهریور ۹۰ اجرا شد. جامعه آماری تحقیق را کلیه دانش‌آموزان ۷ تا ۱۱ ساله دختر و پسر استان سمنان تشکیل می‌دهد. که از بین آن‌ها ۶۵۱ دختر و ۶۲۶ پسر به عنوان نمونه آماری برگزیده شدند. با توجه به وسعت جامعه مورد مطالعه، از روش نمونه‌گیری خوشای، طبقه‌بندی و چندمرحله‌ای استفاده شد. برای انتخاب نمونه‌ها ابتدا کل استان به سه منطقه شرق، غرب و مرکز تقسیم شد؛ در گام دوم از هر منطقه چند شهر و روستا (با توجه به شرایط اقتصادی، فرهنگی، جمعیتی و اقلیمی) انتخاب شدند در نهایت از شهرهای پرجمعیت استان (سمنان و شاهرود) از هر جنس سه دبستان (شمال، مرکز و جنوب شهر) و از شهرهای متوسط (دامغان و گرمسار) از هر جنس دو دبستان (شمال و جنوب) و از شهرهای کم‌جمعیت و روستاها

بالیده در حرکات بنیادی، پیامدهای مستقیمی بر توانایی‌های فرد در انجام مهارت‌های حرکتی دوره‌های بعدی دارد؛ علاوه بر این، تأخیر در رشد این مهارت‌ها منجر به مشکلاتی در ادراک بصری [۶]، ضعف در یادگیری [۷] و حتی اختلالات رفتاری خواهد شد [۸]. بنابراین ارزیابی رشد مهارت‌های حرکتی بنیادی در دوران کودکی از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. بدون شک، بدون یک ابزار معتبر و استاندارد به دست آوردن شناختی صحیح و کامل از ویژگی مورد نظر غیر ممکن است. اکثر آزمون‌هایی که برای سنجش رشد حرکتی ساخته شده‌اند، رشد حرکتی را به صورت کمی می‌سنجند؛ ولی چون کودکان از نظر جسمانی و حرکتی هنوز در حال رشد به سر می‌برند، این گونه آزمون‌ها، آزمون‌های مناسبی به نظر نمی‌رسند [۹]. اولریخ (Ulrich) در سال ۱۹۸۵ آزمونی برای سنجش کیفی رشد حرکتی طراحی کرد [۱۰]؛ این آزمون پس از تجدید نظر در سال ۲۰۰۰ به آزمون رشد حرکتی درشت ۲ (اولریخ ۲) یا اولریخ ۲۰۰۰ مشهور شد. شواهد قابل قبولی از پایابی و روایی این آزمون برای کودکان آمریکایی توسعه اولریخ گزارش شد؛ در این گزارش ضریب همسانی درونی آزمون برای دختران ۰/۹۳ تا ۰/۹۵ و برای پسران بین ۰/۹۳ تا ۰/۹۶، ضریب آزمون – آزمون مجدد بین ۰/۸۶ تا ۰/۹۶ و ضریب پایابی نمره‌گذاران ۰/۹۸ تا ۰/۹۸ اعلام شد؛ روایی آزمون نیز از طریق تحلیل عاملی (اکتشافی و تائیدی)، روایی ملاکی پیش‌بین و تمایز سی مورد تائید قرار گرفت [۱۱]. همچنین پایابی و روایی این آزمون را در کشورهایی مانند یونان [۱۲]، هلند [۱۳]، بلژیک [۱۴]، هنگ‌کنگ [۱۵، ۱۶] مورد تائید قرار گرفته است. در داخل کشور نیز زارع‌زاده [۱۷] روایی و پایابی آزمون را در کودکان ۳ تا ۱۱ ساله تهران مورد بررسی قرار داد؛ در این مطالعه ضریب پایابی همسانی درونی خردۀ آزمون جابه‌جایی (از ۰/۶۵ تا ۰/۸۸) و خردۀ آزمون کنترل شی (از ۰/۶۹ تا ۰/۷۸) و ضریب بازآزمایی خردۀ آزمون جابه‌جایی و کنترل شی به ترتیب ۰/۶۵ و ۰/۸۵ و "ضریب نمره‌گذاری نیز برای دو خردۀ آزمون بالای ۰/۹۵ به دست آمد؛ همچنین

روایی سازه از طریق تحلیل عاملی اکتشافی و با روش تحلیل مولفه اصلی (با چرخش پروماس) و با استفاده از نرم افزار spss نسخه ۱۵) مورد ارزیابی قرار گرفت. برای تائید کفایت حجم نمونه از آزمون کایزرس میرالکین (Kaiser Meyer Olkin) و همچنین برای بررسی پیش فرض کرویت (بررسی ماتریس ضرایب همبستگی بین متغیرها در Bartlet's Test of Sphericity) از آزمون کرویت بارتلت (Bartlett's Test of Sphericity) استفاده شد.

تحلیل عاملی تائیدی و محاسبه شاخص های نیکویی برآذش به وسیله نرم افزار LISREL نسخه ۸/۸) صورت گرفت.

## نتایج

پایابی همسانی درونی: همسانی درونی یکی از شیوه های اندازه گیری پایابی محتواست که در این مطالعه از طریق روش آماری آلفای کرونباخ محاسبه شد. جدول ۱ ضرایب پایابی همسانی درونی را برای خرده آزمون های جابه جایی و کنترل شی نشان می دهد.

جدول ۱. ضرایب پایابی همسانی درونی خرده آزمون ها

ضرایب همسانی درونی	تعداد		جنس
	کنترل شی	جابه جایی	
۰/۶۰	۰/۶۶	۶۵۱	دختر
۰/۷۸	۰/۷۷	۶۲۶	پسر

پایابی زمانی (آزمون-آزمون مجدد): برای بررسی پایابی زمانی آزمون اولریخ ۲ از روش باز آزمایی (آزمون-آزمون مجدد) استفاده شد؛ برای این منظور آزمون اولریخ ۲ روی ۳۰ آزمودنی که از نمونه آماری انتخاب شده بودند، طی دو مرتبه (به فاصله ۱۵ تا ۱۸ روز) اجرا شد که نتایج آن در جدول ۲ دیده می شود.

تحلیل اکتشافی: آزمون کرویت بارتلت معنی داری مناسبی را نشان می دهد ( $\chi^2 = ۲۴۹۲/۴۵$ ،  $df = ۶۶$  و  $p = ۰/۰$ ) که

یک دبستان از هر جنس به طور تصادفی انتخاب شدند. در مجموع ۵۰ دبستان از کل استان (۲۰ دبستان روستایی و ۳۰ دبستان شهری) در این تحقیق شرکت داشتند. با توجه به جمعیت ۸۰ درصد دانش آموزی شهری، انتخاب تعداد نمونه نیز بر اساس این نسبت صورت پذیرفت.

ابزار تحقیق آزمون رشد حرکات درشت ۲ (اولریخ ۲) بود. این آزمون در منابع سنجش و رشد حرکتی از جمله رایج ترین آزمون های سنجش به شمار می آید [۱۲]. آزمون فوق از دو خرده آزمون و هر خرده آزمون از شش مهارت تشکیل یافته است: خرده آزمون جابه جایی از مهارت های (دویدن، یورتمه رفتن، لی لی کردن، گام کشیده جهیدن، پرش طول و سُرخوردن) و خرده آزمون کنترل شی از مهارت های (ضریب به یک توپ ثابت با پا، پرتاپ توپ از بالای شانه و غلتاندن توپ از زیر شانه). هر یک از مهارت های فوق از طریق ۳ تا ۵ ملاک عمل کردی مورد ارزیابی قرار می گیرد. جهت نمره گذاری، کودک هر مهارت را دو بار اجرا می کند؛ در هر بار اجرای کودک اگر همان طور که آزمون مشخص کرده انجام شود، نمره یک و در غیر این صورت نمره صفر داده می شود. مجموع ملاک های عمل کردی هر خرده آزمون ۲۴ است. نمره ملاک های عمل کردی هر مهارت جمع زده می شود تا نمره هر مهارت به دست آید؛ سپس با جمع زدن نمره های مهارت های مربوط به هر خرده آزمون، نمره خام خرده آزمون مربوطه (مجموعاً ۴۸) به دست می آید [۱۱]. نمره گذاری ۷۰ درصد آزمودنی ها هم زمان با اجرای مهارت ها توسط آزمونی ها صورت گرفت و نمره گذاری ۳۰ درصد دیگر آزمودنی ها از روی فیلم صورت گرفت (ابتدا از اجرای این گروه فیلم برداری شده بود).

### روش های آماری

برای تعیین پایابی همسانی درونی از روش آماری همبستگی درون طبقه ای (از طریق آلفای کرونباخ) استفاده شد. ضریب باز آزمایی (آزمون-آزمون مجدد) نیز از طریق ضریب همبستگی پیرسون محاسبه شد.

خرده آزمون جابه جایی و عامل دوم نیز نشان دهنده سازه کنترل شی است.

تحلیل عاملی تائیدی: برای تأیید عامل های استخراج شده از آزمون، مدل تحلیل عاملی تأییدی اجرا شد بر اساس جدول ۴ آماره مجدور خی دو ( $\chi^2$ ) که میزان تفاوت ماتریس مشاهده شده و برآورد شده را اندازه میگیرد و عدم معنی داری آن برآش مدل را با داده ها نشان می دهد، برای داده های این تحقیق معنی دار است؛ ولی ایراد این آماره حساس بودن نسبت به حجم نمونه است، یعنی در نمونه های با حجم بالا امکان عدم معنی داری آن کاهش می یابد. بنابراین از شاخص های دیگر مورد استفاده قرار گرفته است که نتایج آن در جدول ۴ آمده است.

حاکی از وجود روابط قابل کشف بین متغیرهایی است که قرار است مورد تحلیل عاملی قرار گیرند. شاخص KMO برابر با ۰/۸۸۶ است که نشان دهنده کفاایت نمونه مورد تحلیل است. به عبارت دیگر نتایج دو آزمون فوق فرض واحد بودن ماتریس همبستگی را رد و داده ها برای انجام عاملی و حجم نمونه کفاایت می کند.

همان طور که جدول ۳ نشان می دهد قبل از چرخش همه مهارت های دو خرد آزمون روی عامل اول دارای بار عاملی نسبتاً بالایی هستند، همچنانی با توجه به سهم (۴۵/۳۲) درصدی این عامل در تبیین واریانس کل می توان گفت، عامل فوق (اول) اصلی ترین سازه رشد حرکتی را نشان می دهد. دو عامل استخراج شده با استفاده از روش پروماکس چرخش داده شدند. با توجه به ضرایب عاملی به دست آمده هر یک از مهارت ها بعد از چرخش می توان گفت عامل اول منعکس کننده

جدول ۲. ضرایب پایابی زمانی (آزمون - آزمون مجدد) خرد آزمون ها

ضریب همبستگی	نمره گذاری اول		نمره گذاری دوم		خرده آزمون ها
	میانگین	انحراف استاندارد	میانگین	انحراف استاندارد	
۰/۸۹	۶/۸	۳۴/۷	۷/۲	۳۵/۵	خرده آزمون جابه جایی
۰/۸۶	۷	۲۹/۲	۵/۷	۳۹/۹	خرده آزمون کنترل شی

جدول ۳. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی آزمون اولریخ ۲ قبل و بعد از چرخش

عامل ۲	بعد از چرخش		قبل از چرخش		مهارت ها
	عامل ۱	عامل ۲	عامل ۱	عامل ۲	
۰/۰۲	۰/۶۷	-۰/۲۸	۰/۶۲	-۰/۲۸	دویدن
-۰/۲۱	۰/۷۰	-۰/۴۱	۰/۴۵	-۰/۴۱	بورتمه رفتن
-۰/۰۱	۰/۷۲	-۰/۳۲	۰/۶۴	-۰/۳۲	لی لی کردن
۰/۲۰	۰/۴۰	-۰/۰۷	۰/۵۳	-۰/۰۷	گام کشیده جهیدن
۰/۱۰	۰/۶۲	-۰/۲۲	۰/۶۵	-۰/۲۲	پرش طول
۰/۰۰	۰/۶۵	-۰/۲۸	۰/۵۹	-۰/۲۸	سر خوردن
۰/۴۵	۰/۱۴	۰/۱۸	۰/۵۰	۰/۱۸	ضریبه به توب ثابت با دست
۰/۷۱	-۰/۰۹	۰/۴۱	۰/۵۳	۰/۴۱	دریبل درجا
۰/۳۷	۰/۳۴	۰/۰۴	۰/۶۲	۰/۰۴	دریافت توب
۰/۵۲	۰/۱۶	۰/۲۰	۰/۵۸	۰/۲۰	ضریبه به توب ثابت با پا
۰/۷۰	-۰/۰۷	۰/۴۰	۰/۵۳	۰/۴۰	پرتاب توب از بالای شانه
۰/۷۶	-۰/۱۱	-۰/۲۸	۰/۵۵	-۰/۲۸	غلتاندن توب از زیر شانه
۳/۱۲	۳/۳۷	۱/۰۸	۳/۸۹	۱/۰۸	مقدار ویژه

جدول ۴. شاخص های برازنده‌گری دو عاملی آزمون اولریخ ۲

NNFI	NFI	RMSEA	GFI	$\chi^2 / df$	p-value	Df	$\chi^2$	مدل
۰/۹۸	۰/۹۸	۰/۰۳۵	۰/۹۸	۲/۵۹	۰/۰۰۰	۴۹	۱۲۷/۲۷	دو عاملی

پژوهش‌های خود پایایی محتوایی آزمون اولریخ را از طریق محاسبه ضریب همسانی درونی مورد تائید قرار داده‌اند.

پایایی زمانی: ضریب همبستگی آزمون-آزمون مجدد برای خردۀ آزمون‌های کنترل شی و جابه‌جایی به ترتیب ۰/۸۶ و ۰/۸۹ به دست آمد (جدول ۲). مهم‌ترین نکته در برآورد پایایی به روش بازآزمایی، استعداد انتقال اثر در فاصله اجرای دو آزمون است، اگر زمان دو اجرا به هم نزدیک باشد آشتایی آزمون‌ها در مرحله اول ممکن است باعث سهولت در اجرای آزمون شود. همچنین اگر فاصله بین دو اجرا زیاد باشد، در آزمون‌هایی که تغییرات ناشی از رشد، آموزش و تجربه مطرح است بر نتایج آزمون دوم تاثیرگذار است. همچنین عدم همکاری آزمودنی‌ها به علت اعتراض به سنجش دوم خصوصاً آزمون‌هایی که وقت‌گیر و خسته‌کننده باشد ممکن است منجر به اشتباه عمدى در آزمون دوم شود؛ به هر حال عوامل فوق در میزان ضریب همبستگی تاثیرگذار است. با توجه به مطلب فوق و همچنین با توجه به ضرایب بازآزمایی به دست آمده از پژوهش‌های هاری و رید [۲۳]، اولریخ [۱۱]، هون و همکاران [۲۴] و سیمونز و همکاران [۱۴] می‌توان برآورد پایایی زمانی آزمون اولریخ ۲ را از طریق بازآزمایی با فاصله حدود ۱۵ روز مناسب دانست. زارع‌زاده [۱۷] با فاصله زمانی ۱۲ روز آزمون را اجرا کرد در مطالعه زارع‌زاده ضریب ثبات جابه‌جایی نسبت به خردۀ آزمون کنترل شی به طور قابل توجهی کم‌تر بود (۰/۶۵ در برابر ۰/۸۵) وی این مدت را برای خردۀ آزمون جابه‌جایی طولانی دانسته و معتقد است ۱۲ روز باعث ایجاد تغییر در آزمودنی‌ها در اثر تمرین و یادگیری می‌شود؛ البته این مطلب را برای خردۀ آزمون کنترل شی به علت دقیق‌تر بودن نسبت به خردۀ آزمون جابه‌جایی، صادق نمی‌داند.

## بحث و نتیجه‌گیری

پایایی همسانی درونی: ضریب آلفای به دست آمده در زمینه پایایی همسانی درونی برای خردۀ آزمون‌های کنترل شی و جابه‌جایی به ترتیب برای دختران ۶۰ و ۶۶ و برای پسران ۷۷ و ۷۷/۰ است. هر چند حداقل مقدار قابل قبول برای آلفا ۰/۶۵ ذکر شده است [۲۰]؛ ولی برخی منابع این مقدار تا ۰/۶۰ در تحقیقات توصیفی کاهش داده‌اند [۲۱]. در تحقیق زارع‌زاده [۱۷] ضرایب فوق برای هشت گروه سنی نمونه در مورد خردۀ آزمون جابه‌جایی بین ۰/۶۵ و ۰/۸۸ و برای خردۀ آزمون کنترل شی بین ۰/۶۹ و ۰/۷۸ به دست آمد که تقریباً با ضرایب به دست آمده در این تحقیق یکسان است. این ضرایب در مطالعه اولریخ [۱۱] بین ۰/۸۶ تا ۰/۹۱ گزارش شده است که بالاتر از ضرایب به دست آمده از کودکان ایرانی (استان سمنان و شهر تهران) است.

متناوب بودن مهارت‌ها با توانایی کودکان آمریکایی و مشکل بودن مهارت‌ها برای کودکان جامعه ایرانی، می‌تواند ضرایب بالاتر کودکان آمریکایی را نسبت به کودکان استان سمنان و شهر تهران توجیه نماید، چون هر چه مواد یک آزمون برای یک گروه از آزمودنی بهتر قابل اجرا باشد (توانایی گروه با مواد آزمودنی تناسب داشته باشد)، نمره واقعی آزمون را بهتر می‌توان برآورد کرد، در نتیجه خطای آزمون نیز کم‌تر می‌شود [۲۲]؛ بالعکس عدم تناسب توانایی گروه با مواد آزمودنی باعث می‌شود اختلافات یا پراکندگی در توانایی‌ها به خوبی نمایان نشود و این مسئله باعث کاهش ضریب پایایی می‌شود.

علاوه بر یافته‌های زارع‌زاده [۱۷]، اولریخ [۱۱]، اوایلینو و همکاران [۱۲] و سیمونز و همکاران [۱۴] نیز در

استان سمنان جهت شناسایی تا خیرات رشدی در زمینه حرکتی استفاده کرد.

چون این نمونه محدود به کودکان استان سمنان بوده، پیشنهاد می شود آزمون روی کودکان سایر استان ها نیز مورد بررسی قرار گیرد؛ همچنین پیشنهاد می شود روش های دیگر برای ارزیابی روایی و پایابی نیز مورد استفاده قرار گیرد.

## تشکر و قدردانی

بدین وسیله پژوهش گران مراتب تشکر خود را از مسئولین ادارات آموزش و پژوهش و همچنین مدیران و معلمان مدارس در سطح استان که همکاری صمیمانه ای در اجرای این پژوهش داشته اند، اعلام می دارند.

## منابع

[1] Gallahue DL, Ozmun JC. Understanding motor development: Infant, children, adolescent, adult. 6th ed. McGraw-Hill International Edition 2001.

[2] Bahram A, Shafizade M. Understanding life span motor development. Bamdad 2005. (Persian).

[3] Reeves L, Broeder CE, Kennedy-Honeycutt L, East C, Matney L. Relationship of fitness and gross motor skills for five to six yr old children. Percept Mot Skills 1999; 89: 739-747.

[4] Cleland FE, Gallahue DL. Young children's divergent movement ability. Percept Mot Skills 1993; 77: 535-544.

[5] Burton AW, Miller DE. Movement skill Assessment. Champaign, IL: Human Kinetics 1998.

[6] Lefebvre C, Reid G. Prediction in ball catching by children with and without a developmental coordination disorder. Adapt Phys Act Q 1998; 15: 299-315.

[7] Woodard RJ, Woodward RJ, Surburg PR. Midline crossing behavior in children with learning disabilities. Adapt Phys Act Q 1999; 16: 155-166.

[8] Cairney J, Hay J, Faught B, Corna LM, Flouris A. Developmental coordination disorder, age, and play: a test of the divergence in activity-deficit with age hypothesis. Adapt Phys Act Q 2006; 23: 261-276.

[9] Goshi F, Demura S, Kasuga K, Sato S, Minami M. Selection of effective tests of motor ability in preschool children based on pass or fail criteria: Examination of reliability, objectivity, and rate of passing. Percept Mot Skill 1999; 88: 169-181.

[10] Burton AW, Rodgerson RW. New perspectives on the assessment of movement and motor abilities. Adapt Phys Act Q 2001; 18: 347-365.

[11] Ulrich DA. Test of gross motor development. 2nd ed. Austin, TX: Pro-Ed 2000.

[12] Evaggelinou C, Tsigilis N, Pappa A. Construct validity of the test of gross motor development: A cross-validation approach. Adapt Phys Act Q 2002; 19: 483-495.

[13] Houwen S, Visscher C, Hartman E, Lemmink KA. Gross motor skills and sport participation of children with visual impairments. Res Q Exerc Sport 2007; 78: 16-23.

[14] Simons J, Daly D, Theodorou F, Caron C, Simons J, Andoniadou E. Validity and reliability of TGMD-2 in 7-10 yr. Flemish children with intellectual disability. Adapt Phys Activ Q 2008; 25: 71-82.

[15] Wong KYA, Cheung SY. Structural validity of the test of gross motor development-2. AAHPERD national convention and

روایی سازه: بر طبق مدل عاملی که اولریخ [۱۱] در مورد آزمون اولریخ ۲ ارائه داده است، چنین فرض شده که عامل جابه جایی شامل شش متغیر دوییدن، یورتمه رفتن، لی لی کردن، گام کشیده جهیدن، پرش طول و سر خوردن است و دیگر متغیرها یعنی ضربه به توپ با دست، دریبل کردن، دریافت توپ، ضربه به توپ با پا، پرتاب توپ و غلتاندن توپ به عامل کنترل شیء مربوط می باشند؛ نتایج تحلیل عاملی اکتشافی در این تحقیق ساختار دو عاملی فوق را مورد تأیید قرار داد. این نتایج با یافته های اوایلینو [۱۲]، سیمونز [۱۴] و ونگ و چیونگ [۱۵] هم خوانی دارد.

زارع زاده [۱۷] نیز نیز وجود دو عامل جابه جایی و کنترل شی را از طریق تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد ولی در این تحقیق دو مهارت پرش طول و غلتاندن توپ از زیر شانه دارای بازگیری نابه جا بودند؛ یعنی بار عاملی مهارت پرش طول روی خرده آزمون کنترل شی و مهارت غلتاندن توپ از زیر شانه روی خرده آزمون جابه جایی بیشتر بود؛ از علل احتمالی این تفاوت می توان به متدائل نبودن این مهارت ها در بازی های کودکان شهر تهران و رایج بودن نوعی از بازی های بومی - محلی در بین کودکان استان سمنان که با مهارت های فوق شباهت دارد، اشاره کرد.

شاخص های نیکویی مورد استفاده در تحلیل عاملی تائیدی، تعلق متغیرها (مهارت ها) به دو عامل جابه جایی و کنترل شی را برای کودکان جامعه این تحقیق و همچنین روابط درونی اجزاء آزمون را مورد تأیید قرار داد.

مشابه به نتایج به دست آمده در مورد شاخص های نیکویی برآذش اولریخ [۱۱]، اوایلینو و همکاران [۱۴] سیمونز و همکاران [۱۴] و ونگ چیونگ [۱۶] تابع مطلوب ساختار دو عاملی آزمون را برای نمونه مورد مطالعه خود تأیید کردند. نتایج این تحقیق، در رابطه با پایابی و روایی آزمون اولریخ ۲، مطالعات دیگران را مورد تأیید و حمایت قرار می دهد. لذا می توان از این ابزار به عنوان ابزاری پایا و روا برای سنجش مهارت های حرکتی بنیادی کودکان ۷ تا ۱۱ سال

- [20] Zhang J, Zhang D, Chen L. Validity and reliability of the wood motor success screening tool in a special physical education learning laboratory. *Percept Mot Skill* 2004; 99: 1251-1256.
- [21] Armitage P, Theodore C. Encyclopedia of biostatistics. John Wiley & Sons Ltd 1998.
- [22] Skordilis EK, Douka A, Spartali I, Koutsouki D. Depth perception of elementary school students with qualitatively evidenced locomotor impairments. *Percept Mot Skill* 2004; 99: 501-518.
- [23] Linn R. Educational measurement. 3th ed. American council on education. & National council on measurement in education. 1988.
- [24] Harvey WJ, Reid G. Motor performance children with attention-deficit hyperactivity disorder: A preliminary investigation. *Adapt Phys Act Q* 1997; 14: 189-202.
- [25] Houwen S, Visscher C, Hartman E, Lemink KA. Gross motor skills and sport participation of children with visual impairments. *Res Q Exerc Sport* 2007; 78: 16-23.
- [16] Wong KY, Cheung SY. Confirmatory factor analysis of the test of gross motor development-2. *Meas Phys Educ Exerc Sci* 2010; 14: 202-209.
- [17] Zare Zade M. Determining reliability and validity of test of gross motor development (Ulrich, 2000) in 3-11 aged children of Tehran city. doctoral dissertation. Tehran Univ Fac Phys Educ Sport sci 2010. (Persian).
- [18] Chui MM, Ng AM, Fong AK, Lin LS, Ng MW. Differences in the fine motor performance of children in Hong Kong and the United States on the Bruninks-Oseretsky test of motor proficiency. *Hong Kong J Occup Ther* 2007; 17: 1-9.
- [19] Balakrishnan T, Rao CS. Interrater reliability of bilateral coordination of Broninks-Oseretsky test of motor proficiency & performance of Indian children compared with USA norms. *Indian J Occup Ther* 2007; 38: 55-59.

Archive of SID

# Evaluation of the reliability and construct validity of test of gross motor development-2 (Ulrich 2) in children of Semnan province

Mohammad Ali Soltanian (M.A)<sup>\*1</sup>, Ahmad Farokhi (Ph.D)<sup>2</sup>, Raheb Ghorbani (Ph.D)<sup>3</sup>, Ali Akbar Jaber Moghaddam (Ph.D)<sup>2</sup>, Mahshid Zarezade (Ph.D)<sup>4</sup>

1-Dept. of Physical education and Sport Sciences, Faculty of Human Science , University of Semnan , Semnan, Iran

2 - Faculty of Physical Education and Sport Sciences, University of Tehran, Tehran, Iran

3 - Physiology Research Center, and Dept. of Social Medicine, Semnan University of Medical Sciences, Semnan, Iran

4 - Faculty of Physical Education and Sport Sciences, University of Kerman, Kerman, Iran

(Received: 10 Dec 2011 Accepted: 04 Mar 2012)

**Introduction:** The purpose of this study was to assess the validity and reliability of the second edition of test of gross motor development (TGMD-2; Ulrich) in 7-11 aged children of Semnan province, Iran.

**Materials and Methods:** TGMD-2 measures 12 fundamental movement skills divided evenly into locomotor and object control subtests. 1277 children (651 girls and 626 boys) aged from seven to eleven years were participated.

**Results:** Cronbach's alpha coefficients for the two subtests were ranged from 0.60 to 0.78, and test-retest reliability was from 0.86 to 0.89. Two-factor structure of TGMD-2 and proper assignment of skills to locomotor and object control factors were supported for our population.

**Conclusion:** Based on our findings, we conclude that the TGMD-2 is an appropriate tool to examine the gross motor skills in this population.

**Keywords:** Motor skills, Child development, Gross motor development test, Reliability, Construct validity, Semnan

\* Corresponding author: Fax: +98 231 3324083; Tel: +98 221 3366310  
msoltanian1345@yahoo.com