**Motor Behavior \ Research Paper** **Volume 13, No 44, 2022 , Page 93 - 124**

# Psychometric properties of the Perceived Motor Competence Questionnaire in Childhood

**Hesam Ramezanzade[1], Bita Arabnarmi[2], Elahe Bandali[3], Fateme Khalilian[4]**

1- PhD of Motor Behavior, Assistant Professor, Department of Sport Science, School of Humanities, Damghan University

2- PhD of Sport Management, Assistant Professor, Department of Sport Science, School of Humanities, Damghan University

3- Assistant Professor of Sport Management, School of Humanities, University of Neyshabur

PhD Student of Sport Management, University of Tehran

**Received:** **Accepted:**

## Abstract

The purpose of this study was to determine the validity and reliability of Persian version of the Perceived Motor Competence Questionnaire in Childhood. This questionnaire includes two dimensions of perceived competence of locomotion skills (includes running, standing broad jump, hopping and leaping) and perceived competence of object-control skills (includes throwing, catching, kicking and bouncing). For this purpose, 184 students aged 7 to 13 years (95 girls and 89 boys) were selected and they completed a 24-item of Perceived Motor Competence Questionnaire. Cronbach's alpha coefficient was used to determine the reliability of the questionnaire and structural validity was used to determine the validity of the questionnaire using confirmatory factor analysis, convergent validity, group differences and age differences. Results of confirmatory factorial analysis and Cronbach's alpha showed that the Persian version of this questionnaire confirmed the two-factor structure of the initial questionnaire and it has an acceptable internal consistency. Also, the validity of this instrument was confirmed by convergent validity method (positive and significant correlation between perceived motor competence and real motor competence), age differences (higher perceived motor competence in younger children) and group differences (higher perceived motor competence of boys than girls). The Persian version of the Perceived Motor Competence Questionnaire in Childhood has acceptable validity and reliability and teachers and educators are suggested to use this questionnaire to evaluate perceived motor competence especially in middle and final childhood (7 to 13 years old)

**Key words**: confirmatory factorial analysis, convergent validity, internal consistency, perceived motor competence

THIS WORK IS LICENSED UNDER A CREATIVE COMMONS ATTRIBUTION 4.0 INTERNATIONAL LICENSE.

## Introduction

Motor Competence is defined as the ability to perform a wide range of motor actions and has recently been considered as the ability to perform fundamental motor skills (1, 2). Considerable literature confirms the association between motor competence, perceived motor competence and health behaviors and physical activity (1, 3-6). Some researchers believe that the assessment of perceived motor competence using self-conception assessment tools is incorrect (7) and it is unclear whether children perceive themselves based on physical fitness such as coordination, strength of flexibility or not (8). Two pictorial scale of perceived competence that have been developed so far (9, 10) can only be used for early childhood (ages 4 to 8 years). Therefore, Dreiskaemper et al (2018) designed a questionnaire aligned to the actual motor competence that assess the perceived motor competence of children in secondary childhood (7 to 12 years) (11). The purpose of this study is to investigate the psychometric properties of this questionnaire to be used as an important tool to assess children's perceived motor competence if approved in the Iranian children.

## Methodology

The statistical sample included 184 students aged 7 to 13 (95 girls and 89 boys). Each group of girls and boys were divided into three age groups of 7-8 years, 9-11 years and 12-13 years. The perceived motor competence questionnaire includes 24 items and two subscales of locomotors skills and object control skills. The locomotion skills questioned in this questionnaire included running, Hipping, Leaping and Jumping, and the object control skills included Throwing, Catching, Kicking and Bouncing. Dreiskaemper et al (2018) reported the reliability of this questionnaire by Cronbach's Alpha multi-section method for the object control subscale 0.79-0.91 and for the locomotors subscale 0.79-0.89. In addition, Dreiskaemper et al (2018) evaluated the construct validity of this questionnaire using confirmatory factor analysis and considered it desirable based on factor loads and model fit indices. In addition to perceived motor competence, the actual motor competence of 123 participants in this study (65 girls and 58 boys) were also measured using the Test of Gross Motor Development (TGMD-2). Raw scores of locomotors skills and object control skills were recorded and finally participant's Development Quotient were calculated. Cronbach's Alpha coefficient was used to determine the internal consistency of the questionnaire and its subscales. In order to evaluate the structural validity of questionnaire, four method were used: 1- confirmatory factor analysis based on structural equations. 2- Convergent validity (examining the relationship between scores in the perceived motor competence questionnaire and Test of Gross Motor Development (actual motor competence).

3- Examining age differences. 4- Study of group differences (gender differences).

## Results

Cronbach's Alpha coefficient showed that the total reliability of the questionnaire was 0.883, and the reliability of the locomotion skills subscale and object control skills were 0.845 and 0.821 respectively (Jumping 0.738, Running 0.778, Hipping 0.756, Leaping 0.765, Throwing 0.629, Catching 0.685, Kicking 0.690 and Bouncing 0.729).

Due to the non-normality of univariate and multivariate questionnaire questions, the Robust Maximum Likelihood (RML) method was used to perform confirmatory analysis. Confirmatory factor analysis of the first and second order by the maximum likelihood showed that the model for measuring observed variables (questionnaire items) on latent variables (Running, Jumping, Hipping, Leaping, Throwing, Catching, Kicking and Bouncing) has an acceptable fit with the data of this study. Also, the model for measuring the above-mentioned skills has an acceptable fit on the latent variables (locomotors and object control skills) and the first and second order parameters are significant. Table 1 shows the fit indices of the first and second order models along with the acceptable levels of these indices.

**Table 1**- Fit indices of the first and second-order factor analysis model of the Perceived Motor Competence Questionnaire in childhood

| Fit Index | Observed Values First order factor | Observed Values Second order factor | Acceptable Values |
|---|---|---|---|
| $\chi^2$ | 459.01 | 520.82 | ..... |
| df | 224 | 241 | ..... |
| sig | 0.001 | 0.001 | ..... |
| $\chi^2/df$ | 2.049 | 2.16 | Less than 3 |
| NFI | 0.92 | 0.91 | More than 0.9 |
| TLI/NNFI | 0.95 | 0.94 | More than 0.9 |
| CFI | 0.96 | 0.95 | More than 0.9 |
| RMSEA | 0.076 | 0.08 | Less than 0.08 |
| GFI | 0.67 | 0.64 | More than 0.9 |
| PGFI | 0.55 | 0.52 | More than 0.5 |

In order to test the significance of factor loads (path coefficients between observed variables and latent variables), t-test was used. In this study, all t-values were greater than 2 and therefore all parameters were statistically significant ($p< 0.05$).

To evaluate the convergent validity of the perceived motor competence questionnaire in children, the correlation between the scores of the questionnaire and the Gross Motor Development test was calculated. The results showed that the relationship between perceived motor competence and actual motor competence is positive and significant (r= 0.254, p= 0.005). Also, The relationship between perceived locomotion competence and perceived object control competence (r= 0.230, p= 0.008) and also the relationship between perceived object control competence and actual object control competence (r= 0.456, p= 0.001), was significant.

One-way analysis of variance was used to compare perceived motor competence and its subscales (perceived locomotion and object control skills) in different age groups. The results showed that there was a significant different in perceived motor competence between groups in favor of the first age group ($F_{2, 181}$= 5.989, p= 0.003). According to Harter (2012), Children in early childhood (up to 8 years), confuse their efforts with proficiency and therefore overestimate their actual motor competence.

Independent t-test was used to compare perceived motor competence and its subscales (perceived locomotors and object controls competence) between girls and boys. There is a significant difference between girls and boys in perceived motor competence (t= -2.375, p= 0.19) and also in perceived object control competence (t= -2.175, p= 0.031) in favor of boys.

## Conclusion

The aim of this study was to determine the reliability and validity of the Persian version of the Perceived Motor Competence Questionnaire in childhood. The results of internal consistency showed the acceptable reliability of the second-order model of the questionnaire. Also, The result of the first and second confirmatory factor analysis showed that this questionnaire is completely fitted without eliminating any questions, Because most of the fit indices are in the acceptable range and in this regards is in line with the English version of Dreiskaemper et al. (2018) and the French version of Maiano et al (2021) (11, 13).

Based on the factor loads, question 2 is the most important predictor of the subscale of perceived locomotion skills and the most important predictor of perceived motor competence in childhood. In addition, question 23 is the most important predictor of the subscale of perceived object control skills. Also, leaping is the most important predictor of perceived locomotors skills and catching is the most important predictor of perceived object control skills as well as the most important predictor of perceived motor competence in children.

In addition to factor analysis, this study showed that the perceived motor competence questionnaire has acceptable convergent validity and show the

difference between age groups and gender differences well.

According to the results of this study, the Persian version of the Perceived Motor Competence Questionnaire in Childhood has acceptable validity and reliability and teachers and educators are suggested to use this questionnaire to evaluate perceived motor competence especially in middle and final childhood (7 to 13 years old).

**Key words:** confirmatory factorial analysis, convergent validity, internal consistency, perceived motor competence

## Resource

1. Logan SW, Webster EK, Getchell N, Pfeiffer KA, Robinson LE. Relationship between fundamental motor skill competence and physical activity during childhood and adolescence: A systematic review. Kinesiol Rev. 2015; 4(4): 416-426.
2. Stodden DF, Goodway JD, Langendorfer SJ, Roberton MA, Rudisill ME, Garcia C, et al. A developmental perspective on the role of motor skill competence in physical activity: an emergent relationship. Quest. 2008; 60(2): 290-306.
3. Figueroa R, An R. Motor skill competence and physical activity in preschoolers: A review. Matern Child Health. 2017; 21(1): 136-146.
4. Clark CCT. Is Obesity actually non-communicable? Obes Med. 2017; 8: 27-28.
5. Harter S. The perceived competence scale for children. Child Dev. 1982; 53(1): 87-97.
6. Barnett LM, Morgan PJ, van Beurden E, Beard JR. Perceived sports competence mediates the relationship between childhood motor skill proficiency and adolescent physical activity and fitness: a longitudinal assessment. Int J Behav Nutr Phys Act. 2008; 5(40): 1-12.
7. Stevan I, Barnett LM. Considerations Related to the Definition, Measurement and analysis of perceived motor competence. Sports Med. 2018; 48(12): 1-10.
8. Whitehead JR. A study of children's physical self-perceptions using and adapted Physical Self-Perception Profile Questionnaire. Pediatr Exerc Sci. 1995; 7(2): 132-51.
9. Harter S, Pike R. The pictorial scale of perceived competence and acceptance for young children. Child Dev. 1984; 55(6): 1969–1982.
10. Barnett LM, Vazou S, Abbott G, Bowe SJ, Robinson LE, Ridgers ND, Salmon J. Construct validity of the pictorial scale of perceived movement skill competence. Psychol Sport Exerc. 2016; 22: 294–302.
11. Dreiskaemper D, Utesch T, Tietjens M. The perceived motor competence questionnaire in childhood (PMC-C). Journal of Motor Learning and Development. 2018; 6(2): 264-280.
12. Harter S. Self-perception profile for children: Manual and questionnaires (revision of the self-perception profile for children, 1985). University of Denver; Department of Psychology. 2012.
13. Maiano Ch, Morin AJS, April J, Tietjens M, St-Jean Ch, Gagnon C, Dreiskamper D, & Aime A.

Psychometric properties of a French version of the perceived motor competence in childhood questionnaire. Perceptual and Motor Skills, 2021; 1-15.

# ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شدهٔ در دورهٔ کودکی»

تاریخ دریافت: تاریخ پذیرش:


## چکیده

پژوهش حاضر با هدف تعیین روایی و پایایی نسخهٔ فارسی پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شده در دورهٔ کودکی» انجام شد. این پرسشنامه حاوی دو بعد شایستگی ادراک‌شده مهارت‌های جابه‌جایی (شامل دویدن، پرش جفت، لی‌لی‌کردن و جهیدن) و شایستگی ادراک‌شدهٔ مهارت‌های کنترل شیء (شامل پرتاب‌کردن، دریافت‌کردن، شوت‌کردن و دریبل درجا) بود. تعداد ۱۸۴ دانش‌آموز ۷ تا ۱۳ ساله (۹۵ دختر و ۸۹ پسر) به روش خوشه‌ای چندمرحله‌ای انتخاب شدند و در وضعیت استاندارد و مشابه، پرسشنامهٔ ۲۴ سؤالی شایستگی حرکتی ادراک‌شده را تکمیل کردند. برای تعیین پایایی پرسشنامه از ضریب آلفای کرونباخ و برای تعیین روایی ابزار از روایی سازه به روش تحلیل عاملی تأییدی، روایی همگرا، تفاوت‌های گروهی و تفاوت‌های سنی استفاده شد. ضریب آلفای کرونباخ و نتایج تحلیل عاملی تأییدی نشان داد که نسخهٔ فارسی این پرسشنامه از ساختار دو عاملی (۲۴ سؤالی) پرسشنامهٔ اصلی حمایت می‌کند و دارای همسانی درونی مطلوبی است. همچنین روایی سازهٔ ابزار به روش روایی همگرا (ارتباط مثبت و معنادار شایستگی حرکتی ادراک‌شده و شایستگی حرکتی واقعی)، تفاوت‌های سنی (شایستگی حرکتی ادراک‌شدهٔ بالاتر کودکان خردسال‌تر) و تفاوت‌های گروهی (شایستگی حرکتی ادراک‌شدهٔ بالاتر پسران در مقایسه با دختران) بررسی و تأیید شد. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد نسخهٔ فارسی پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شدهٔ در دورهٔ کودکی» روایی و پایایی قابل‌قبولی دارد؛ بنابراین به معلمان ورزش و مربیان توصیه می‌شود برای کودکان در دوره‌های کودکی میانی و پایانی (۷ تا ۱۳ سال) از این ابزار برای ارزیابی شایستگی حرکتی ادراک‌شده استفاده کنند.


**واژگان کلیدی:** تحلیل عاملی تأییدی، روایی همگرا، همسانی درونی، شایستگی حرکتی ادراک‌شده.

THIS WORK IS LICENSED UNDER A CREATIVE COMMONS ATTRIBUTION 4.0 INTERNATIONAL LICENSE.

## مقدمه

شایستگی حرکتی[1] به توانایی فرد برای اجرای طیف وسیعی از اعمال حرکتی گفته می‌شود که شامل هماهنگی و کنترل حرکتی است که زیربنای پیامدهای حرکتی خاصی‌اند (۱). به‌تازگی شایستگی حرکتی را به‌عنوان شایستگی فرد در اجرای مهارت‌های حرکتی بنیادی شامل مهارت‌های جابه‌جایی و مهارت‌های کنترل شیء در نظر گرفته‌اند (۳، ۲). استودن[2] و همکاران (۳) در مدل مفهومی توسعه‌یافتهٔ خود ارتباط مثبت و دوسویهٔ بین شایستگی حرکتی و فعالیت بدنی را نشان داده‌اند و شایستگی حرکتی دوران کودکی را شاخص مهم سلامتی در نظر گرفته‌اند. همچنین ادبیات پژوهشی درخور توجهی ارتباط بین شایستگی حرکتی و رفتارهای مرتبط با سلامت و فعالیت‌بدنی را تأیید می‌کند (۶-۴، ۲). علاوه‌براین، استودن و همکاران (۳) نشان دادند که شایستگی حرکتی ضعیف بر مشارکت فعالیت بدنی افراد در دورهٔ نوجوانی و بعد از آن اثرگذار است. بارنت[3] و همکاران (۷) نیز نشان دادند شایستگی حرکتی دوران کودکی نقش اساسی در پرداختن به فعالیت بدنی طولانی‌مدت دارد و پیش‌بینی کنندهٔ آمادگی مرتبط با سلامتی در زندگی بعدی کودک است.

مطالعات بسیاری نشان داده‌اند که ارتباط بین شایستگی حرکتی و فعالیت بدنی توسط شایستگی حرکتی ادراک‌شده وساطت می‌شود (۹، ۸). شایستگی حرکتی ادراک‌شده باور فرد به این است که چقدر می‌تواند یک مهارت حرکتی را خوب اجرا کند. باردید[4] و همکاران (۱۰) نشان دادند که شایستگی حرکتی ادراک‌شده نقش مهمی در انگیزه برای اشتغال و تداوم در فعالیت بدنی ایفا می‌کند. اینچلی[5] و همکاران (۱۱) معتقد هستند که شایستگی ادراک‌شده به‌تنهایی تضمین‌کنندهٔ سبک زندگی فعال نیست، اما برای طی‌کردن مسیرهای مثبت سلامتی ضروری است. بسیاری از پژوهش‌های طولی شایستگی حرکتی ادراک‌شده را به‌عنوان مکانیسمی شناسایی کرده‌اند که از طریق آن کارآمدی مهارت حرکتی در کودکی، در ایجاد سبک زندگی فعال و سالم در نوجوانی نقش دارد (۱۳، ۱۲، ۹). ویزر[6] و همکاران (۱۴) در مطالعهٔ طولی خود نشان دادند که مهارت‌های کنترل شیء ادراک‌شده و نیز عزت‌نفس خودگزارشی در مشارکت کودکان در فعالیت‌بدنی نقش دارند؛ بنابراین این دو مفهوم گسترده (شایستگی حرکتی واقعی و ادراک‌شده) نقشی مهم و دوسویه را در ارتقای فعالیت بدنی کودکان و نوجوانان ایفا می‌کنند (۳). همچنین نشان داده شده است که هم شایستگی حرکتی واقعی و هم شایستگی حرکتی ادراک‌شده می‌توانند تعیین‌کننده‌های سلامت در نظر گرفته شوند (۱۵، ۳).

پژوهش‌های بعدی به‌سمت بررسی ارتباط بین شایستگی حرکتی واقعی و ادراک‌شده و چگونگی ارتباط آن‌ها

1. Motor Competence
2. Stodden
3. Barnett
4. Bardid
5. Inchley
6. Visser

با فعالیت بدنی حرکت کرده‌اند. دی‌میستر[1] و همکاران (۱۶) در مطالعهٔ مروری خود نشان دادند که ارتباط بین شایستگی حرکتی واقعی و ادراک‌شده کم تا متوسط است و قدرت این ارتباط در بسیاری موارد شفاف نیست؛ باوجوداین، ماسی[2] و همکاران (۱۷) نشان دادند که کودکان و نوجوانان با نیمرخ‌های شایستگی حرکتی واقعی و شایستگی حرکتی ادراک‌شدهٔ متفاوت، در انگیزه برای تمرین و سطوح فعالیت بدنی نیز متفاوت هستند. علاوه‌براین، رابینسون و همکاران (۱) و بارنت[3] و همکاران (۱۸) نشان دادند که سطوح بالا و همتراز شایستگی حرکتی واقعی و ادراک‌شده برای اشتغال کودکان در فعالیت بدنی و ورزش بسیار مهم است. باردید و همکاران (۱۰) چهار نیمرخ متفاوت شایستگی را شناسایی کردند: شایستگی واقعی و ادراک‌شدهٔ بالا، شایستگی واقعی و ادراک‌شدهٔ پایین، شایستگی واقعی بالا و ادراک‌شدهٔ پایین و شایستگی ادراک‌شدهٔ بالا و واقعی پایین). آن‌ها نشان دادند که افراد با نیمرخ شایستگی واقعی و ادراک‌شدهٔ پایین و نیمرخ شایستگی واقعی بالا و ادراک‌شدهٔ پایین، سطوح پایین انگیزش خودمختار را برای ورزش دارا بودند. پژوهش باردید و همکاران نقش مهم شایستگی حرکتی ادراک‌شده را در انگیزه‌های فعالیت بدنی نشان می‌دهد.

شایستگی حرکتی ادراک‌شده زیرمجموعهٔ مفهوم کلی‌تری با عنوان «خودپنداره» است. همان‌طورکه دربارهٔ مفهوم شایستگی حرکتی اصطلاحات گوناگونی همچون کارآمدی حرکتی، عملکرد حرکتی و... وجود دارد، دربارهٔ شایستگی حرکتی ادراک‌شده وضعیت مشابهی وجود دارد و نویسندگان به‌طور هم‌زمان و متناوب از اصطلاحات متفاوتی همچون خودپندارهٔ بدنی، شایستگی ورزشی ادراک‌شده و اعتمادبه‌نفس بدنی ادراک‌شده به‌جای شایستگی حرکتی ادراک‌شده استفاده کرده‌اند (۱۹)؛ ازاین‌رو ابزارهایی که برای ارزیابی این مفهوم به کار رفته است، متفاوت بوده است. خودپندارهٔ جسمانی یا درک فرد از بدن خود معمولاً شامل حیطه‌های مرتبط با شایستگی همچون قدرت، آمادگی، جذابیت بدنی یا ورزش می‌شود (۲۱، ۲۰، ۸). براساس مدل فوکس و کوربین[4] (۲۲)، شایستگی حرکتی ادراک‌شده زیرمجموعهٔ شایستگی ورزشی ادراک‌شده است که خود شامل شایستگی حرکتی ادراک‌شدهٔ پایداری، شایستگی حرکتی ادراک‌شدهٔ جابه‌جایی، شایستگی حرکتی ادراک‌شدهٔ کنترل شیء و شایستگی ادراک‌شده در مهارت‌های بازی فعال است (۲۳، ۲۲)؛ ازاین‌رو برخی پژوهشگران معتقد هستند که ارزیابی شایستگی حرکتی ادراک‌شده با استفاده از ابزارهای سنجش خودپنداره همچون پرسشنامهٔ خودپندارهٔ جسمانی (۲۴)، فرم کوتاه پرسشنامهٔ خودپندارهٔ جسمانی (۲۵)، پرسشنامهٔ خودپندارهٔ جسمانی برای کودکان (۲۶)، نیمرخ خود ادراکی جسمانی کودکان (۲۷، ۸) و... صحیح نیست؛ زیرا این ابزارها از کودکان دربارهٔ زیرحیطه‌های متفاوتی همچون شایستگی ورزشی، جذابیت بدنی، قدرت، آمادگی بدنی و... سؤال می‌کنند (۱۹) و مشخص نیست آیا کودکان خودِ جسمانی را برمبنای ابعاد آمادگی بدنی همچون

1. De Meester
2. Masci
3. Barnett
4. Fox & Corbin

هماهنگی، قدرت یا انعطاف‌پذیری به‌درستی درک می‌کنند یا خیر؛ زیرا این مفاهیم بسیار پیچیده و انتزاعی‌اند (۲۷)؛ ازاین‌رو تاکنون به دو دلیل عمده دو مقیاس تصویری سنجش شایستگی حرکتی ادراک‌شده (با تأکید بر ارزیابی درک فرد از شایستگی خود در اجرای مهارت‌های حرکتی بنیادی) توسعه یافته است: ۱- کودکان مهارت‌های حرکتی بنیادی خود را در طول دورهٔ کودکی توسعه می‌دهند و از آن‌ها در بازی‌های خود استفاده می‌کنند؛ بنابراین درک شایستگی این مهارت‌ها در مقایسه با مفاهیم انتزاعی قدرت، هماهنگی، انعطاف‌پذیری و... راحت‌تر است؛ ۲- به‌منظور مطالعهٔ ارتباطات بین شایستگی حرکتی واقعی و ادراک‌شده، می‌باید بین ابزارهای سنجش این دو مفهوم همترازی وجود داشته باشد. برای درک اینکه شایستگی حرکتی ادراک‌شدهٔ کودکان چقدر با شایستگی حرکتی واقعی آن‌ها همتراز است، پیشنهاد می‌شود سازه‌های آن‌ها به روشی مشابه شناسایی شوند (۲۸).

مقیاس‌های تصویری سنجش شایستگی حرکتی ادراک‌شده (مقیاس تصویری هارتر و پیکه[1] (۲۹) و مقیاس تصویری بارنت و همکاران (۳۰))، مقیاس‌هایی هستند که به‌وفور برای سنجش شایستگی حرکتی ادراک‌شده استفاده شده‌اند، اما دو ضعف عمده دارند: ۱- تنها برای دورهٔ کودکی اولیه استفاده می‌شوند (سنین چهار تا هشت سال). در این بازهٔ سنی تصاویر به‌جای کلمات استفاده می‌شوند، اما برای کودکان بزرگ‌تر این مقیاس به اندازهٔ کافی پیچیدگی مهارت‌های حرکتی را متمایز نمی‌کند؛ زیرا تا ۷۵ درصد از آن‌ها خودشان را خیلی خوب ارزیابی می‌کنند. درحقیقت، در سنین بیشتر، تصاویر به بیش‌برآورد شایستگی منجر می‌شوند؛ ۲- هر مهارت حرکتی به‌وسیلهٔ تنها یک آیتم ارائه شده است. این ویژگی منعکس‌کنندهٔ ایدهٔ «خود» متمایز نیست که در طول زمان توسعه می‌یابد (تنها یک آیتم آشکار بازنمایی‌کنندهٔ یک متغیر نهفته است و این برآوردی بد برای سازهٔ نهفته است) (۳۱).

ازاین‌رو دریسکامپر[2] و همکاران (۳۱) پرسشنامه‌ای طراحی کردند که شایستگی حرکتی ادراک‌شدهٔ کودکان را در دورهٔ کودکی ثانویه (۷ تا ۱۳ سال) ارزیابی می‌کند. این پرسشنامه حاوی ۲۴ سؤال است که ۱۲ سؤال اول شایستگی حرکتی ادراک‌شدهٔ فرد را در مهارت‌های جابه‌جایی و ۱۲ سؤال دوم شایستگی حرکتی ادراک‌شدهٔ فرد را در مهارت‌های حرکتی بنیادی کنترل شیء ارزیابی می‌کند. در این پرسشنامه برای ارزیابی شایستگی حرکتی ادراک‌شدهٔ فرد در هرکدام از مهارت‌های حرکتی بنیادی از دو یا سه سؤال استفاده شده است.

دریسکامپر و همکاران (۳۱) این پرسشنامه را طراحی کردند و ویژگی‌های روان‌سنجی آن را بررسی کردند. در پژوهش آن‌ها تمامی شاخص‌های برازش در حد مطلوب گزارش شده است و بارهای عاملی گویه‌های پرسشنامه بر خرده‌مقیاس‌ها (شایستگی حرکتی ادراک‌شدهٔ جابه‌جایی و کنترل شیء) معنادار بوده است. این پرسشنامه هنوز در ایران و به زبان فارسی هنجاریابی نشده است. افزون‌براین، این شاخص مهم روان‌شناختی

1. Harter & Pike
2. Dreiskaemper

(شایستگی حرکتی ادراک‌شده) اهمیت دارد؛ بنابراین نویسندگان این مقاله سعی کردند پایایی و روایی سازهٔ این پرسشنامه را بررسی کنند تا در صورت تأیید در جامعهٔ کودکان ایرانی، به‌عنوان ابزار مهم سنجش شایستگی حرکتی ادراک‌شده کودکان به کار رود.

## روش پژوهش

### شرکت‌کنندگان

پژوهش حاضر از نوع پژوهش‌های زمینه‌یابی و روش میدانی با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی بود. نمونهٔ آماری این پژوهش، ۱۸۴ دانش‌آموز ۷ تا ۱۳ ساله (۹۵ دختر و ۸۹ پسر) بودند که از بین مدارس مقاطع ابتدایی و راهنمایی شهرستان دامغان به‌صورت تصادفی خوشه‌ای انتخاب شدند. در مطالعات تحلیل عاملی، نمونهٔ لازم پنج تا ۱۰ شرکت‌کننده به‌ازای هر سؤال است (۳۲)، از سوی دیگر، تعداد سؤال‌های پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شده» ۲۴ سؤال است؛ در نتیجه می‌باید بین ۱۲۰ تا ۲۴۰ آزمودنی در این پژوهش شرکت داشته باشند که این امر محقق شده است. هرکدام از گروه‌های دختران و پسران در سه طبقهٔ سنی قرار گرفتند: طبقهٔ اول کودکان ۷ تا ۸ ساله، طبقهٔ دوم کودکان ۹ تا ۱۱ ساله و طبقهٔ سوم کودکان ۱۲ تا ۱۳ ساله. در جدول ۱ توصیف آماری سن شرکت‌کنندگان براساس جنسیت و طبقات سنی ارائه شده است.

**جدول ۱-** توصیف آماری سن شرکت‌کنندگان براساس جنسیت و طبقات سنی

Table 1- Statistical description of participants' age based on gender and age groups

| Percent | SD | Age | N | |
|---|---|---|---|---|
| 48.5 | 2.17 | 10.47 | 89 | پسران Boys |
| 51.5 | 2.225 | 10.43 | 95 | دختران Girls |
| 17.7 | 0.493 | 7.39 | 46 | طبقهٔ ۱ Category1 |
| 28.9 | 0.936 | 10.11 | 55 | طبقهٔ ۲ Category2 |
| 53.4 | 0.511 | 12.37 | 89 | طبقهٔ ۳ Category3 |
| 100 | 2.121 | 10.45 | 184 | مجموع Total |

## ابزار جمع‌آوری اطلاعات

پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شده در دورهٔ کودکی»[1] شامل ۲۴ گویه و دو خرده‌مقیاس مهارت‌های جابه‌جایی و مهارت‌های کنترل شیء است (هر خرده‌مقیاس ۱۲ سؤال). شرکت‌کنندگان میزان موافقت خود با هریک از سؤال‌ها را روی یک طیف پاسخ‌دهی لیکرت چهار ارزشی (از یک = کاملاً مخالفم تا چهار = کاملاً موافقم) مشخص می‌کنند. در این پژوهش، مهارت‌های جابه‌جایی سؤال‌شده شامل دویدن[2]، لی‌لی‌کردن[3]، جهیدن[4] و پرش جفت[5] و مهارت‌های کنترل شیء سؤال‌شده شامل پرتاب‌کردن[6]، دریافت‌کردن[7]، شوت‌کردن[8] و دریبل درجا[9] بود (برای هر مهارت سه گویه وجود داشت). ازآنجاکه این پرسشنامه برای کودکان ۷ تا ۱۳ ساله تهیه شده است، سؤال‌های منفی یا معکوس وجود نداشت. نسخهٔ اولیه توسعه‌یافتهٔ پرسشنامه توسط دریسکامپر و همکاران (۳۱) شامل شش مهارت کنترل شیء و شش مهارت جابه‌جایی بود (مهارت‌های ضربه‌زدن با راکت و غلطاندن توپ از خرده‌مقیاس کنترل شیء و مهارت‌های سرخوردن و یورتمه‌رفتن از خرده‌مقیاس جابه‌جایی، در مطالعهٔ مقدماتی حذف شدند و در نسخهٔ نهایی وجود نداشتند). همچنین در مطالعهٔ مقدماتی هرکدام از مهارت‌ها شامل پنج گویه بود. همهٔ گویه‌ها شامل توانایی افتراقی زیادی بودند، اما از هر مهارت دو گویه به‌دلیل شباهت زیاد با سایر گویه‌ها حذف شد. دریسکامپر و همکاران (۳۱) پایایی این پرسشنامه را به روش آلفای کرونباخ چندبخشی برای خرده‌مقیاس کنترل شیء ۰/۷۹-۰/۹۱ (پرتاب‌کردن ۰/۸۵، گرفتن ۰/۷۹، شوت‌کردن ۰/۹۱ و دریبل درجا ۰/۸) و برای خرده‌مقیاس جابه‌جایی ۰/۷۹-۰/۸۹ (دویدن ۰/۸۹، لی‌لی‌کردن ۰/۸۱، جهیدن ۰/۷۹ و پرش جفت ۰/۸۶) گزارش کردند. علاوه‌براین، دریسکامپر و همکاران (۳۱) روایی سازهٔ این پرسشنامه را با استفاده از تحلیل عامل تأییدی بررسی کردند و براساس بارهای عاملی و شاخص‌های برازش مدل (خی‌دو به درجهٔ آزادی برابر با ۱/۷۶، شاخص توکر-لوییس[10] برابر با ۰/۹۱، شاخص برازش تطبیقی برابر با ۰/۹ و شاخص رمزی برابر با ۰/۰۶) آن را مطلوب ارزیابی کردند.

علاوه‌بر شایستگی حرکتی ادراک‌شده، شایستگی حرکتی واقعی ۱۲۳ نفر از شرکت‌کنندگان در این پژهش (۶۵ دختر و ۵۸ پسر) نیز با استفاده از آزمون رشد حرکتی درشت[11] اندازه‌گیری و نمرات خام مهارت‌های جابه‌جایی و

1. Perceived Motor Competence Questionnaire in Childhood
2. Running
3. Hopping
4. Leaping
5. Standing Broad Jump
6. Throwing
7. Catching
8. Kicking
9. Bouncing
10. TLI
11. TGMD-2

کنترل شیء ثبت شد و نمرات استاندارد شد. درنهایت بهرهٔ رشدی شرکت‌کنندگان محاسبه شد. اولریخ[1] شواهد قابل‌قبولی را از پایایی و روایی این آزمون برای کودکان آمریکایی گزارش کرده است (۳۲). 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 پایایی نمره‌گذار ۰/۹۸ گزارش شد. روایی آزمون نیز از طریق تحلیل عاملی (اکتشافی و تأییدی)، روایی ملاک پیش‌بین و تمایزات سنی تأیید شد (۳۳). در ایران نیز زارع‌زاده (۳۴) روایی و پایایی آزمون را در کودکان ۳ تا ۱۱ سالهٔ تهرانی بررسی کرد. در مطالعهٔ وی، ضریب پایایی همسانی درونی خرده‌آزمون جابه‌جایی ۰/۶۵ تا ۰/۸۸ و خرده‌آزمون کنترل شیء ۰/۶۹ تا ۰/۷۸ و ضریب بازآزمایی خرده‌آزمون جابه‌جایی و کنترل شیء به‌ترتیب ۰/۶۵ و ۰/۸۵ به دست آمد. علاوه‌براین، سلطانیان و همکاران (۳۵) روایی و پایایی این ابزار را در استان سمنان بررسی کردند. در مطالعهٔ آن‌ها ضریب آلفای کرونباخ برای پایایی همسانی درونی بین ۰/۶ تا ۰/۷۸ و ضریب بازآزمایی برای خرده‌آزمون‌های جابه‌جایی و کنترل شیء به‌ترتیب ۰/۸۹ و ۰/۸۶ گزارش شد. همچنین در پژوهش آن‌ها تحلیل عاملی، ساختار دو عاملی و صحت تعلق هریک از متغیرها به عامل مرتبط تأیید شد.

## روش اجرای پژوهش

ابتدا مترجمان و متخصصان با استفاده از روش بازترجمه، میزان درستی ترجمهٔ نسخهٔ فارسی پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شده» را تأیید کردند؛ بدین‌صورت‌که پژوهشگران مطالعهٔ حاضر با نظارت یک متخصص زبان انگلیسی، ابتدا نسخهٔ اصلی پرسشنامه را به فارسی ترجمه کردند. سپس نسخهٔ فارسی دوباره به زبان انگلیسی برگردانده شد و دو نسخهٔ انگلیسی با هم مقایسه شدند. قبل از جمع‌آوری داده‌ها در مطالعه‌ای مقدماتی بر ۲۰ کودک روایی صوری پرسشنامه تأیید شد. گفتنی است کودکان هیچ‌گونه مشکلی در درک سؤال‌ها و مفاهیم پرسشنامه نداشتند.

در مرحلهٔ بعد هماهنگی‌های لازم با کارشناسان تربیت‌بدنی در ادارات آموزش و پرورش شهرستان و مسئولان مدارس انجام شد. به‌منظور جمع‌آوری داده‌های مربوط به پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شده» این پرسشنامه در اختیار دانش‌آموزان قرار گرفت و آن‌ها در محیطی مناسب و در آرامش به سؤال‌ها پاسخ دادند. برای ایجاد وضعیت کاملاً یکسان برای همهٔ افراد، آزمونگر هرکدام از سؤال‌ها را با صدای بلند برای دانش‌آموزان خواند و سپس از آن‌ها درخواست کرد براساس درک خود از مهارت یکی از گزینه‌های طیف لیکرت را انتخاب کنند. کودکان اجازه داشتند دربارهٔ گویهٔ مربوطه از آزمونگر سؤال کنند.

ارزیابی مربوط به شایستگی حرکتی واقعی (آزمون رشد حرکتی درشت) در حیاط مدرسه و توسط آزمونگر و دستیاران وی اجرا شد. در این آزمون علاوه‌بر تجهیزات خاص آزمون، از یک دوربین برای ثبت عملکرد شرکت‌کنندگان استفاده شد. قبل از اجرا فرم مخصوص ثبت نتایج آزمون آماده شد و قبل از شروع ارزیابی هر

1. Ulrich

شرکت‌کننده، اطلاعات دقیق سن شرکت‌کننده و دست و پای برتر وی در فرم ثبت شد. هر شرکت‌کننده هرکدام از مهارت‌های جابه‌جایی و کنترل شیء را دو بار اجرا کرد و نتیجهٔ هر دو بار براساس شاخص‌های فرم آزمون ثبت شد. قبل از اجرای شرکت‌کننده، آزمونگر شیوهٔ صحیح اجرا را یک بار نمایش داد و توضیحات شفاهی را ذکر کرد. سپس برای اطمینان از اینکه کودک شیوهٔ اجرا را درک کرده است، کودک یک اجرای آزمایشی را انجام داد. پس از جمع‌آوری داده‌ها به‌منظور محاسبهٔ نمرهٔ خام جابه‌جایی، نمرهٔ مهارت‌های جابه‌جایی با هم جمع شدند. همچنین برای محاسبهٔ نمرهٔ خام کنترل شیء، مجموع نمرات مهارت‌های کنترل شیء استفاده شد.

## تحلیل داده‌ها

در این پژوهش برای توصیف آماری داده‌ها شاخص‌های فروانی مطلق، میانگین و انحراف استاندارد به کار رفت. از ضریب آلفای کرونباخ برای تعیین همسانی درونی پرسشنامه و خرده‌مقیاس‌های آن استفاده شد. علاوه‌براین، برای بررسی اینکه کدام‌یک از سؤال‌های پرسشنامه موجب افزایش پایایی پرسشنامه می‌شوند یا پایایی آن را کاهش می‌دهند، از روش لوپ استفاده شد. در این روش با حذف هر سؤال پایایی پرسشنامه دوباره محاسبه می‌شود تا سؤال‌هایی که پایایی کل پرسشنامه را کاهش می‌دهند، شناسایی شوند. علاوه‌براین، همبستگی هر سؤال با کل سؤال‌های پرسشنامه محاسبه می‌شود.

به‌منظور بررسی روایی سازهٔ ابزار از چهار روش استفاده شد: ۱- تحلیل عاملی تأییدی مبتنی‌بر معادلات ساختاری برای بررسی و تأیید خرده‌مقیاس‌های پرسشنامه، ۲- روایی همگرا (بررسی ارتباط بین نمرات افراد در پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شده» و نمرات افراد در آزمون رشد حرکتی درشت (شایستگی حرکتی واقعی). برخی از پژوهشگران از جمله بارنت و همکاران (۲۸) نشان دادند که بین شایستگی حرکتی واقعی و ادراک‌شده کودکان ارتباط مثبت وجود دارد، ۳- بررسی تفاوت‌های سنی. لین[1] و همکاران (۳۶) معتقد هستند که شایستگی حرکتی ادراک‌شده با افزایش سن کودک رشد می‌کند؛ زیرا اعتقاد بر این است که توانایی فرد برای خودارزیابی دقیق شایستگی مهارت حرکتی هم‌راستا با تغییرات شناختی توسعه می‌یابد و کودکان بزرگ‌تر درک بهتری از شایستگی حرکتی خود دارند؛ بنابراین برآورد آن‌ها از شایستگی حرکتی‌شان به واقعیت نزدیک‌تر است (۳۶)، ۴- بررسی تفاوت‌های گروهی (تفاوت‌های جنسیتی). ترو[2] و همکاران (۱۵) نشان دادند که در درک شایستگی حرکتی، تفاوت‌های جنسیتی وجود دارد و این تفاوت‌ها در طول رشد کودک افزایش می‌یابند. برای تحلیل داده‌ها از نرم‌افزار لیزرل نسخهٔ ۸/۸ و نرم‌افزار اس‌پی‌اس‌اس نسخهٔ ۲۳ استفاده شد.

1. Lin
2. True

## نتایج

برای پاسخ به این سؤال که آیا پرسشنامهٔ «شایستگی ادراک‌شده در دورهٔ کودکی» از پایایی قابل قبولی برخوردار است یا خیر، همسانی درونی پرسشنامه به روش آلفای کرونباخ بررسی شد. همان‌طورکه جدول شمارهٔ دو نشان می‌دهد، پایایی کل پرسشنامه برابر با ۰/۸۸۳، پایایی خرده‌مقیاس مهارت‌های جابه‌جایی ۰/۸۴۵ و خرده‌مقیاس مهارت‌های کنترل شیء ۰/۸۲۱ است. همچنین ضریب پایایی برای خرده‌مقیاس پرش جفت ۰/۷۳۸، دویدن ۰/۷۷۸، لی‌لی‌کردن ۰/۷۵۶، جهیدن ۰/۷۶۵، پرتاب‌کردن ۰/۶۲۹، دریافت‌کردن ۰/۶۸۵، شوت‌کردن ۰/۶۹۰ و درریبل درجا ۰/۷۲۹ است. مقدار پایایی برابر با ۰/۸۸۳ برای کل سؤال‌های این پرسشنامه، براساس کران‌های آلفای کرونباخ در سطح عالی قرار دارد. همچنین مقدار پایایی هرکدام از خرده‌مقیاس‌های پرسشنامه با توجه به تعداد کم سؤال‌ها در سطوح مناسب و قابل‌قبول قرار دارد. براساس نظر لئوونتال[1] (۳۷)، برای مؤلفه‌هایی که تعداد سؤال‌های آن‌ها ۴ و کمتر از ۴ است، مقدار پایایی ۰/۶ قابل‌قبول محسوب می‌شود. در جدول شمارهٔ دو علاوه‌بر گزارش ضرایب آلفا، توصیف آماری هرکدام از خرده‌مقیاس‌های پرسشنامه ارائه شده است.

1. Loewenthal

**جدول ۲**- آلفای کرونباخ برای پرسش‌نامهٔ ۲۴ سؤالی شایستگی حرکتی ادراک‌شده در دورهٔ کودکی

**Table 2**- Cronbach's Alpha for the 24-question perceived motor competence questionnaire in childhood

| SD | M | Cronbach's Alpha | Number of Questions | |
|---|---|---|---|---|
| 0.39 | 3.18 | 0.883 | 24 | کل پرسشنامه Whole questionnaire |
| 0.442 | 3.21 | 0.845 | 12 | مهارت‌های جابه‌جایی Locomotion Skills |
| 0.449 | 3.14 | 0.821 | 12 | مهارت‌های کنترل شیء Object-Control Skills |
| 0.63 | 2.97 | 0.738 | 3 | پرش جفت standing broad jump |
| 0.54 | 3.37 | 0.778 | 3 | دویدن Running |
| 0.54 | 3.39 | 0.756 | 3 | لی‌لی‌کردن Hopping |
| 0.65 | 3.12 | 0.765 | 3 | جهیدن leaping |
| 0.55 | 3.1 | 0.629 | 3 | پرتاب‌کردن Throwing |
| 0.66 | 2.99 | 0.685 | 3 | دریافت‌کردن Catching |
| 0.57 | 3.26 | 0.690 | 3 | شوت‌کردن Kicking |
| 0.63 | 3.21 | 0.729 | 3 | دریبل درجا bouncing |

برای بررسی اینکه کدام‌یک از سؤال‌های پرسشنامه پایایی را افزایش یا کاهش می‌دهند، از روش لوپ استفاده شد. نتایج نشان داد با حذف تمام سؤال‌ها پایایی پرسش‌نامه کاهش می‌یابد.

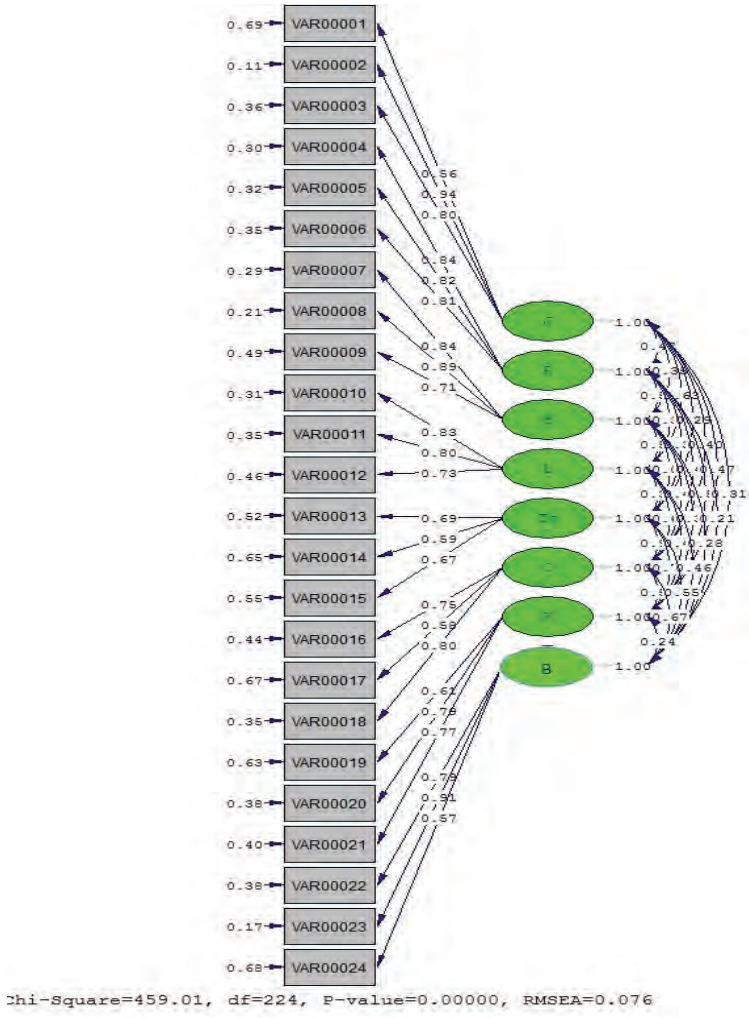
قبل از اجرای تحلیل عاملی تأییدی، پیش‌فرض مهم طبیعی‌بودن توزیع سؤال‌های پرسشنامه بررسی شد. محاسبهٔ ضریب چولگی و کشیدگی و نیز خطای استاندارد چولگی و کشیدگی نشان داد توزیع هیچ‌کدام از سؤال‌های پرسشنامه در نمونهٔ پژوهش طبیعی نبود (نسبت چولگی به خطای استاندارد چولگی تمام سؤال‌ها بیش از ۱/۹۶ و ۱/۹۶- بود. همچنین نسبت کشیدگی به خطای استاندارد کشیدگی بیشتر سؤال‌ها بیش از ۱/۹۶ و ۱/۹۶- بود). همچنین پیش‌فرض بسیار مهم تحلیل عاملی تأییدی یعنی فرض نرمال‌بودن چندمتغیری بررسی شد. برای بررسی فرض نرمال‌بودن چندمتغیری از ضریب کشیدگی ماردیا استفاده شد.

مقدار ضریب ماردیا[1] برای کجی توزیع (۲۰۱/۱۶) و کشیدگی توزیع (۷۱۲/۹۴) برای سؤال‌های این پرسشنامه معنادار بود (P < ۰/۰۵)؛ بنابراین به‌علت نرمال‌نبودن تک‌متغیره و چندمتغیره از روش بیشینهٔ درست‌نمایی مقاوم[2] برای انجام‌دادن تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد.

## تحلیل عاملی تأییدی مرتبهٔ اول

ازآنجاکه در بین متخصصان معادلات ساختاری، توافق کلی دربارهٔ اینکه کدام‌یک از شاخص‌های برازندگی برآورد بهتری از مدل فراهم می‌کنند وجود ندارد، پیشنهاد شده است ترکیبی از چند شاخص گزارش شود (۳۸). بهتر است از هر سه طبقهٔ شاخص‌های مطلق، تطبیقی (مقایسه‌ای) و مقتصد در ارزیابی برازندگی داده-مدل استفاده شود. در پژوهش حاضر و هم‌راستا با مطالعات تحلیل عاملی از بین شاخص‌های برازندگی، شاخص‌های نسبت کا دو به درجهٔ آزادی[3]، شاخص ریشهٔ میانگین مجذور برآورد تقریب (شاخص رمزی)[4]، شاخص برازندگی غیر هنجار بنتلر بونت [5]یا شاخص تاکر-لوییس[6]، شاخص برازندگی تطبیقی[7]، شاخص نیکویی برازش[8] و شاخص نیکویی برازش مقتصد به کار برده شد.

1. Mardia's Coefficient
2. Robust Maximum Likelihood
3. Chi-Square/ Degree of free
4. Root Mean Square Error of Approximation
5. Non-Normed Fit Index
6. Tucker-Lewis Fit Index
7. Comparative Fit Index
8. Goodness of Fit Index




**شکل ۱-** مدل مرتبهٔ اول پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شده در دورهٔ کودکی»

J: پرش جفت، R: دویدن، H: سکسکه‌دویدن، L: جهیدن، Th: پرتاب‌کردن، C: دریافت‌کردن، K: شوت‌کردن، B: دریبل در جا

**Figure 1**- The first-order model of the Perceived Motor Competence Questionnaire in childhood

J: Standing Broad Jump, R: Running, H: Hipping, L: Leaping, Th: Throwing, C: Catching, K: Kicking, B: Bouncing

نتایج تحلیل عاملی تأییدی مرتبهٔ اول پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شده در دورهٔ کودکی» (شکل شمارهٔ یک)، بیانگر آن است که مدل اندازه‌گیری از برازش قابل‌قبولی برخوردار است و پارامترهای مدل مرتبهٔ اول

معنادار هستند.

برای آزمون معناداری بارهای عاملی (ضرایب مسیر بین متغیرهای مشاهده‌شده و متغیرهای نهفته) از شاخص آماری تی استفاده شد. براساس این شاخص، پارامترهایی که دارای شاخص تی بزرگ‌تر از ۱/۹۶ هستند، از نظر آماری معنادار هستند. در این پژوهش تمامی مقادیر تی بیشتر از ۲ بودند؛ بنابراین تمامی پارامترها از نظر آماری معنادار بودند ($P < 0.05$).

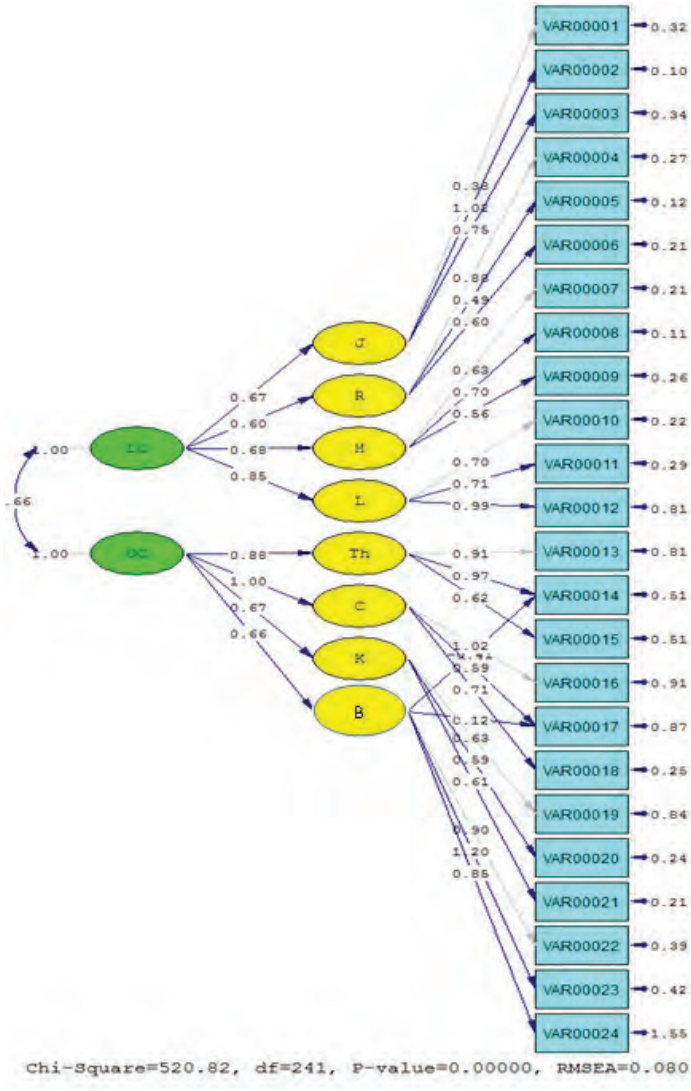
در جدول شمارهٔ سه مقادیر شاخص‌های برازندگی الگوی تحلیل عاملی مرتبهٔ اول پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شده در دورهٔ کودکی» نشان داده شده است. براساس این جدول، تمامی شاخص‌های برازندگی در حد مطلوب و قابل‌قبولی قرار دارند (شاخص ریشهٔ میانگین مجذور برآورد تقریب کمتر از ۰/۰۶ نشان‌دهندهٔ برازش عالی و بین ۰/۰۶ و ۰/۰۸ نشان‌دهندهٔ برازش خوب مدل است). براون و کودک[1] (۳۹) و هویل[2] (۴۰) معتقد هستند که مقادیر بیشتر از ۰/۱ این شاخص نشان از برازش بد مدل اندازه‌گیری دارد. مقدار شاخص نسبت کای‌دو به درجهٔ آزادی در این پژوهش ۲/۰۴۹ است که کمتر از ۳ است و برازندگی عالی داده-مدل را نشان می‌دهد.

**جدول ۳-** شاخص‌های برازندگی الگوی تحلیل عاملی مرتبهٔ اول پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شده در دورهٔ کودکی»

**Table 3-** Fit indices of the first-order factor analysis model of the Perceived Motor Competence Questionnaire in childhood

| Acceptable Values | Observed Values | Fit Index |
|---|---|---|
| ..... | 459.01 | مجذورکای ($\chi^2$) |
| ..... | 224 | درجهٔ آزادی (df) |
| ..... | 0.001 | سطح معناداری |
| Less than 3 | 2.049 | نسبت کای‌دو به درجهٔ آزادی ($\chi^2/df$) |
| More than 0.9 | 0.92 | شاخص برازش نرم‌شده (NFI) |
| More than 0.9 | 0.95 | شاخص برازش غیرهنجاری بنتلر بونت (TLI/NNFI) |
| More than 0.9 | 0.96 | شاخص برازش تطبیقی بنتلر (CFI) |
| Less than 0.08 | 0.076 | شاخص ریشهٔ میانگین مجذور برآورد تقریب (RMSEA) |
| More than 0.9 | 0.67 | شاخص نیکویی برازش (GFI) |
| More than 0.5 | 0.55 | شاخص نیکویی برازش مقتصد (PGFI) |

1. Browne and Cudeck
2. Hoyle




**شکل ۲**- مدل مرتبهٔ دوم پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شده در دورهٔ کودکی»

LO: مهارت‌های جا به جایی، OC: مهارت‌های کنترل شیء

J: پرش جفت، R: دویدن، H: سکسکه دویدن، L: جهیدن، Th: پرتاب کردن، C: دریافت کردن، K: شوت کردن، D: دریبل درجا

**Figure 2-** The second-order model of the Perceived Motor Competence Questionnaire in childhood

LO: Locomotion skills, OC: Object Control

J: Standing Broad Jump, R: Running, H: Hipping, L: Leaping, Th: Throwing, C: Catching, K: Kicking, B: Bouncing

## تحلیل عاملی مرتبهٔ دوم

در این پژوهش برای دستیابی به ساختار عاملی دقیق‌تر از تحلیل عاملی مرتبهٔ دوم استفاده شد. همان‌طورکه از بارهای عاملی و شاخص‌های برازش ریشهٔ میانگین مجذور برآورد تقریب (رمزی) و مجذور کای برمی‌آید، مدل مرتبهٔ دوم همانند مدل مرتبهٔ اول از برازش قابل قبولی برخوردار است و پارامترهای مدل معنادار هستند (شکل شمارهٔ دو).

شاخص‌های برازش مدل مرتبهٔ دوم در جدول شمارهٔ چهار نشان داده شده است. براساس این جدول، به‌استثناء شاخص نیکویی برازش، تمامی شاخص‌های برازش از حد مطلوب و قابل‌قبولی برخوردار هستند.

**جدول ۴-** شاخص‌های برازندگی الگوی تحلیل عاملی مرتبهٔ دوم پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شده در دورهٔ کودکی»

**Table 4-** Fit indices of the second-order factor analysis model of the Perceived Motor Competence Questionnaire in childhood

| Acceptable Values | Observed Values | Fit Index |
|---|---|---|
| ..... | 520.82 | مجذور کای ($\chi^2$) |
| ..... | 241 | درجهٔ آزادی (df) |
| ..... | 0.001 | سطح معناداری |
| Less than 0.3 | 2.16 | نسبت کای دو به درجهٔ آزادی ($\chi^2/df$) |
| More than 0.9 | 0.91 | شاخص برازش نرم‌شده (NFI) |
| More than 0.9 | 0.94 | شاخص برازش غیرهنجاری بنتلر بونت (TLI/NNFI) |
| More than 0.9 | 0.95 | شاخص برازش تطبیقی بنتلر (CFI) |
| Less than 0.08 | 0.08 | شاخص ریشهٔ میانگین مجذور برآورد تقریب (RMSEA) |
| More than 0.9 | 0.64 | شاخص نیکویی برازش (GFI) |
| More than 0.5 | 0.52 | شاخص نیکویی برازش مقتصد (PGFI) |

علاوه‌بر شاخص‌های برازش، به‌منظور بررسی معناداری بارهای عاملی از آمارهٔ تی استفاده شد. با توجه به نتایج به‌دست‌آمده، مقادیر تی دربارهٔ رابطهٔ بین خرده‌مقیاس‌ها (مهارت‌های پرش جفت، دویدن، لی‌لی‌کردن، جهیدن، پرتاب‌کردن، دریافت‌کردن، شوت‌کردن و دریبل‌کردن) با عوامل بالاتر از خود (مهارت‌های جابه‌جایی و کنترل شیء) بیشتر از ۲ است که رابطهٔ معنادار بین آن‌ها را نشان می‌دهد. در جدول شمارهٔ پنج ضرایب استاندارد و مقادیر تی مربوط به عامل‌های پرسشنامه ارائه شده است.

**جدول ۵**- بارهای عاملی استاندارد و مقدار تی ضرایب مسیر عامل‌های پرسشنامه

**Table 5-** Standard factor loads and T-values for path coefficients of questionnaire factors

| T Values | Standard factor loads | Factors |
|---|---|---|
| 4.8 * | 0.67 | پرش جفت<br>Standing broad jumping |
| 6.54 * | 0.6 | دویدن<br>Running |
| 9.3 * | 0.68 | لی‌لی‌کردن<br>Hopping |
| 11.43 * | 0.85 | جستن<br>Leaping |
| 9.53 * | 0.88 | پرتاب‌کردن<br>Throwing |
| 11.43 * | 1 | دریافت‌کردن<br>Catching |
| 5.62 * | 0.67 | شوت‌کردن<br>Kicking |
| 7.58 * | 0.66 | دریبل درجا<br>Bouncing |

* $P < 0.001$

درمجموع نتایج تحلیل عاملی مرتبهٔ اول و مرتبهٔ دوم نشان داد پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شده در دورهٔ کودکی» بدون حذف هیچ سؤالی دارای روایی سازهٔ قابل‌قبول بود. در هر دو مدل مرتبهٔ اول و مرتبهٔ دوم شاخص‌های برازش در حد مطلوب و قابل‌قبول قرار داشتند و ضرایب مسیر از متغیرهای مشاهده‌شده به متغیرهای نهفته (زیرمقیاس‌ها) و از زیرمقیاس‌ها به عوامل بالاتر (مهارت‌های جابه‌جایی و کنترل شیء) معنادار بودند.

## روایی همگرا

برای بررسی روایی همگرای پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شده در دورهٔ کودکی» همبستگی بین نمرات حاصل از این پرسشنامه و آزمون رشد حرکتی درشت محاسبه شد. در جدول شمارهٔ شش همبستگی بین شایستگی حرکتی ادراک‌شده و سازه‌های آن (مهارت‌های جابه‌جایی و کنترل شیء) و شایستگی واقعی کودکان (بهرهٔ رشدی و نمرات جابه‌جایی و کنترل شیء) نشان داده شده است.

جدول ۶- همبستگی بین شایستگی حرکتی ادراک‌شده و شایستگی حرکتی واقعی

**Table 6-** Correlation between perceived motor competence and actual motor competence

| Actual Object Control Skills | Actual Locomotion Skills | Actual Motor Competence | Perceived Object Control Skills | Perceived Locomotion Skills | Perceived Motor Competence | |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | | | | 1 | شایستگی حرکتی ادراک‌شده Perceived Motor Competence |
| | | | | 1 | 0.731 * 0.001 | مهارت‌های جابه‌جایی ادراک‌شده Perceived Locomotion Skills |
| | | | 1 | 0.414 * 0.001 | 0.667 * 0.001 | مهارت‌های کنترل شیء ادراک‌شده Perceived Object Control Skills |
| | | 1 | 0.245 * 0.006 | 0.055 0.548 | 0.254 * 0.005 | شایستگی حرکتی واقعی (بهرهٔ رشدی) Actual Motor Competence |
| | 1 | 0.418 * 0.001 | 0.258 * 0.004 | 0.239 * 0.008 | 0.504 * 0.001 | مهارت‌های جابه‌جایی واقعی Actual Locomotion Skills |
| 1 | 0.464 * 0.001 | 0.432 * 0.001 | 0.456 * 0.001 | 0.130 0.152 | 0.366 * 0.001 | مهارت‌های کنترل شیء واقعی Actual Object Control Skills |

* $P < 0.001$

براساس نتایج مندرج در جدول شمارهٔ شش، ارتباط بین شایستگی حرکتی ادراک‌شده و شایستگی حرکتی واقعی و نیز هرکدام از مؤلفه‌های شایستگی واقعی جابه‌جایی و شایستگی واقعی کنترل شیء، مثبت و معنادار است. همچنین ارتباط بین شایستگی ادراک‌شدهٔ جابه‌جایی و شایستگی

واقعی جابه‌جایی و نیز ارتباط بین شایستگی ادراک‌شدهٔ کنترل شیء و هر دو مؤلفهٔ شایستگی واقعی کنترل شیء و شایستگی واقعی جابه‌جایی، معنادار است.

## تفاوت‌های سنی

برای مقایسهٔ شایستگی حرکتی ادراک‌شده و خرده‌مقیاس‌های آن (شایستگی مهارت‌های جابه‌جایی ادراک‌شده و شایستگی مهارت‌های کنترل شیء ادراک‌شده) در طبقات متفاوت سنی، از تحلیل واریانس یک‌سویه استفاده شد. قبل از استفاده از این آزمون، پیش‌فرض‌های آن شامل طبیعی‌بودن توزیع داده‌ها در هرکدام از طبقات و نیز پیش‌فرض تجانس واریانس بین طبقات سنی بررسی و تأیید شد. در جدول شمارهٔ هفت نتایج آزمون تحلیل واریانس یک‌سویه ارائه شده است.

**جدول ۷-** نتایج تحلیل واریانس یک‌سویه دربارهٔ مقایسهٔ شایستگی حرکتی ادراک‌شده بین طبقات سنی

**Table 7**- One-Way Analysis of Variance output (Comparison of Perceived Motor Competence between age categories)

| M | Age Cagegories | Sig. | F | df | Sum of Squares | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| 3.373 | 7-8 | 0.003 | 5.989 | 2 | 2.162 | Between Groups | شایستگی حرکتی ادراک‌شده Perceived Motor Competence |
| 3.108 | 9-11 | | | 181 | 32.664 | Within Groups | |
| 3.135 | 12-13 | | | 183 | 34.825 | Total | |
| 3.320 | 7-8 | 0.186 | 1.669 | 2 | 0.661 | Between Groups | شایستگی جابه‌جایی ادراک‌شده Perceived Locomotion Competence |
| 3.195 | 9-11 | | | 181 | 35.225 | Within Groups | |
| 3.175 | 12-13 | | | 183 | 35.886 | Total | |
| 3.272 | 7-8 | 0.034 | 3.454 | 2 | 1.671 | Between Groups | شایستگی کنترل شیء ادراک‌شده Perceived Object Control Competence |
| 3.033 | 9-11 | | | 181 | 43.791 | Within Groups | |
| 3.071 | 12-13 | | | 183 | 45.462 | Total | |

همان‌طورکه در جدول شمارهٔ هفت مشاهده می‌شود، در متغیرهای شایستگی حرکتی ادراک‌شده و شایستگی حرکتی کنترل شیء ادراک‌شده، بین طبقات سنی تفاوت معناداری وجود دارد. به‌منظور انجام‌دادن مقایسه‌های گروهی و تعیین محل تفاوت از آزمون تعقیبی بنفرونی استفاده شد. نتایج نشان داد در متغیر شایستگی حرکتی ادراک‌شده و نیز متغیر شایستگی کنترل شیء ادراک‌شده، بین طبقهٔ اول (کودکان ۷ تا ۸ سال) و طبقات دوم و سوم (کودکان ۹ تا ۱۱ سال و کودکان ۱۲ تا ۱۳ سال) تفاوت معناداری به نفع طبقهٔ اول وجود دارد. درمجموع

نتایج نشان داد که بین طبقات سنی در شایستگی حرکتی ادراک‌شده و نیز شایستگی کنترل شیء ادراک‌شده، تفاوت معناداری بین گروه‌ها به نفع کودکان جوان‌تر (کودکان ۷ تا ۸ سال) وجود دارد.

## تفاوت‌های گروهی

برای مقایسهٔ شایستگی حرکتی ادراک‌شده و خرده‌مقیاس‌های آن (شایستگی جابه‌جایی ادراک‌شده و شایستگی کنترل شیء ادراک‌شده) بین دختران و پسران، از آزمون تی مستقل استفاده شد. در جدول شمارهٔ هشت نتایج آزمون تی مستقل ارائه شده است.

**جدول ۸-** نتایج آزمون تی مستقل دربارهٔ مقایسهٔ پسران و دختران در متغیر شایستگی حرکتی ادراک‌شده

**Table 8-** Independent t-test output (comparison of boys and girls in Perceived Motor Competence)

| M | Group | Sig. | df | t | |
|---|---|---|---|---|---|
| 3.23 | Boy | 0.019 | 182 | -2.375 | شایستگی حرکتی ادراک‌شده Perceived Motor Competence |
| 3.099 | Girl | | | | |
| 3.280 | Boy | 0.065 | 182 | -1.854 | شایستگی ادراک‌شده جابه‌جایی Perceived Locomotion Competence |
| 3.159 | Girl | | | | |
| 3.193 | Boy | 0.031 | 182 | -2.175 | شایستگی ادراک‌شدهٔ کنترل شیء Perceived Object Control Competence |
| 3.039 | Girl | | | | |

براساس نتایج مندرج در جدول شمارهٔ هشت، در شایستگی حرکتی ادراک‌شده و نیز مؤلفهٔ شایستگی کنترل شیء ادراک‌شده بین دختران و پسران تفاوت معنادار به نفع پسران وجود دارد.

## بحث و نتیجه‌گیری

این پژوهش با هدف تعیین پایایی و روایی نسخهٔ فارسی پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شده در دورهٔ کودکی» انجام شد. به‌دلیل ارتباط بین شایستگی حرکتی ادراک‌شده و رفتارهای مرتبط با سلامت و فعالیت بدنی (۱۳، ۱۲، ۹) و نیز ارتباط بین شایستگی حرکتی ادراک‌شده و شایستگی حرکتی واقعی (۱۷، ۱)، وجود ابزار معتبری که بتواند این شاخص مهم روان‌شناختی را بسنجد، ضروری است. پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شده در دورهٔ کودکی» (۳۱) ابزاری است که شایستگی حرکتی ادراک‌شدهٔ کودکان ۷ تا ۱۳ سال را برمبنای درک آن‌ها از مهارت‌های حرکتی بنیادی‌شان ارزیابی می‌کند. این پرسشنامه شامل ۲۴ سؤال و دو خرده‌مقیاس (شایستگی ادراک‌شده مهارت‌های جابه‌جایی و شایستگی ادراک‌شدهٔ مهارت‌های کنترل شیء)

است که هرکدام حاوی ۱۲ سؤال است. هریک از خرده‌مقیاس‌ها چهار مهارت حرکتی بنیادی را بررسی می‌کند. خرده‌مقیاس شایستگی مهارت‌های جابه‌جایی شامل مهارت‌های پرش جفت، دویدن، لی‌لی‌کردن و جستن و خرده‌مقیاس شایستگی مهارت‌های کنترل شیء شامل مهارت‌های پرتاب‌کردن، دریافت‌کردن، شوت‌کردن و دریبل‌کردن است.

نتایج حاصل از همسانی درونی با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ نشان‌دهندهٔ ثبات درونی (پایایی) مطلوب مدل مرتبهٔ دوم پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شده در دورهٔ کودکی» بود. مقدار آلفای کرونباخ برای کل پرسشنامه برابر با ۰/۸۸۳، پایایی خرده‌مقیاس شایستگی ادراک‌شده مهارت‌های جابه‌جایی برابر با ۰/۸۴۵ و خرده‌مقیاس شایستگی ادراک‌شدهٔ مهارت‌های کنترل شیء برابر با ۰/۸۲۱ بود. همچنین ضریب پایایی برای خرده‌مقیاس شایستگی حرکتی مهارت‌های جابه‌جایی بین ۰/۷۳۸ تا ۰/۷۷۸ و برای خرده‌مقیاس شایستگی حرکتی مهارت‌های کنترل شیء بین ۰/۶۲۹ تا ۰/۷۲۹ بود. گفتنی است ازآنجاکه تعداد سؤال‌های هرکدام از عوامل کم است (هر مهارت سه سؤال)، مقدار آلفای کرونباخ بین ۰/۶ تا ۰/۸ مطلوب در نظر گرفته می‌شود. در پژوهش دریسکامپر و همکاران (۳۱) پایایی پرسشنامه برای خرده‌مقیاس کنترل شیء ۰/۷۹-۰/۹۱ (پرتاب‌کردن ۰/۸۵، گرفتن ۰/۷۹، شوت‌کردن ۰/۹۱ و دریبل‌کردن ۰/۸) و برای خرده‌مقیاس جابه‌جایی ۰/۷۹-۰/۸۹ (دویدن ۰/۸۹، لی‌لی‌کردن ۰/۸۱، جهیدن ۰/۷۹ و پرش جفت ۰/۸۶) گزارش شده است (۳۱) که اندکی بیشتر از مقادیر گزارش‌شده در پژوهش حاضر است. حجم نمونهٔ بیشتر در پژوهش دریسکامپر و همکاران و نیز استفاده از نسخهٔ اصلی پرسشنامه، احتمالاً دلیل این تفاوت است. علاوه‌براین، در مطالعهٔ روان‌سنجی نسخهٔ فرانسوی، مایانو[1] و همکاران (۴۲) به‌منظور بررسی پایایی پرسشنامه، ضریب امگای مک‌دونالد را محاسبه و گزارش کردند. در پژوهش آن‌ها ضریب امگا برای مؤلفه‌های دویدن ۰/۹۴۳، لی‌لی‌کردن ۰/۸۱۳، جهیدن ۰/۸۷۴، پرش جفت ۰/۸۸۲، پرتاب‌کردن ۰/۷۸۷، گرفتن ۰/۸۰۲، شوت‌کردن ۰/۷۹۲ و دریبل‌کردن ۰/۸۰۲ به دست آمد.

به‌منظور بررسی روایی سازهٔ نسخهٔ فارسی پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شده در دورهٔ کودکی» از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. نتیجهٔ تحلیل عاملی تأییدی مرتبه‌های اول و دوم نشان داد این پرسشنامه به‌طور کامل و بدون حذف هیچ سؤالی برازش خوبی دارد، زیرا بیشتر شاخص‌های برازش آن در محدودهٔ قابل قبول قرار دارند. در مدل مرتبهٔ اول، شاخص CFI با مقدار ۰/۹۶ (حد مجاز بیشتر از ۰/۹)، شاخص NFI ۰/۹۲ (حد مجاز بیشتر از ۰/۹)، شاخص PGFI با مقدار ۰/۵۵ (حد مجاز بیشتر از ۰/۵)، شاخصRMSEA با مقدار ۰/۰۷۶ (حد مجاز کمتر از ۰/۸) و شاخص توکر-لوییس[2] ۰/۹۵ (حد مجاز بیشتر از ۰/۹) همگی نشان‌دهندهٔ برازندگی مطلوب مدل اندازه‌گیری نسخهٔ فارسی پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شده در دورهٔ

1. Maiano
2. TLI

کودکی» هستند؛ بنابراین روایی سازهٔ مطلوب این پرسشنامه را نشان می‌دهند. همچنین در مدل مرتبهٔ دوم، شاخص CFI با مقدار ۰/۹۵ (حد مجاز بیشتر از ۰/۹)، شاخص NFI با مقدار ۰/۹۱ (حد مجاز بیشتر از ۰/۹)، شاخص PGFI با مقدار ۰/۵۲ (حد مجاز بیشتر از ۰/۵)، شاخص RMSEA با مقدار ۰/۰۸ (حد مجاز زیر ۰/۸) و شاخص توکر-لوییس با مقدار ۰/۹۴ (حد مجاز بیشتر از ۰/۹) همگی نشان‌دهندهٔ برازش مطلوب مدل اندازه‌گیری مرتبهٔ دوم این پرسشنامه هستند. زیادبودن شاخص برازش هنجارنشده[1] (بیشتر از ۰/۹) و کم‌بودن شاخص رمزی (کمتر از ۰/۰۸) به‌ترتیب نشان می‌دهد که روابط علّی به‌درستی تبیین شده است و خطای اندازه‌گیری در مدل به‌خوبی کنترل شده است.

نتایج پژوهش حاضر با پژوهش دریسکامپر و همکاران (۳۱) و مایانو و همکاران (۴۲) هم‌راستاست. مقادیر مربوط به شاخص‌های برازش در پژوهش دریسکامپر و همکاران (۳۱) که بر نسخهٔ انگلیسی پرسشنامه اجرا شده است، تقریباً مشابه با پژوهش حاضر است. در پژوهش آن‌ها تنها مدل مرتبهٔ دوم اجرا شده است و شاخص CFI با مقدار ۰/۹، شاخصRMSEA با مقدار ۰/۰۶ و شاخص توکر-لوییس با مقدار ۰/۹۱ مشابه با مقادیر مربوط به مدل‌های مرتبهٔ اول و مرتبهٔ دوم پژوهش حاضر است. در پژوهش حاضر مقدار شاخص نیکویی برازش مرتبه‌های اول و دوم (به‌ترتیب ۰/۶۷ و ۰/۶۴) کمتر از حد قابل‌قبول است (حد مجاز بیشتر از ۰/۹). شاخص نیکویی برازش بیانگر میزان دقت مدل در تکرار ماتریس کواریانس مشاهده‌شده است. زمانی که مقدار زیادی درجهٔ آزادی در مقایسه با حجم نمونه وجود داشته باشد، از مقدار این شاخص کاسته می‌شود. به‌علاوه، مقدار شاخص نیکویی برازش به‌شدت تحت‌تأثیر تعداد پارامترهای مدل است و با افزایش آن، مقدار شاخص نیکویی برازش افزایش می‌یابد. حساسیت زیاد این شاخص در سال‌های اخیر کاربرد این شاخص را کمتر کرده است؛ تاجایی‌که برخی پژوهشگران توصیه کرده‌اند که از این شاخص استفاده نشود. در پژوهش مایانو و همکاران (۴۱) مقادیر مربوط به شاخص‌های مجذور خی‌دو، شاخص برازش تطبیقی بنتلر و ریشهٔ میانگین مجذور برآورد تقریب به‌ترتیب ۴۹۵/۴، ۰/۹۵۷ و ۰/۰۶۹ برای مدل مرتبهٔ اول و به‌ترتیب ۵۱۹/۴، ۰/۹۵۳ و ۰/۰۷۲ برای مدل مرتبهٔ دوم است (۴۱) که به مقادیر به‌دست‌آمده در مطالعهٔ حاضر بسیار نزدیک است. در مطالعهٔ حاضر مجذور خی‌دو، شاخص برازش تطبیقی بنتلر و ریشهٔ میانگین مجذور برآورد تقریب برای مدل مرتبهٔ اول به‌ترتیب ۴۵۹/۰۲، ۹۶ و ۰/۰۷۶ و برای مدل مرتبهٔ دوم به‌ترتیب ۵۲۰/۸، ۹۵ و ۰/۰۸ بوده است.

علاوه‌براین، نتایج پژوهش حاضر نشان داد که تمامی پارامترها در هر دو مدل مرتبهٔ اول و مرتبهٔ دوم معنادار بودند و مقادیر تی مربوط به تمامی سؤال‌ها (در مدل مرتبهٔ اول) و تمامی زیرمقیاس‌ها (در مدل مرتبهٔ دوم) بیشتر از ۲ بودند. براساس بارهای عاملی، از بین سؤال‌های پرسشنامه، سؤال ۲ (می‌توانم جفت‌پا به فاصلهٔ خیلی دور بپرم) مهم‌ترین پیش‌بینی کنندهٔ خرده‌مقیاس شایستگی مهارت‌های جابه‌جایی و مهم‌ترین پیش‌بینی کنندهٔ شایستگی حرکتی ادراک‌شده در دورهٔ کودکی هستند. همچنین سؤال ۲۳ (در دریبل درجا به‌طور متناوب

1. NNFI

و با هر دو دست (هم دست راست و هم دست چپ) خوب هستم) مهم‌ترین پیش‌بینی کنندهٔ خرده‌مقیاس مهارت‌های کنترل شیء است. علاوه‌براین، مهارت جستن (بار عاملی ۰/۸۸) مهم‌ترین پیش‌بینی کنندهٔ شایستگی ادراک‌شدهٔ مهارت‌های جابه‌جایی و مهارت دریافت‌کردن (بار عاملی ۱) مهم‌ترین پیش‌بینی کنندهٔ شایستگی ادراک‌شدهٔ مهارت‌های کنترل شیء و همچنین مهم‌ترین پیش‌بینی کنندهٔ شایستگی حرکتی ادراک‌شدهٔ کودکان هستند.

علاوه‌بر تحلیل عاملی تأییدی، در این پژوهش از روش‌های دیگر سنجش روایی سازه همچون روایی همگرا، تفاوت‌های سنی و تفاوت‌های گروهی نیز برای بررسی روایی سازه ابزار استفاده شد. نتایج پژوهش حاضر نشان داد که بین شایستگی حرکتی ادراک‌شده و شایستگی حرکتی واقعی (بهرهٔ رشدی) ارتباط مثبت و معنادار وجود دارد. بارنت و همکاران (۲۸) و لیونگ[1] و همکاران (۴۲) نشان دادند که بین شایستگی حرکتی واقعی و ادراک‌شدهٔ کودکان چهار تا پنج ساله و هفت تا هشت ساله ارتباط مثبت وجود دارد. علاوه‌براین، پژوهش‌های گوناگون نشان داده‌اند که با افزایش سن و رشد کودکان، ارتباط بین شایستگی حرکتی واقعی و ادراک‌شده قوی‌تر می‌شود (۳، ۱). این نتیجه نشان‌دهندهٔ روایی همگرای قابل‌قبول پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شده در دورهٔ کودکی» است.

در بررسی تفاوت‌های سنی، پژوهش حاضر نشان داد که در شایستگی حرکتی ادراک‌شده و نیز شایستگی ادراک‌شدهٔ مهارت کنترل شیء، بین طبقات سنی تفاوت معناداری به نفع کودکان کم‌سن‌تر (کودکان هفت تا هشت سال) وجود دارد؛ یعنی کودکان در سنین کم برآورد بیشتری از شایستگی حرکتی خود به‌ویژه در مهارت‌های کنترل شیء دارند. برخی از پژوهشگران معتقد هستند که شایستگی حرکتی ادراک‌شده، مبتنی‌بر رشد است؛ زیرا اعتقاد بر این است که توانایی فرد برای خودارزیابی دقیق شایستگی مهارت حرکتی با رشد فرد و تغییرات شناختی توسعه می‌یابد (۳۶). هارتر (۸) پیشنهاد کرد که کودکان (هشت سال و بیشتر) نه‌تنها قضاوت‌های گسسته‌ای دربارهٔ شایستگی خود در حیطه‌های متفاوت می‌کنند، بلکه تا این سن آن‌ها دیدگاهی راجع به خودارزشی کلی خود به‌عنوان یک فرد ایجاد نمی‌کنند (۸). هارتر (۴۳) پیشنهاد کرد که کودکان جوان تمایل دارند شایستگی حرکتی واقعی خود را بیش‌برآورد کنند؛ زیرا آن‌ها آرزوی شایسته‌بودن را با واقعیت اشتباه می‌گیرند و این موضوع تا حدود هشت‌سالگی روی می‌دهد؛ بنابراین اعتقاد بر این است که در کودکی میانی در مقایسه با کودکی اولیه، خودپنداره معمولاً بالاتر است. این ایده‌ها در مدل استودن و همکاران (۳) تقویت شدند. در این مدل پیشنهاد شده است که کودکان با افزایش سن به قابلیت‌های خود واقع‌بین می‌شوند؛ ازاین‌رو شایستگی حرکتی ادراک‌شدهٔ آن‌ها کاهش می‌یابد.

همچنین نتایج پژوهش حاضر نشان داد که در شایستگی حرکتی ادراک‌شده و شایستگی ادراک‌شدهٔ کنترل شیء، بین دختران و پسران تفاوت معنادار به نفع پسران وجود دارد و پسران درک بیشتری از شایستگی حرکتی

1. Liong

خود به‌ویژه در مهارت‌های کنترل شیء دارند. به نظر می‌رسد دربارهٔ درک شایستگی حرکتی، تفاوت‌های جنسیتی در طول رشد کودکی افزایش می‌یابد (۴۴، ۳۷، ۱۵)؛ در حالی‌که برخی مطالعات گزارش کرده‌اند که پسران و دختران در سال‌های قبل از مدرسه، ادراکات شایستگی مشابه دارند، اما از سال‌های دبستان به بعد، خودپندارهٔ بالاتر در پسران به‌طور ثابت مشاهده شده است (۴۷-۴۵، ۱۵).

به‌طورکلی نتایج پژوهش حاضر نشان داد که ضرایب آلفای کرونباخ نسخهٔ فارسی پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شده در دورهٔ کودکی» و نتایج تحلیل عاملی تأییدی مرتبه‌های اول و دوم از ساختار هشت‌عاملی ۲۴ سؤالی حمایت می‌کنند و روایی سازه و همسانی درونی پرسشنامه را تأیید می‌کنند. همچنین نتایج مربوط به روایی همگرا، تفاوت‌های سنی و تفاوت‌های گروهی، نشان‌دهندهٔ روایی سازهٔ مطلوب نسخهٔ فارسی این پرسشنامه است.

لازم است در انتها به برخی از محدودیت‌های موجود در این پژوهش اشاره شود. در مطالعهٔ حاضر پایایی آزمون-آزمون مجدد بررسی نشد؛ بنابراین لازم است این ویژگی روان‌سنجی در پژوهش‌های بعدی بررسی شود. همچنین در این پژوهش به‌منظور بررسی روایی تفاوت‌های گروهی، تنها تفاوت‌های جنسیتی مدنظر قرار گرفت. پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده به تفاوت بین گروه‌های کودکان با شایستگی حرکتی پایین و بالا توجه شود.

## پیام مقاله

در این پژوهش ابزاری برای اندازه‌گیری شایستگی حرکتی ادراک‌شدهٔ کودکان ۷ تا ۱۳ سال هنجاریابی شده است که شایستگی حرکتی کودکان را هم‌ارز با شایستگی حرکتی واقعی آن‌ها می‌سنجد. ابزارهای قبلی دو اشکال بارز داشتند: ۱- هم‌ارز با شایستگی حرکتی واقعی نبودند و ۲- به‌صورت تصویری بودند و موجب بیش‌برآورد شایستگی حرکتی ادراک‌شده می‌شدند. در این پژوهش روایی و پایایی نسخهٔ فارسی پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شده در دورهٔ کودکی» بررسی و تأیید شد؛ در نتیجه از این پرسشنامه می‌توان به‌عنوان ابزاری برای مطالعه و ارزیابی شایستگی حرکتی ادراک‌شدهٔ کودکان ۷ تا ۱۳ سال استفاده کرد.

## منابع

14.Robinson LE, Stodden DF, Barnett LM, Lopes VP, Logan SW, Rodrigues LP, et al. Motor competence and its effect on positive developmental trajectories of health. Sports Med. 2015;45(9):1273–84.

15.Logan SW, Webster EK, Getchell N, Pfeiffer KA, Robinson LE. Relationship between fundamental motor skill competence and physical activity during childhood and adolescence: a systematic review. Kinesiol Rev. 2015;4(4):416-26.

16.Stodden DF, Goodway JD, Langendorfer SJ, Roberton MA, Rudisill ME, Garcia C, et al. A developmental perspective on the role of motor skill competence in physical activity: an

emergent relationship. Quest. 2008;60(2):290-306.

17.Figueroa R, An R. Motor skill competence and physical activity in preschoolers: a review. Matern Child Health. 2017;21(1):136-46.

18.Holfelder B, Schott N. Relationship of fundamental movement skills and physical activity in children and adolescents: a systematic review. Psychol Sport Exerc. 2014;15(4):382-91.

19.Clark CCT. Is Obesity actually non-communicable? Obes Med. 2017;8:27-8.

20.Barnett LM, van Beurden E, Morgan PJ, et al. Does childhood motor skill proficiency predict adolescent fitness? Med Sci Sports Exerc. 2008;40(12):2137-44.

21.Harter S. The perceived competence scale for children. Child Dev. 1982;53(1):87-97.

22.Barnett LM, Morgan PJ, van Beurden E, Beard JR. Perceived sports competence mediates the relationship between childhood motor skill proficiency and adolescent physical activity and fitness: a longitudinal assessment. Int J Behav Nutr Phys Act. 2008;5(40):1-12.

23.Bardid F, De Meester A, Tallir I, Cardon G, Lenoir M, Haerens L. Configurations of actual and perceived motor competence among children: Associations with motivation for sports and global self-worth. Hum Mov Sci. 2016;50:1-9.

24.Inchley J, Kirby J, Currie C. Longitudinal Changes in Physical self-perceptions and associations with physical activity during adolescence. Pediatr Exerc Sci. 2011;23(2):237-49.

25.Barnett LM, Morgan PJ, Van Beurden E, Ball K, Lubans DRA. A reverse pathway? Actual and perceived skill proficiency and physical activity. Med Sci Sports Exerc. 2011;43(5):898-904.

26.Khodaverdi Z, Bahram A, Robinson LE. Correlates of physical activity behaviours in young Iranian girls. Child Care Health Dev. 2015;41(6):903-10.

27.Visser EL, Mazzoli E, Hinkley T, Lander NJ, Utesch T, & Barnett LM. Are children with higher self-reported wellbeing and perceived motor competence more physically active? A longitudinal study. J Sports Sci Med. 2020;23(3):270-5.

28.True L, Brian A, Goodway J, Stodden D. Relationships between product- and process-oriented measures of motor competence and perceived competence. Journal of Motor Learning and Development. 2017;5(2):319-335.

29.De Meester A, Barnett LM, Brian A, Bowe SJ, Jiménez-Díaz J, Van Duyse F, et al. The relationship between actual and perceived motor competence in children, adolescents and young adults: A systematic review and meta-analysis. Sports Med. 2020; 50(11): 1-49.

30.Masci I, Schmidt M, Marchetti R, Vannozzi G, Pesce C. When children's perceived and actual motor competence mismatch: Sport participation and gender differences. Journal of Motor Learning and Development. 2017; 6(s2): 1-35.

31.Barnett LM, Lai SK, Veldman SLC, Hardy LL, Cliff DP, Morgan PJ, et al. Correlates of gross motor competence in children and adolescents: a systematic review and meta-analysis. Sports Med. 2016;46(11):1663-88.

32.Stevan I, Barnett LM. Considerations Related to the Definition, Measurement and analysis of perceived motor competence. Sports Med. 2018;48(12):1-10.

33.Babic MJ, Morgan PJ, Plotnikoff RC, Lonsdale C, White RL, Lubans DR. Physical activity and physical self-concept in youth: systematic review and meta-analysis. Sports Med.

2014;44(11):1589-601.

34.Shavelson RJ, Hubner JJ, Stanton GC. Self-concept: validation of construct interpretations. Rev Educ Res. 1976;46(3):407-41.

35.Fox KR, Corbin CB. The physical self-perception profile: development and preliminary validation. J Sport Exerc Psychol. 1989;11(4):408-30.

36.Jekauc D, Wagner MO, Herrmann C, Hegazy K, Woll A. Does physical self-concept mediate the relationship between motor abilities and physical activity in adolescents and young adults? PLoS One. 2017;12(1):e016853.

37.Marsh HW, Redmayne RS. A multidimensional physical self-concept and its relation to multiple components of physical fitness. J Sport Exerc Psychol. 1994;16(1):43–55.

38.Marsh HW, Martin AJ, Jackson S. Introducing a short version of the physical self-description questionnaire: new strategies, short-form evaluative criteria, and applications of factor analyses. J Sport Exerc Psychol. 2010;32(4):438–82.

39.Dreiskamper D, Tietjens M, Honemann S, Naul R, Freund PA. PSK: A questionnaire for assessing the physical self-concept of primary school children. Zeitschrift fur Sportpsychologie. 2015;22(3):97-111.

40.Whitehead JR. A study of children's physical self-perceptions using and adapted Physical Self-Perception Profile Questionnaire. Pediatr Exerc Sci. 1995;7(2):132-51.

41.Barnett LM, Ridgers ND, Zask A, Salmon J. Face validity and reliability of a pictorial instrument for assessing fundamental movement skill perceived competence in young children. J Sci Med Sport. 2015;18(1):98-102.

42.Harter S, Pike R. The pictorial scale of perceived competence and acceptance for young children. Child Dev. 1984;55(6):1969–82.

43.Barnett LM, Vazou S, Abbott G, Bowe SJ, Robinson LE, Ridgers ND, Salmon J. Construct validity of the pictorial scale of perceived movement skill competence. Psychol Sport Exerc. 2016;22:294–302.

44.Dreiskaemper D, Utesch T, Tietjens M. The perceived motor competence questionnaire in childhood (PMC-C). Journal of Motor Learning and Development. 2018;6(2):264-80.

45.Ulrich D. The test of gross motor development (TGMD-2). 2nd ed. Ann Arbor, MI: University of Michigan; 2000.

46.Kline RB. Principles and practice of structural equation modeling. New York: Guilford Publications; 2015, pp. 11-4.

47.ZareZade M, Farokhi A, Kazem Nezhad A. Determining reliability and validity of test of gross motor development (Ulrich, 2000) in 3-11 aged children of Tehran city. Olympic. 2011;18(4):85-98. (In Persian).

48.Soltanian MA, Farokhi A, Ghorbani R, Jaberi Moghadam AA, Zarezade M. Evaluation of the reliability and construct validity of test of gross motor development-2 (Ulrich 2) in children of Semnan province. Koomesh. 2013;14(2):200-6. (In Persian).

49.Lin LY, Cherng RJ, Chen YJ. Relationship between time use in physical activity and gross motor performance of preschool children. Aust Occup Ther J. 2017; 64(1): 49-57.

50.Loewenthal KM. An introduction to psychological tests and scales. 2nd ed. London: UCL Press; 2001, pp. 51-9.

51.Hu L, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal. 1999; 1(6): 1-55.

52.Browne MW, Cudeck R. Alternative ways of assessing model fit. Sociaol Methods Res. 1993; 21(2): 230-258.

53.Hoyle RH. Handbook of structural equation modeling. New York: The Guilford Press; 2012.

54.Maiano Ch, Morin AJS, April J, Tietjens M, St-Jean Ch, Gagnon C, Dreiskamper D, & Aime A. Psychometric properties of a French version of the perceived motor competence in childhood questionnaire. Percept Mot Skills; 2021; 128(3): 1-15.

55.Liong GHE, Ridgers ND, Barnett LM. Associations between skill perceptions and young children's actual fundamental movement skills. Percept Mot Skills. 2015; 120(2):591–603.

56.Harter S. Self-perception profile for children: manual and questionnaires (Revision of the Self-Perception Profile for Children, 1985). University of Denver, Department of Psychology; 2012.

57.Harter S. The self. In: Damon R, Lerner MR. eds. Handbook of child psychology. Vol 3: Soical, emotional and persoanlity development. New York, NY, USA: Wiley & Sons; 2006.

58.Fredricks JA, Eccles J. Children's competence and value beliefs from childhood through adolescence: Growth trajectories in two male-sex-typed domains. Dev Psychol. 2002;38(4):519–33.

59.Noordstar JJ, van der Net J, Jak S, Helders PJ, Jongmans MJ. Global self-esteem, perceived athletic comptence, and physical activity in children: a longitudinal cohort study. Psychol Sport Exerc. 2016;22:83–90.

60.Jacobs JE, Lanza S, Osgood DW, Eccles JS, Wigfield A. Changes in children's self-competence and values: gender and domain differences across grades one through twelve. Child Dev. 2002;73(2):509–52.

## ارجاع‌دهی

. (۱۴۰۰). ویژگی‌های روان‌سنجی پرسشنامهٔ «شایستگی حرکتی ادراک‌شدهٔ در دورهٔ کودکی». فصلنامهٔ رفتار حرکتی، ۱۳ (۴۴): ۱۲۴-۹۳

**شناسه دیجیتال:** 10.22089/MBJ.2021.10253.1958

Ramezanzade, H.; Arabnarmi, B.; Fazeli, D, Bandali, E; Khalilian, F. (2022) Psychometric properties of the Perceived Motor Competence Questionnaire in Childhood. *Motor Behavior, 13 (44): 93-124 (Persian)*

**DOI:**10.22089/MBJ.2021.10253.1958