Iranian Journal of Psychoeducational Assessment
University of Zanjan

January 2026. Vol 1. Issue 2

Research Paper

Invariance of Factor Structure and Psychometric Properties of Snijders-Oomen Nonverbal Intelligence Test (SON-R2.5-7) Between Girls and Boys

Asghar Minaei[1], **Majid Taati**[2*]

1. Associate Professor, Department of Educational and Psychological Measurement, Faculty of Psychology and Education, Allameh Tabataba'i University, Tehran, Iran
2. PhD Student in Educational Psychology, Department of Psychology, Qom Branch, Islamic Azad University, Qom, Iran

Article info:
Received: 28.09.2025
Revised: 17.12.2025
Accepted: 24.12.2025

Keywords:
snijders-somen test 2.5 to 7 years,
measurement immutability,
operational structure

CC BY

Publisher: University of Zanjan

Abstract

The present study examined the factorial invariance and psychometric properties of the Snijders–Oomen Nonverbal Intelligence Test (SON-R 2.5-7) among boys and girls aged 2.5 to 7 years. Establishing equivalence across demographic groups, particularly gender, is essential for valid interpretation and comparison of test scores. The target population included all children aged 2.5 to 7 years residing in Tehran in 2005, and the final sample consisted of 1,126 children (615 boys and 511 girls), selected through multistage random sampling from kindergartens affiliated with the Tehran Welfare Organization and the Ministry of Education .Data were analyzed using R statistical software with advanced psychometric and multivariate techniques. Exploratory factor analysis was first conducted to identify the underlying structure of the test, and findings supported a two-factor model representing performance and reasoning abilities. This structure was then evaluated through confirmatory factor analysis, which showed acceptable goodness-of-fit indices and confirmed the adequacy of the proposed model. To determine whether the measurement model functioned equivalently across gender groups, multigroup confirmatory factor analysis (MGCFA) was used. Measurement invariance was assessed at successive levels, including configural, metric, scalar, and strict invariance. The results demonstrated that the SON-R 2.5-7 met the required criteria for invariance between boys and girls, indicating that the test operates similarly across gender .Because measurement invariance is a central source of evidence for construct validity, these findings provide strong support for the construct validity of the instrument. Overall, the SON-R 2.5-7 can be considered a valid, reliable, and gender-unbiased tool for assessing and comparing nonverbal intelligence in children aged 2.5 to 7 years in both research and clinical settings.

Use your device to scan and read the article online

Citation: Minaei, A., & Taati, M. (2026). Invariance of Factor Structure and Psychometric Properties of Snijders-Oomen Nonverbal Intelligence Test (SON-R2.5-7) Between Girls and Boys. *Iranian Journal of Psychoeducational Assessment*, 1 (2), 325-337. https://doi.org/10.30470/ijpa.2025.733230

***Corresponding Author:** Majid Taati
Address: Department of Psychology, Qom Branch, Islamic Azad University, Qom, Iran
Email: majidtaati1995@gmail.com

Extended Abstract

Introduction

The assessment of intelligence in children is fundamental in developmental and clinical psychology, with intelligence tests playing key roles in diagnosis, intervention, and educational planning. However, traditional tests like Stanford-Binet and Wechsler have been criticized for their heavy reliance on verbal skills and culture-specific content (Dixon et al., 2023), potentially underestimating abilities of children from diverse cultural backgrounds, ethnic minorities, or those with hearing and speech difficulties (Bouzaher et al., 2024; Cauwenberghe et al., 2025). These limitations prompted development of nonverbal intelligence tests providing more equitable cognitive assessments (Tellegen & Laros, 1993).

The Snijders-Oomen Nonverbal Intelligence Test (SON-R 2.5-7), designed in 1943 based on work with deaf children in the Netherlands, is a prominent nonverbal assessment tool. Its unique characteristics include no requirement for specific verbal abilities, adaptive administration, and feedback provision during testing to facilitate learning (minaei, 2005). Research demonstrates high correlations between SON-R 2.5-7 and established tests like Wechsler and Stanford-Binet (Karino et al., 2011).

A fundamental psychometric issue receiving recent attention is measurement invariance examination across demographic groups, particularly gender. Measurement invariance refers to equivalence of an instrument's measurement structure across groups and is essential for valid score comparisons. Multi-group confirmatory factor analysis (MGCFA) is the gold standard for examining measurement invariance (Hirschfeld & Brachel, 2014). Therefore, this study aims to examine the factor structure, measurement invariance, and psychometric properties of the SON-R 2.5-7 test among boys and girls aged 2.5 to 7 years.

Methods

The present study is applied in terms of purpose and secondary analysis in terms of data collection method. The data used were extracted from the standardization study of the SON-R 2.5-7 test conducted by minaei (2007) in Tehran. The research sample included 1126 children (615 boys and 511 girls) who were selected using multistage random sampling from kindergartens in Tehran. The research instrument was the Snijders-Oomen Nonverbal Intelligence Test (SON-R 2.5-7), which includes 6 subtests: Mosaics, Categories, Puzzles, Analogies, Situations, and Patterns. These subtests are classified into two general scales: the Performance Scale (including Mosaics, Puzzles, and Patterns) and the Reasoning Scale (including Categories, Analogies, and Situations).

Data analysis was performed using R statistical software. The data were randomly divided into two subsamples. Exploratory factor analysis (EFA) was performed on the first subsample using the psych package with maximum likelihood method and Promax rotation. Before conducting exploratory factor analysis, data adequacy was examined through the KMO index and Bartlett's test of sphericity. The number of factors was determined based on scree plot, parallel analysis, and minimum average partial (MAP) method. Then, confirmatory factor analysis (CFA) was performed on the second subsample using the lavaan package, and model fit was evaluated based on CFI, TLI, RMSEA, and SRMR indices. To examine measurement invariance between girls and boys, multi-group confirmatory factor analysis (MGCFA) was conducted at four levels: configural, metric, scalar, and strict. Model comparisons were based on changes in CFI and RMSEA indices. Additionally, the reliability of extracted factors was calculated using omega coefficient.

Results

The results of Bartlett's test of sphericity [$\chi^2(15) = 22785.75$, $P = 0.001$] and KMO index (0.93) indicated that the data were suitable for factor analysis. Exploratory factor analysis confirmed the existence of a two-factor structure. The first factor (Performance Scale) with an eigenvalue of 2.64 explained 44% of the total variance, and the second factor (Reasoning Scale) with an eigenvalue of 1.86 explained 31% of the total variance. Overall, this factor structure explained 75% of the total variance. The factor pattern matrix showed that the Mosaics (0.80), Patterns

(0.78), and Puzzles (0.61) subtests loaded on the first factor, and the Analogies (0.55), Situations (0.82), and Categories (0.55) subtests loaded on the second factor.

Confirmatory factor analysis confirmed good fit of the two-factor model [χ^2 = 29.101, df = 8, CFI = 0.993, TLI = 0.986, RMSEA = 0.068, SRMR = 0.013]. The results of multi-group confirmatory factor analysis showed that the configural model [χ^2 = 45.01, df = 16, CFI = 0.99, TLI = 0.99, RMSEA = 0.06], metric model [χ^2 = 51.97, df = 20, CFI = 0.99, TLI = 0.99, RMSEA = 0.05], partial scalar model [χ^2 = 54.79, df = 23, CFI = 0.99, TLI = 0.99, RMSEA = 0.05], and partial strict model [χ^2 = 60.19, df = 39, CFI = 0.99, TLI = 0.99, RMSEA = 0.04] had adequate fit. Given that changes in CFI and RMSEA indices between successive models did not exceed recommended thresholds (ΔCFI ≤ 0.01 and ΔRMSEA ≤ 0.015), measurement invariance of the test between girls and boys was confirmed.

Reliability results showed that omega coefficient for the Performance Scale was 0.92 for the total sample, 0.92 for boys, and 0.92 for girls, and for the Reasoning Scale was 0.87 for the total sample, 0.86 for boys, and 0.87 for girls, indicating acceptable reliability (Flora, 2020).

Conclusion

The findings of the study showed that the two-factor structure of the test had adequate fit in the examined sample. This finding is consistent with previous research (Tellegen & Laros, 1993; minaei, 2007). The confirmation of measurement invariance of the test between girls and boys indicates that the measurement structure of the test is equivalent across the two gender groups, and test scores can be validly compared between groups (Cheung & Rensvold, 2002; Chen, 2007). Karino et al. (2012) also reported that most test items are free from gender bias. The findings of the present study complement these results at the level of latent constructs and provide stronger evidence regarding the unbiasedness of the test. Reliability results also showed that the extracted factors have acceptable internal consistency. Overall, the findings provide valid evidence supporting the psychometric adequacy of the SON-R 2.5-7 test and demonstrate that this test is a valid and unbiased instrument for assessing intelligence in children aged 2.5 to 7 years in the Iranian population and can be used in clinical, educational, and research settings.

Ethical considerations

This study was conducted in accordance with ethical principles, including obtaining informed consent and ensuring confidentiality. All participants took part voluntarily after receiving clear explanations about the objectives of the study and the procedures involved.

Funding

All funding and expenses related to the research and publication of this article were covered by the authors, and no financial support was received from any source.

Author contributions

This article is derived from a master's thesis. The corresponding author was the thesis student, and the first author participated as the thesis supervisor.

Conflict of interest

The authors declare that they have no conflict of interest.

مقاله پژوهشی

تغییرناپذیری ساختار عاملی و ویژگی‌های روانسنجی آزمون غیرکلامی هوش اسنایدرز- اومان برای کودکان ۲/۵ تا ۷ سال (SON-R 2½-7) در بین دختران و پسران

اصغر مینائی[۱]، مجید طاعتی[۲*]

۱. دانشیار گروه سنجش و اندازه گیری، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

۲. دانشجوی دکتری روان‌شناسی، گروه روان‌شناسی، واحد قم، دانشگاه آزاد اسلامی، قم، ایران

اطلاعات مقاله:

تاریخ دریافت: ۱۴۰۴/۰۷/۰۶

تاریخ داوری: ۱۴۰۴/۰۹/۲۶

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۴/۱۰/۰۳

واژه‌های کلیدی:

آزمون اسنایدرز- اومان ۲/۵ تا ۷ سال، تغییرناپذیری اندازه‌گیری، ساختارعاملی

CC BY

ناشر: دانشگاه زنجان

چکیده

هدف از پژوهش حاضر بررسی تغییرناپذیری ساختار عاملی و ویژگی‌های روانسنجی آزمون غیرکلامی هوش اسنایدرز–اومان (SON-R2.5-7) درمیان کودکان دختر و پسر ۲/۵ تا ۷ سال بود. اطمینان از برابری عملکرد ابزارهای سنجش در گروه‌های مختلف جمعیت‌شناختی، به‌ویژه جنسیت، از الزامات اساسی در تفسیر معتبر نتایج آزمون‌های روان‌شناختی به شمار می‌آید. جامعه آماری این پژوهش شامل کلیه کودکان ۲/۵ تا ۷ سال ساکن شهر تهران در سال ۱۳۸۴ بود. نمونه پژوهش شامل ۱۱۲۶ کودک (۶۱۵ پسر و ۵۱۱ دختر) است که به‌عنوان بخشی از یک نمونه بزرگ‌تر ۲۸۵۲ نفری، با استفاده از روش نمونه‌گیری تصادفی چندمرحله‌ای از مهدکودک‌های تحت نظارت سازمان بهزیستی و وزارت آموزش‌وپرورش شهر تهران انتخاب شدند. داده‌ها با بهره‌گیری از نرم‌افزار آماری R و با استفاده از روش‌های پیشرفته تحلیل داده مورد بررسی قرار گرفت. در مرحله نخست، تحلیل عاملی اکتشافی به‌منظور شناسایی ساختار زیربنایی آزمون انجام شد و نتایج آن وجود یک ساختار دو عاملی را تأیید کرد. سپس، به‌منظور بررسی برازش مدل پیشنهادی، تحلیل عاملی تأییدی اجرا شد که شاخص‌های برازش، کفایت مدل دو عاملی را نشان دادند. در ادامه، به‌منظور ارزیابی تغییرناپذیری اندازه‌گیری آزمون در دو گروه جنسیتی، تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی (MG-CFA) در سطوح مختلف انجام شد. نتایج حاکی از برقراری تغییرناپذیری اندازه‌گیری بین دختران و پسران بود. از آنجا که تغییرناپذیری اندازه‌گیری یکی از شواهد بنیادی روایی سازه محسوب می‌شود، یافته‌های این پژوهش اعتبار سازه آزمون غیرکلامی هوش اسنایدرز– اومان را تأیید می‌کند. بر این اساس، می‌توان نتیجه گرفت که این آزمون ابزاری روا و معتبر برای سنجش هوش کودکان دختر و پسر ۲/۵ تا ۷ سال در مطالعات و ارزیابی‌های بالینی است.

استناد: مینائی، ا.، و طاعتی، ا. (۱۴۰۴). تغییرناپذیری ساختار عاملی و ویژگی‌های روانسنجی آزمون غیرکلامی هوش اسنایدرز- اومان برای کودکان ۲/۵ تا ۷ سال (SON-R 2½-7) در بین دختران و پسران. *سنجش روانی تربیتی*، ۱(۲)، ۳۲۵-۳۳۷. https://doi.org/10.30470/ijpa.2025.733230

* **نویسنده مسئول:** مجید طاعتی

نشانی: دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه علامه طباطبائی، تهران، ایران

پست الکترونیکی: majidtaati1995@gmail.com

مقدمه

ویژگی‌ها یا صفات روانی نظیر هوش، خلاقیت، انگیزش، نگرش و یادگیری، به دلیل ماهیت انتزاعی خود، به‌طور مستقیم قابل مشاهده و اندازه‌گیری نیستند و ناگزیر باید به‌صورت غیرمستقیم مورد سنجش قرار گیرند. در این میان، آزمون‌های روان‌شناختی، رایج‌ترین ابزار برای اندازه‌گیری این سازه‌ها به شمار می‌آیند (استفان[1] و همکاران، ۲۰۲۵: ۱۵؛ سیف، ۱۳۹۵: ۳۴). بدیهی است مطالعه هر سازه روان‌شناختی، از جمله هوش، مستلزم دستیابی به اطلاعات معتبر و قابل اعتماد است که این امر از طریق آزمون‌ها و روش‌های اندازه‌گیری امکان‌پذیر می‌شود (هومن، ۱۳۹۶: ۳).

در چارچوب نظریه روانسنجی، سنجش هوش و توانایی‌های ذهنی عمدتاً از طریق آزمون‌ها انجام می‌شود و این توانایی‌ها به‌صورت کمّی توصیف می‌گردند. روان‌سنج‌های اولیه، از جمله بینه[2]، توجه کمتری به ماهیت دقیق سازه هوش داشتند و غالباً پس از تدوین آزمون‌های هوش بود که این پرسش مطرح شد که این آزمون‌ها دقیقاً چه جنبه‌هایی از توانایی‌های ذهنی را اندازه‌گیری می‌کنند (بوریسبرت[3] و نیکلاس، ۲۰۲۴: ۱۰؛ شریفی و شریفی، ۱۳۹۶: ۶۲). با توجه به کاربرد گسترده ارزیابی هوشبهر در موقعیت‌های بالینی، مشاوره‌های تحصیلی و شغلی، گزینش برخی مشاغل و حتی موارد قانونی، نیاز به آزمون‌های هوش در جامعه امری اجتناب‌ناپذیر است (عابدی، صادقی و ربیعی، ۱۳۹۲: ۱۳۸).

آزمون‌های هوش عمومی[4]، نظیر آزمون استنفورد–بینه[5] و آزمون وکسلر[6]، از سوی طرفداران آزمون‌های ظرفیت یادگیری[7] مورد انتقاد قرار گرفته‌اند؛ زیرا این آزمون‌ها بیشتر، حاصل یادگیری‌های پیشین را می‌سنجند تا ظرفیت یادگیری افراد. بر اساس این دیدگاه، آزمون‌های هوش عمومی، توانایی یادگیری افرادی را که فرصت کمتری برای کسب دانش و مهارت داشته‌اند، کمتر از حد واقعی برآورد می‌کنند (دیکسون[8] و همکاران، ۲۰۲۳: ۶۹۸–۶۷۳؛ ویس[9] و ساکلوفسک، ۲۰۲۰: ۱۶۱). این مسئله به‌ویژه در مورد اعضای اقلیت‌های قومی، افراد با وضعیت اجتماعی-اقتصادی پایین‌تر و کودکان دارای مشکلات یادگیری صدق می‌کند. افزون بر این، آزمون‌های هوش عمومی اطلاعاتی درباره میزان بهبود عملکرد در شرایط بهینه یادگیری ارائه نمی‌دهند و در نتیجه، توانایی تمایز میان کودکان دارای عقب‌ماندگی ذهنی و کودکان دارای ناتوانی یادگیری را ندارند (فلتچر[10] و میسیاک، ۲۰۲۳: ۷۴–۵۳). از سوی دیگر، این آزمون‌ها به دلیل وابستگی محتوایی و دستورالعملی به مهارت‌های زبانی خاص، از منظر وابسته‌به‌فرهنگ بودن نیز مورد انتقاد قرار گرفته‌اند؛ امری که می‌تواند عملکرد افراد متعلق به اقلیت‌های فرهنگی و قومی و نیز افراد دارای مشکلات شنوایی و گفتاری را تحت تأثیر قرار دهد (بوزاهر[11] و همکاران، ۲۰۲۴: ۴۵؛ کاونبرگ[12] و همکاران، ۲۰۲۵: ۱۱۱). این انتقادها زمینه‌ساز توسعه آزمون‌های هوش غیرکلامی با حداقل اتکا به دانش اکتسابی و توانایی کلامی، مانند ماتریس‌های پیش‌رونده ریون شده است (تلجن و لاروس[13]، ۱۹۹۳: ۲۶۷).

یکی از آزمون‌های مهم هوش غیرکلامی که پژوهش حاضر بر آن متمرکز است، آزمون غیرکلامی هوش اسنایدرز–اومان[14] (SON-R2.5-7) می‌باشد. این آزمون نخستین‌بار در سال ۱۹۴۳ توسط اسنایدرز–اومان و بر اساس تجربیات وی در کار با کودکان ناشنوا در کشور هلند تدوین شد (تلجن و لاروس، ۱۹۹۳: ۲۶۷). آزمون SON-R2.5-7 در مقایسه با آزمون‌های سنتی هوش دارای چند ویژگی متمایز است: نخست آن‌که اجرای آن نیازمند توانایی‌های زبانی خاص نیست؛ دوم آن‌که به شیوه‌ای انطباقی اجرا می‌شود و سوم آن‌که در جریان آزمون، به آزمودنی بازخورد ارائه می‌گردد که این امر امکان یادگیری حین اجرا را فراهم می‌سازد (مینائی، ۱۳۸۴: ۲۹۷).

شواهد پژوهشی متعدد، همبستگی بالای آزمون SON-R2.5-7 را با آزمون‌های وکسلر پیش‌دبستانی (WPPSI-III)، وکسلر کودکان (WISC-II) (کارینو[15] و همکاران، ۲۰۱۱) و نیز آزمون استنفورد–بینه گزارش کرده‌اند (هریس[16]، ۱۹۸۲). در ایران نیز نتایج پژوهش‌های مینائی (۱۳۸۴؛ ۱۳۸۶) نشان می‌دهد که این آزمون از ضرایب پایایی و روایی مطلوبی برخوردار است.

در سال‌های اخیر، توجه متخصصان اندازه‌گیری به این نکته معطوف شده است که ابزارهای روان‌شناختی ممکن است در گروه‌های مختلف جمعیتی، از جمله بر اساس جنسیت، عملکرد متفاوتی داشته یا دچار سوگیری شوند (امبرتسون و رایس[17]، ۲۰۰۰؛ ترجمه پاشاشریفی و همکاران، ۱۳۸۸). ازاین‌رو، بررسی تغییرناپذیری اندازه‌گیری به‌عنوان یکی از پیش‌نیازهای اساسی مقایسه نمرات آزمون‌ها مورد تأکید قرار گرفته است. با توجه به اهمیت تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی در آزمون تغییرناپذیری ساختاری (مینائی، ۱۳۸۶؛ حسین‌آبادی و شکری، ۱۳۹۴) و لزوم برخورداری آزمون از ویژگی‌های روانسنجی برای مقایسه‌پذیری نمرات (میرزایی و همکاران، ۱۳۹۸)، پژوهش حاضر با استفاده از داده‌های پژوهش مینائی (۱۳۸۶) در پی پاسخ‌گویی به

1 Stefana
2 Binet
3 Brysbaert
4 General Intelligence tests
5 Stanford Binet Test
6 Wechsler test
7 Learning Potential tests
8 Dixon
9 Weiss
10 Fletcher
11 Bouzaher
12 Cauwenberghe
13 Tellegen & Laros
14 Snijders-Oomen Nonverbal Intelligence Test
15 Karino
16 Harris
17 Embretson & Reise

سؤالاتی درباره ساختار عاملی، تغییرناپذیری اندازه‌گیری، روایی[1] و پایایی[2] آزمون غیرکلامی هوش اسنایدرز–اومان (SON-R2.5-7) در کودکان ۲/۵ تا ۷ سال است.

روش پژوهش

پژوهش حاضر از نظر هدف، کاربردی است؛ زیرا نتایج آن می‌تواند در حوزه سنجش و ارزیابی هوش کودکان و کاربردهای پژوهشی و بالینی مورد استفاده قرار گیرد. همچنین از نظر شیوه گردآوری داده‌ها، تحلیل ثانویه محسوب می‌شود؛ بدین معنا که پژوهشگر داده‌ها را به‌صورت مستقیم گردآوری نکرده و از داده‌های جمع‌آوری‌شده توسط مینائی (۱۳۸۶) استفاده کرده است. در واقع، داده‌ها پیش‌تر در یک مطالعه میدانی گردآوری شده‌اند و پژوهش حاضر با اتّکا به همان داده‌ها، اقدام به تحلیل داده‌ها و بررسی ساختار عاملی، تغییرناپذیری اندازه‌گیری و برآورد پایایی آزمون کرده است. در این پژوهش، ابتدا از آمار توصیفی برای توصیف و دسته‌بندی داده‌ها بر اساس سن و جنسیت استفاده شد. سپس تحلیل‌های استنباطی با بهره‌گیری از نرم‌افزار آماری R انجام گرفت. به‌منظور بررسی ساختار عاملی آزمون، داده‌ها به‌صورت تصادفی به دو زیرنمونه نسبتاً مساوی تقسیم شدند؛ به‌گونه‌ای که بر روی زیرنمونه نخست تحلیل عاملی اکتشافی[3] (EFA) و بر روی زیرنمونه دوم تحلیل عاملی تأییدی[4] (CFA) اجرا شد. تحلیل عاملی اکتشافی با استفاده از بسته psych انجام گرفت. پیش از اجرای تحلیل عاملی اکتشافی، کفایت داده‌ها برای تحلیل عاملی از طریق شاخص KMO و آزمون کرویت بارتلت[5] بررسی شد و سپس تعداد عامل‌ها بر اساس روش‌های گزارش‌شده در بخش یافته‌ها تعیین گردید. در ادامه، به‌منظور تأیید ساختار عاملی استخراج‌شده، تحلیل عاملی تأییدی در محیط R و با استفاده از بسته lavaan اجرا شد و برازش مدل بر اساس شاخص‌های برازش گزارش گردید. برای بررسی تغییرناپذیری اندازه‌گیری آزمون بین دو گروه دختران و پسران، از تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی[6] (MGCFA) با استفاده از بسته lavaan بهره گرفته شد. در این مرحله، تغییرناپذیری اندازه‌گیری در سطوح پیکربندی[7]، متریک یا ضعیف[8]، اسکالر یا قوی[9] و سخت‌گیرانه یا باقیمانده[10] بررسی شد و مدل‌ها بر اساس شاخص‌های برازش و مقایسه آماری ارزیابی شدند. همچنین برای برآورد پایایی آزمون، از شاخص همسانی درونی استفاده شد و ضرایب پایایی عوامل استخراج‌شده با استفاده از ضریب اُمگا (ω) در محیط R محاسبه و گزارش گردید.

مشارکت‌کنندگان

جامعه آماری شامل کلیه کودکانی بود که در سال ۱۳۸۶ در بازه سنی ۲/۵ تا ۷ سال قرار داشته و ساکن شهر تهران بودند. نمونه مورد مطالعه شامل ۱۱۲۶ کودک بود که از این تعداد، ۶۱۵ نفر (۵۴/۶ درصد) پسر و ۵۱۱ نفر (۴۵/۴ درصد) دختر بودند. از نظر سن، ۱۳۳ کودک (۱۱/۸ درصد) در گروه سنی ۲ سال تا ۲ سال و ۱۲ ماه، ۲۳۳ کودک (۲۰/۷ درصد) در گروه سنی ۳ سال تا ۳ سال و ۱۲ ماه، ۲۷۸ کودک (۲۴/۷ درصد) در گروه سنی ۴ سال تا ۴ سال و ۱۲ ماه، ۳۰۹ کودک (۲۷/۴ درصد) در گروه سنی ۵ سال تا ۵ سال و ۱۲ ماه، و ۱۷۳ کودک (۱۵/۴ درصد) در گروه سنی ۶ سال تا ۶ سال و ۱۲ ماه قرار داشتند.

ابزار پژوهش

در پژوهش حاضر، داده‌های حاصل از اجرای آزمون غیرکلامی هوش اسنایدرز–اومان (SON-R2.5-7) که توسط مینائی گردآوری شده است، مورد تحلیل قرار گرفت. این آزمون بر اساس نتایج پژوهش‌های اسنایدرز–اومان بر روی کودکان ناشنوا در حدود سال ۱۹۴۳ طراحی شد و سپس مورد بازنگری و ویرایش قرار گرفت. فرم بلند آزمون در مدت‌زمان تقریبی ۵۰ تا ۶۰ دقیقه و در یک یا دو جلسه اجرا می‌شود و شامل ۹۱ سؤال در قالب ۶ خرده‌آزمون است که به‌ترتیب اجرا عبارت‌اند از: موزاییک‌ها (۱۵ سؤال)، طبقه‌بندی‌ها (۱۵ سؤال)، پازل‌ها (۱۴ سؤال)، قیاس‌ها (۱۷ سؤال)، موقعیت‌ها (۱۴ سؤال) و الگوها (۱۶ سؤال).

خرده‌آزمون‌های SON-R2.5-7 در دو گروه کلّی طبقه‌بندی می‌شوند. گروه نخست شامل خرده‌آزمون‌های الگوها، موزاییک‌ها و پازل‌ها است که مقیاس عملی[11] (PS) را تشکیل می‌دهد و گروه دوم شامل خرده‌آزمون‌های موقعیت‌ها، طبقه‌بندی‌ها و قیاس‌ها است که مقیاس استدلال[12] (RS) نام دارد. به طور کلّی، در این آزمون برای هر کودک، علاوه بر نمره‌های خرده‌آزمون‌ها، سه نمره دیگر با نام‌های هوشبهر (SON-IQ)، بهرِ عملی (SON-PS) و بهرِ استدلال (SON-RS) به دست می‌آید (مینائی، ۱۳۸۶: ۴۵).

در فرایند هنجاریابی و بومی‌سازی آزمون SON-R2.5-7 در ایران، مینائی (۱۳۸۴) شاخص‌هایی از ویژگی‌های روانسنجی آزمون را گزارش کرده است. بر اساس نتایج این پژوهش، ضرایب پایایی خرده‌آزمون‌ها با استفاده از آلفای کرونباخ به‌ترتیب ۰/۷۲، ۰/۷۱، ۰/۶۷ و ۰/۷۵ و ضرایب پایایی مقیاس عملی، مقیاس استدلال و نمره کل آزمون نیز به‌ترتیب ۰/۸۱، ۰/۷۶ و ۰/۸۴ گزارش شده است (مینائی، ۱۳۸۴: ۳۱۴).

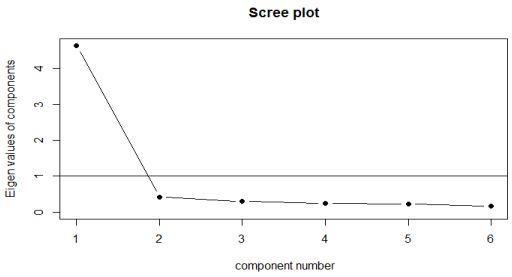
[1] Validity
[2] Reliability
[3] Exploratory factor analysis
[4] Confirmatory factor analysis
[5] Bartlett's sphericity test
[6] Multigroup confirmatory factor analysis
[7] configural
[8] metric/weak
[9] scalar/strong
[10] strict/residual
[11] Practical scale
[12] Reasoning scale

یافته‌ها

یافته‌های پژوهش در سه بخش ساختار عاملی، تغییرناپذیری و پایایی تنظیم شده که در ادامه آمده است.

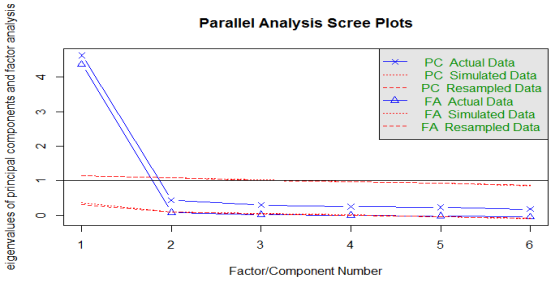
ساختار عاملی: به منظور شناسایی ساختار عاملی در جامعه مورد پژوهش، ابتدا تحلیل عاملی اکتشافی انجام شد. در مرحله نخست برای بررسی مناسب بودن داده‌های گردآوری شده و اینکه ماتریس همبستگی داده‌ها در جامعه صفر نیست، از دو آزمون کرویت بارتلت و KMO استفاده گردید. مقدار شاخص KMO از صفر تا یک تغییر می‌کند و برای مقادیر بیش از ۰/۷ قابل قبول است (واکتینز[1]، ۲۰۱۸: ۲۲۶) که در این پژوهش مقدار ۰/۹۳ بدست آمد که نشان از قابل اجرا بودن تحلیل عاملی بر روی داده‌ها می‌باشد. مقادیر بدست آمده در آزمون کرویت بارتلت (P=۰/۰۰۱، ۲۲۷۸۵/۷۵=$X^2_{(15)}$) نشان می دهد که آماره از سطح معنی‌داری کوچکتر بوده (α=۰/۰۵)، لذا ماتریس همبستگی، یک ماتریس صفر یا یک ماتریس واحد نیست و بین متغیرها همبستگی وجود دارد، لذا شرایط لازم جهت تحلیل عاملی وجود دارد.

در مرحله بعد ابتدا داده‌ها را به دو قسمت مساوی و به‌صورت تصادفی تقسیم کرده و سپس در رابطه با تعداد عامل‌ها تصمیم‌گیری شد، به این منظور از روش‌های نمودار سنگ‌ریزه (شکل ۱)، نمودار تحلیل موازی (شکل ۲) و روش حداقل میانگین همبستگی تفکیکی[2] (MAP) که جزء دقیق‌ترین روش‌های تعیین تعداد عامل‌ها به حساب می‌آیند (مینائی، ۸۸:۱۳۸۶) استفاده شد. اگرچه هر سه روش مبین استخراج یک عامل است، اما به گفته مینائی (۱۳۸۶) به پیشنهاد گورساچ (۱۹۹۷) یک عامل دیگر نیز استخراج گردید.



شکل۱

نمودار سنگ ریزه



شکل۲

نمودار تحلیل موازی

در مرحله بعد جهت استخراج عامل‌ها از پکیج Psych، روش بیشینه احتمال (Ml) و چرخش Promax استفاده شد. پس از اجرای تحلیل عاملی اکتشافی روی نمونه اول، مشخص شد خرده مقیاس‌های موزاییک‌ها، الگوها و پازل روی عامل اول و خرده مقیاس‌های طبقه‌بندی، موقعیت‌ها و قیاس‌ها روی عامل دوم بار شده‌اند. ماتریس الگوی عاملی و ماتریس ساختارعاملی چرخش یافته در جدول ۱ گزارش داده شده است.

جدول۱

ماتریس الگوی عاملی و ماتریس ساختارعاملی چرخش

خرده آزمون‌ها	ماتریس الگوی عاملی		ماتریس ساختار عاملی	
	مقیاس عملی (PS)	مقیاس استدلال (RS)	مقیاس عملی (PS)	مقایس استدلال (RS)
موزاییک‌ها	۰/۸۰		۰/۹۲	
الگوها	۰/۷۸		۰/۸۷	
پازل	۰/۶۱		۰/۸۷	
قیاس‌ها		۰/۵۵		۰/۷۵
موقعیت‌ها		۰/۸۲		۰/۸۹
طبقه‌بندی		۰/۵۵		۰/۸۱

عامل اول (مقیاس عملی) با ارزش ویژه ۲/۶۴، ۴۴ درصد از واریانس کل و عامل دوم (مقیاس استدلال) با ارزش ویژه ۱/۸۶، ۳۱ درصد از واریانس کل را تبیین می‌کند و به طور کلی این ساختار عاملی ۷۵ درصد از واریانس کل را تبیین می‌کند.

در مرحله بعد، برای تأیید ساختار عاملی حاصل از تحلیل عاملی اکتشافی، تحلیل عاملی تأییدی بر روی نمونه دوم که شامل ۵۶۳ آزمودنی بود، در محیط نرم‌افزار R و با استفاده از پکیج lavaan انجام شد.

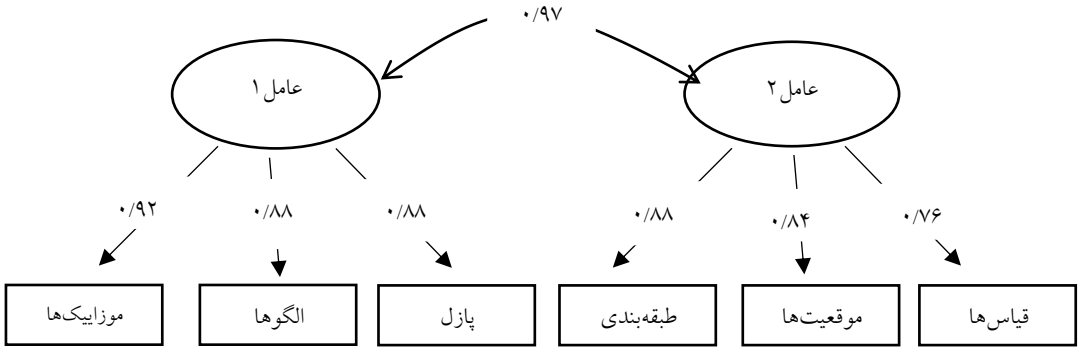
[1] Watkins

[2] Minimum Average Partial

جهت تعیین برازش مدل باید به بررسی شاخص‌های برازش پرداخت که به گفته هیو و بنتلر[1] (۱۹۹۹) مقادیر کمتر از ۰/۰۸ برای شاخص SRMR، مقادیر مقدار بین ۰/۰۵ تا ۰/۰۸ برای RMSEA و برای شاخص‌های CFI و TLI مقادیر بالاتر از ۰/۹۵ نشانگر برازش خوب مدل هستند. مقادیر به دست آمده در تحلیل عاملی تأییدی (جدول۲) حاکی از برازش خوب مدل دو عاملی با داده‌هاست.

جدول ۲
شاخص‌های برازش تحلیل عاملی تأییدی

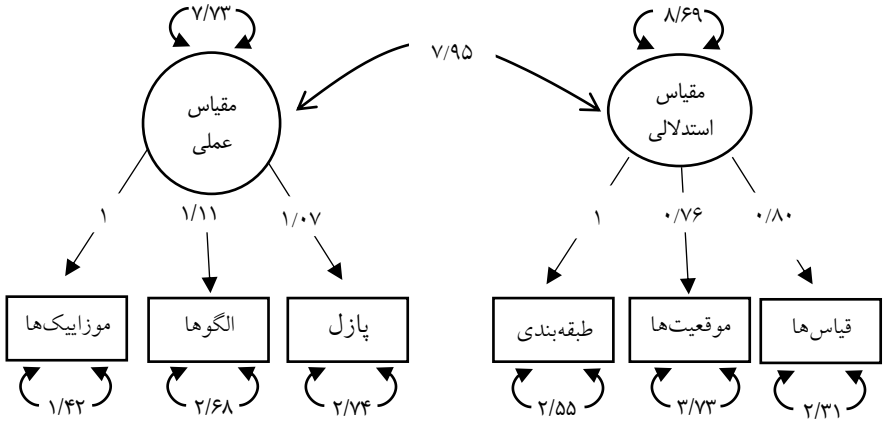
x^2	df	P-value	CFI	TLI	RMSEA	SRMR
۲۹/۱۰۱	۸	۰/۰	۰/۹۹۳	۰/۹۸۶	۰/۰۶۸	۰/۰۱۳



شکل۳
نمودار ساختارعاملی حاصل از تحلیل عاملی تأییدی

تغییرناپذیری اندازه‌گیری: برای بررسی تغییرناپذیری اندازه‌گیری از روش‌های مختلفی استفاده می‌شود. در این پژوهش از روش تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی (MGCFA) که به عنوان یک استاندارد واقعی برای بررسی درجه تغییرناپذیری اندازه‌گیری بین گروه‌ها، ثابت شده است (هیرشفلد و بارچل[2]، ۲۰۱۴: ۱) استفاده شد.

در این روش ابتدا باید به بررسی روابط بین متغیرهای آشکار و متغیرهای پنهان و مدل عاملی خرده‌مقیاس‌ها بپردازیم. با توجه به ساختارعاملی که در سؤال اول مورد تأیید قرار گرفت، در این سؤال از مدل دو عاملی که در سؤال قبلی مطرح شد، استفاده می‌کنیم. در تفسیر شاخص‌های برازندگی، کلاین[3] (۲۰۰۵) معتقد است مقادیر بیشتر از ۰/۹۵ برای شاخص‌های CFI و TLI و مقادیر کمتر از ۰/۰۸ برای شاخص RMSEA حاکی از برازش خوب مدل است و از آنجایی‌که مقدار شاخص‌های برازش تطبیقی (CFI)، تاکرلوییز (TLI) و ریشه دوم برآورد واریانس‌خطای تقریب (RMSEA) به ترتیب برابر با ۰/۹۹، ۰/۹۹ و ۰/۰۶ است، می‌توان نتیجه گرفت که مدل ۲ عاملی از برازش خوبی با داده‌ها برخوردار است.



شکل ۴
مدل برآوردهای استاندارد شده پارامترها

[1] Hu & Bentler
[2] Hirschfeld & Brachel
[3] Kline

آزمون SON-R2.5-7 دارای دو عامل یا متغیر مکنون و شش متغیر مشاهده شده است، متغیر مکنون هوشبهر عملی (PS) که متشکّل از خرده مقیاس‌های موزاییک‌ها، پازل‌ها و الگوها است و متغیر مکنون هوشبهر استدلالی (RS) که متشکّل از خرده مقیاس‌های طبقه‌بندی، قیاس‌ها و موقعیت‌ها می‌باشد. در روش SEM، برای تأیید یا عدم تأیید، باید تغییرناپذیری در چهار مدل تغییرناپذیری پیکربندی، تغییرناپذیری متریک یا ضعیف، تغییرناپذیری قوی یا اسکالر و تغییرناپذیری سخت‌گیرانه یا باقیمانده بررسی شود.

مرحله یک - تغییرناپذیری پیکربندی: این مدل، اولین قدم برای ایجاد تغییرناپذیری است و اگر ساختار اصلی مدل در بین گروه‌ها تغییرناپذیر باشد، نشان می‌دهد که شرکت‌کنندگان از گروه‌های مختلف ساختارها را به همان شیوه مفهوم سازی می‌کنند (میلفونت و فیشر[1]، ۲۰۱۰: ۱۱۵). با توجه به مقادیر بدست آمده از اجرای این مدل، می‌توان نتیجه گرفت که آزمون دارای تغییرناپذیری پیکربندی می‌باشد. از آنجایی‌که مدل پیکربندی، پیش‌شرط بررسی تغییرناپذیری اندازه‌گیری است، پس می‌توان فرایند تحلیل را ادامه داد.

مرحله دو - تغییرناپذیری متریک یا ضعیف: برای بررسی تغییرناپذیری متریک باید شاخص‌های این مدل را با مدل پیکربندی مقایسه کرد که با توجه به تغییرات جزئی در مجذورکای و درجه آزادی، می‌توان آماره‌های مدل متریک را مورد بررسی قرار داد و با توجه به ثبات برازش‌های آماری در دو مدل پیکربندی و متریک، می‌توان نتیجه گرفت که تغییرناپذیری متریک برقرار است.

مرحله سه - تغییرناپذیری اسکالر یا قوی: باتوجه به اینکه مقادیر AIC و BIC در مدل قوی، کمتر از ضعیف است، تغییرناپذیری ضعیف بهتر از تغییرناپذیری قوی می‌باشد. آنچه اکنون باید بدانیم، بررسی این است که آیا تغییرناپذیری جزئی قوی وجود دارد یا خیر؟ این امر اجازه می‌دهد تا اثر رهایی از محدودیت‌های برابر را در بین گروه‌ها مشاهده کنیم. این یک آزمایش است که آیا آزادسازی همه محدودیت‌های برابری، نشان دهنده بهبود تناسب نسبت به مدل پایه است یا خیر؟ برای این کار، پس از آزادسازی محدودیت‌ها، آزمون تفاوت مجذورکای را بار دیگر اجرا می‌کنیم. با توجه به مقادیر به دست آمده می‌توان گفت تغییرناپذیری قوی جزئی برقرار است. حال باید به مقایسه شاخص‌های آماری سه مدل پرداخت.

جدول ۳

مقایسه شاخص‌های آماری سه مدل اول

مدل	Chisq	Df	RMSEA	TLI	CFI	AIC
پیکربندی	۴۹/۰۱	۱۶	۰/۰۶	۰/۹۹	۰/۹۹	۲۸۹۸۱
ضعیف	۵۱/۹۷	۲۰	۰/۰۵	۰/۹۹	۰/۹۹	۲۸۹۷۶
قوی	۶۱/۱۷	۲۴	۰/۰۵	۰/۹۹	۰/۹۹	۲۸۹۷۷
قوی جزئی	۵۴/۷۹	۲۳	۰/۰۵	۰/۹۹	۰/۹۹	۲۸۹۷۲

مرحله چهار - تغییرناپذیری سخت‌گیرانه یا باقیمانده: برای بررسی تغییرناپذیری باقیمانده، باید محدودیت اضافی واریانس‌های باقیمانده برابر برای متغیرهای آشکار را در گروه‌ها اضافه کرد. از آنجایی که تغییرناپذیری قوی جزئی برقرار است، پارامترهایی که قبلا آزاد شده اند، در این مدل نیز آزاد در نظر گرفته می‌شوند. برای بررسی تغییرناپذیری سختگیرانه، باید آزمون تفاوت مجذورکای را برای این مدل و مدل قبلی اجرا کرد. باتوجه به جدول ۴، تغییرناپذیری قوی بهتر از تغییرناپذیری سختگیرانه است. از آنجا که تغییرناپذیری قوی جزئی برقرار است، اکنون می‌توان متغیرهای نهفته را مقایسه کرد.

جدول ۴

مقایسه شاخص‌های آماری چهار مدل

	Chisq	Df	RMSEA	TLI	CFI	AIC
پیکربندی	۴۵/۰۱	۱۶	۰/۰۶	۰/۹۹	۰/۹۹	۲۸۹۸۱
ضعیف	۵۱/۹۷	۲۰	۰/۰۵	۰/۹۹	۰/۹۹	۲۸۹۷۶
قوی جزئی	۵۴/۷۹	۲۳	۰/۰۵	۰/۹۹	۰/۹۹	۲۸۹۷۲
سخت‌گیرانه	۶۰/۱۹	۳۹	۰/۰۴	۰/۹۹	۰/۹۹	۲۸۹۶۶

برای ارزیابی تغییرناپذیری اندازه‌گیری در تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی، مقایسه مدل‌های تودرتو باید بر اساس معیارهای مشخص صورت گیرد. با توجه به حساسیت آزمون تفاوت مجذورکای به حجم نمونه، پژوهشگران استفاده از تغییر شاخص‌های برازش را توصیه کرده‌اند. بر اساس پیشنهاد

[1] Milfont & Fischer

چئونگ و رنسولد[1] (۲۰۰۲)، اگر مقدار تغییر شاخص CFI از ۰/۰۱ بیشتر نباشد، می‌توان تغییرناپذیری اندازه‌گیری را پذیرفت. همچنین چن[2] (۲۰۰۷) نشان داده است که تغییر RMSEA کمتر یا مساوی ۰/۰۱۵ نیز معیار مناسبی برای قضاوت درباره تغییرناپذیری است.

همان‌گونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، مقادیر CFI و TLI در تمامی مدل‌ها ثابت و برابر با ۰/۹۹ باقی مانده و مقدار RMSEA نیز تغییر ناچیزی داشته است. از آنجا که تغییر شاخص‌های برازش بین مدل‌های متوالی از حدود پیشنهادی فراتر نرفته است، می‌توان نتیجه گرفت که آزمون SON-R 2.5–7 در بین دو گروه دختران و پسران از تغییرناپذیری اندازه‌گیری برخوردار است.

پایایی: جهت بررسی پایایی، از روش بررسی همسانی درونی عوامل استخراج شده با کمک ضریب اُمگا (ω) استفاده شد، با توجه به مقادیر به دست آمده در جدول ۵، چون تمامی مقادیر بیش از ۰/۶۱ است (فلورا[3]، ۲۰۲۰: ۴۹۰)، برآورد مطلوبی از پایایی را نمایش می‌دهد.

جدول ۵

مقادیر ضریب امگای عوامل استخراج شده

عامل‌ها	در نمونه مورد مطالعه	گروه پسران	گروه دختران
مقیاس عملی (PS)	۰/۹۲	۰/۹۲	۰/۹۲
مقایس استدلال (RS)	۰/۸۷	۰/۸۶	۰/۸۷

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی ساختار عاملی، پایایی و تغییرناپذیری اندازه‌گیری آزمون غیرکلامی هوش اسنایدرز–اومان (SON-R 2.5–7) در بین کودکان دختر و پسر ۲/۵ تا ۷ سال انجام شد. در این پژوهش، با بهره‌گیری از داده‌های حاصل از پژوهش هنجاریابی آزمون و با رویکرد تحلیل ثانویه، ویژگی‌های روانسنجی این ابزار مورد بررسی قرار گرفت. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی نشان داد که ساختار دو عاملی آزمون، شامل مقیاس عملی و مقیاس استدلال، در نمونه مورد بررسی از برازش مناسبی برخوردار است و خرده‌آزمون‌ها به صورت منسجم بر عوامل متناظر خود بارگذاری می‌شوند. این یافته نشان می‌دهد که ساختار مفهومی آزمون در نمونه کودکان ایرانی مورد بررسی در این پژوهش، به‌طور منسجم قابل بازنمایی است.

یافته‌های مربوط به ساختار عاملی آزمون با نتایج پژوهش‌های پیشین درباره ویژگی‌های روانسنجی آزمون SON-R همسو است. تلجن و لاروس (۱۹۹۳) در معرفی و بازنگری آزمون اسنایدرز–اومان بر وجود ابعاد متمایز عملی و استدلالی، غیرکلامی بودن آزمون و قابلیت کاربرد آن در گروه‌های مختلف کودکان تأکید کرده‌اند. همچنین در پژوهش هنجاریابی آزمون در ایران، ساختار عاملی مشابهی برای این ابزار گزارش شده است (مینائی، ۱۳۸۶). این همسویی نشان می‌دهد که ساختار عاملی آزمون SON-R 2.5–7 در بافت فرهنگی ایران نیز از ثبات و انسجام لازم برخوردار است.

در گام بعد، به منظور بررسی امکان مقایسه نمرات آزمون بین دو گروه جنسیتی، تغییرناپذیری اندازه‌گیری آزمون با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی چندگروهی مورد بررسی قرار گرفت. نتایج مقایسه مدل‌های تودرتو در سطوح پیکربندی، متریک، اسکالر و سخت‌گیرانه نشان داد که الگوی شاخص‌های برازش در مدل‌های متوالی پایدار بوده و با ملاک‌های پیشنهادی برای قضاوت درباره تغییرناپذیری سازگار است. بر اساس معیارهای مطرح‌شده در ادبیات روانسنجی برای ارزیابی تغییرناپذیری اندازه‌گیری، از جمله تغییر شاخص‌های CFI و RMSEA، می‌توان نتیجه گرفت که ساختار اندازه‌گیری آزمون در بین دختران و پسران به‌طور معناداری یکسان است (چئونگ و رنسولد ۲۰۰۲، چن ۲۰۰۷).

بررسی تغییرناپذیری اندازه‌گیری از این جهت اهمیت دارد که تنها در صورت برقرار بودن این ویژگی می‌توان نمرات آزمون را بین گروه‌های مختلف به طور معتبر مقایسه کرد. در پژوهش‌های پیشین مرتبط با آزمون SON-R، تمرکز عمدتاً بر بررسی ساختار عاملی، پایایی یا کارکرد افتراقی سؤال‌ها بوده است. برای نمونه، کارینو[4] و همکارانش (۲۰۱۲) در بررسی کارکرد افتراقی آیتم‌های آزمون SON-R گزارش کردند که اغلب آیتم‌ها فاقد سوگیری جنسیتی هستند. یافته‌های پژوهش حاضر این نتایج را در سطحی بالاتر، یعنی در سطح سازه‌های نهفته، تکمیل می‌کند و شواهد قوی‌تری درباره عدم سوگیری آزمون در مقایسه توانایی‌های شناختی دختران و پسران فراهم می‌آورد. ازاین‌رو، می‌توان گفت مزیت اصلی پژوهش حاضر بررسی نظام‌مند تغییرناپذیری اندازه‌گیری آزمون SON-R 2.5–7 در بین دو گروه جنسیتی است.

علاوه بر این، نتایج مربوط به پایایی آزمون نشان داد که عوامل استخراج‌شده از همسانی درونی مطلوبی برخوردارند. استفاده از ضریب اُمگا برای برآورد پایایی نشان می‌دهد که خرده‌آزمون‌های هر مقیاس به‌صورت منسجم سازه‌های نهفته مورد نظر را اندازه‌گیری می‌کنند و نتایج آزمون از ثبات درونی قابل قبولی برخوردار است.

[1] Cheung & Rensvold
[2] Chen
[3] Flora
[4] Karino

در مجموع، یافته‌های پژوهش حاضر شواهد معتبری در حمایت از کفایت روانسنجی آزمون SON-R 2.5-7 در نمونه کودکان ایرانی فراهم می‌آورد. تأیید ساختار عاملی، برخورداری از پایایی مناسب و به ویژه تغییرناپذیری اندازه‌گیری بین دختران و پسران نشان می‌دهد که این آزمون ابزاری مناسب برای سنجش و مقایسه توانایی‌های شناختی کودکان در بازه سنی ۲/۵ تا ۷ سال است. غیرکلامی بودن آزمون و حداقل وابستگی آن به مهارت‌های زبانی، کاربرد آن را در موقعیت‌های بالینی، آموزشی و پژوهشی، به‌ویژه برای کودکانی با پیشینه‌های زبانی یا فرهنگی متفاوت، تسهیل می‌کند.

با وجود این، پژوهش حاضر دارای محدودیت‌هایی نیز هست. داده‌های مورد استفاده به کودکان شهر تهران و به یک دوره زمانی خاص محدود است؛ ازاین‌رو تعمیم نتایج به سایر مناطق جغرافیایی یا جمعیت‌های متفاوت نیازمند احتیاط است. همچنین، استفاده از داده‌های ثانویه امکان کنترل کامل بر فرایند گردآوری داده‌ها را محدود می‌کند. انجام پژوهش‌های آینده با نمونه‌های جدید و بررسی تغییرناپذیری اندازه‌گیری آزمون در سایر گروه‌ها می‌تواند به تکمیل شواهد روانسنجی این ابزار کمک کند.

در پایان، می‌توان نتیجه گرفت که آزمون غیرکلامی هوش SON-R 2.5-7، بر اساس شواهد حاصل از این پژوهش، ابزاری پایا و فاقد سوگیری جنسیتی برای سنجش هوش کودکان ۲/۵ تا ۷ سال در جامعه ایرانی است و می‌تواند با اطمینان در پژوهش‌ها و ارزیابی‌های تخصصی مورد استفاده قرار گیرد.

سپاس‌گزاری

نویسندگان از همه مشارکت‌کنندگان در پژوهش مینائی (۱۳۸۵)، که داده‌های به دست آمده از آن در پژوهش حاضر استفاده شد، تشکر می‌کنند.

ملاحظات اخلاقی

این پژوهش با رعایت موازین اخلاقی چون کسب رضایت آگاهانه و محرمانگی انجام شده است. تمامی شرکت‌کنندگان پس از دریافت توضیحات درباره اهداف پژوهش و نحوه اجرا، داوطلبانه و با رضایت در پژوهش مشارکت نمودند.

حامی مالی

تمامی منابع مالی و هزینه‌های مربوط به تحقیق و انتشار مقاله توسط نویسندگان پرداخت شده است و هیچ‌گونه حمایت مالی دریافت نشده است.

مشارکت نویسندگان

این مقاله برگرفته از پایان‌نامه کارشناسی ارشد است. نویسنده مسئول دانشجوی پایان‌نامه بوده است و نویسنده اول به عنوان استاد راهنما در این پایان‌نامه مشارکت داشته‌اند.

تعارض منافع

نویسندگان اعلام می‌دارند که هیچ‌گونه تعارض منافعی ندارد.

منابع

پاسبانی، ر.، شکری، ا. (۱۳۹۱). فهرست تنیدگی ناشی از انتظارهای تحصیلی: آزمون تغییرناپذیری ساختار عاملی در بین نوجوانان دختر و پسر ایرانی، *فصلنامه اندازه‌گیری تربیتی*، ۳(۱۰)۱۰۲-۷۵.

حسین آبادی، م.، شکری، ا. (۱۳۹۲). آزمون هم ارزی جنسی ساختارعاملی نسخه کوتاه پرسشنامه نظم دهی شناختی هیجان. *فصلنامه روانشناسی تحولی: روانشناسان ایرانی*، ۱۲(۴۶): ۲۱۱-۱۹۹.

سیف، ع. ا. (۱۳۹۵). *اندازه‌گیری، سنجش و ارزشیابی آموزشی*، ویراست هفتم. نشر دوران.

شریفی، ح.، شریفی ن. (۱۳۹۶). *اصول روانسنجی و روان آزمایی*. تهران، انتشارات رشد.

عابدی، م.، ربیعی، م. (۱۳۹۲). هنجار یابی آزمون هوشی وکسلر کودکان (نسخه چهار) در استان چهارمحال و بختیاری. *فصلنامه شخصیت و تفاوت‌های فردی*، ۲(۳)، ۱۵۸-۱۳۸.

میرزایی، م ع.، مقدم زاده، ع.، مینائی، ا.، ایزانلو، ب.، صالحی، ک. (۱۳۹۸). منابع کارکرد افتراقی سؤال و کاربرد آن در آموزش. *فصلنامه تدریس پژوهی*، ۷(۱)، ۱۳۳-۱۵۳.

مینائی، ا. (۱۳۸۴). انطباق و استانداردسازی آزمون غیرکلامی هوش اسنایدرز - اومان برای کودکان۲/۵-۷سال:یک مطالعه مقدماتی. *فصلنامه کودکان استثنایی*، ۵(۳)، ۳۲-۲۹۵.

مینائی، ا. (۱۳۸۵). انطباق و استانداردسازی آزمون غیرکلامی هوش اسنایدرز - اومان برای کودکان ۲/۵-۷ سال (SON-R 2.5-7):گزارش پایانی. *فصلنامه روان‌شناسی و علوم تربیتی*، ۳(۹)، ۹۸-۶۱.

مینائی، ا. (۱۳۸۶). بررسی تغییرناپذیری ساختارعاملی سوال‌های سندرمی پرسشنامه خودسنجی آخنباخ. *فصلنامه کودکان استثنایی*، ۷(۱)،۶۰-۴۵.

مینائی، ا. (۱۳۸۶). بررسی ساختار عاملی مقیاس رفتار انطباقی بزرگسالان(ABS-RC2): یک تحلیل ثانویه. *فصلنامه کودکان استثنایی*، ۷(۳)، ۲۹۸-۲۷۸.

هومن، ح. ع. (۱۳۹۶). *اندازه گیری روانی و تربیتی(فن تهیه تست و پرسشنامه)*، نشرپیک فرهنگ.

References

Abedi, M., Sadeghi, A., Rabiei, M. (2013). Standardization of the wechsler intelligence scale for children-iv in chahar mahal va bakhteyri state. *Journal of personality & individual differences*, *2*(3), 138-158. [Persian]

Bouzaher, M. H., Wu, S., Ramanathan, D., Chi, D. H., Klaas, P., & Anne, S. (2024). Intelligence quotient testing in children with hearing loss: A systematic review. *American Journal of Otolaryngology*, *45*(3), Article 104219.

Brysbaert, M., & Nicolas, S. (2024). Two persistent myths about Binet and the beginnings of intelligence tests in psychology textbooks. *Collabra: Psychology*, *10*(1), Article 117600.

Chen, F. F. (2007). Sensitivity of goodness of fit indexes to lack of measurement invariance. *Structural equation modeling: a multidisciplinary journal*, *14*(3), 464-504.

Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural equation modeling*, *9*(2), 233-255.

Dixon, C., Oxley, E., Gellert, A. S., & Nash, H. (2023). Dynamic assessment as a predictor of reading development: a systematic review. *Reading and Writing*, *36*(3), 673-698.

Embretson, Susan E. P. Reise., Steven (2000). Item Response Theory for Psychologists (Multivariate Applications Series). *United Kingdom: Psychology Press Publications*.

Fletcher, J. M., & Miciak, J. (2024). Assessment of specific learning disabilities and intellectual disabilities. *Assessmen, 31*(1), 53–74.

Flora, D. B. (2020). Your coefficient alpha is probably wrong, but which coefficient omega is right? A tutorial on using R to obtain better reliability estimates. *Advances in Methods and Practices in Psychological Science*, *3*(4), 484-501.

Harris, SH. (1982). An evaluation of the Snijders-Oomen Nonverbal Intelligence Scale for Young Children. *Journal of Pediatr Psychol, 7*(3), 239-51.

Hirschfeld, G., & Von Brachel, R. (2014). Improving Multiple-Group confirmatory factor analysis in R–A tutorial in measurement invariance with continuous and ordinal indicators. *Practical Assessment, Research, and Evaluation*, *19*(1), Article 7.

Hooman, H.A. (2017). Psychological and educational measurement (test preparation technique and questionnaire). *Tehran: peyk farhsng Publications*. [Persian]

Hosseinabadi, M., Shokri, O. (2016). Examining the gender-based equivalence of factorial structure of the cognitive emotion regulation questionnaire- short form. developmental psychology. *Journal of iranian psychologists*, *12*(46), 199-211. [Persian]

Karino, C.A., Laros, J.A., Jesus, G.R. (2011). Evidências de validade convergente do SON-R 2½-7[a] com o WPPSI-III e WISC-III. *Journal of Psicologia: Reflexão e Crítica, Porto Alegre, 24(4),* 621-629.

Karino, C., Laros, J., Jesus, G. (2012). Differential Item Functioning of the SON-R 21/2-7[a] Non-Verbal Intelligence Test. *Psicologia: Teoria e Pesquisa, 28*(1),15-25.

Kline, R.B. (2005). Principles and practice of structural equation modeling 2 nd ed. New York: Guilford Press.

L. Milfont, T., & Fischer, R. (2010). Testing measurement invariance across groups: applications in cross-cultural research. *International Journal of Psychological Research, 3(1),* 111–130.

Minaei, A. (2005*).* Adaptation and standardization of snijders-oomen nonverbal intelligence test for 2 ½-7 years children: a preparatory study. *Journal of exceptional children (research on exceptional children), 5(3),* 295-322. [Persian]

Minaei, A. (2007). Factorial invariance of syndrome's items of achenbach's youth self-report (ysr) form*. Journal of exceptional children (research on exceptional children), 7(1),* 45-60.[Persian]

Minaei, A. (2007). Nonverbal intelligence test for 21/2-7 years children: final report. *Jornal of quarterly educational psychology, 3(9),* 61-98. [Persian]

Minaei, A. (2007). Factor structure of aamr adaptive behavior scale-residential and community: a secondary analysis*. Journal of exceptional children (research on exceptional children), 7(3)*,287-298. [Persian]

Mirzaei, M., Moghaddamzadeh, A., Minaei, A & etc (2019). Sources of Question Differential Function and its Application in Education. *Jornal of Research in teaching, 7(1),* 133-153. [Persian]

Pasbani, R., Shokri, O. (2012). Academic expectations stress inventory: testing the sex invariance of factorial structure among Iranian asolescents. *Jornal of Educational Measurement, 3(10)*, 75-102. [Persian]

Saif, A.A (2007). Educational measurement, assessment, and evaluation.*Tehran: nashrdowran Publications*. [Persian]

Sharifi, H., & Sharifi, N. (2020). Principles of psychometrics and psychoanalysis*. Tehran: Roshd Publications*. [Persian]

Stefana, A., Damiani, S., Granziol, U., Provenzani, U., Solmi, M., Youngstrom, E. A., & Fusar-Poli, P. (2024). Psychological, psychiatric, and behavioral sciences measurement scales: Best practice guidelines for their development and validation. *Frontiers in Psychology, 15*, Article 1494261.

Tellegen, P., & Laros, J. (1993). The construction and validation of a nonverbal test of intelligence: The revision of the Snijders-Oomen tests. *Journal of Psychological Assessment, 9(2)*, 147–157.

Tellegen, P. J., & Laros, J. A. (2020). The Snijders-Oomen nonverbal intelligence tests: general intelligence tests or tests for learning potential. In *Learning Potential Assessment* (pp. 267-283). Taylor & Francis.

Van Cauwenberghe, S., Schelfhout, S., Roels, E., Heeren, J., De Wachter, L., Duyck, W., & Dirix, N. (2025). Validating Rules: A non-verbal free fluid intelligence test. Intelligence, 111, Article 101923.

Van De Schoot, R., Schmidt, P., De Beuckelaer, A., Lek, K., & Zondervan-Zwijnenburg, M. (2015). Editorial: Measurement invariance*. Journal of Frontiers in Psychology, 6, Article* 1064.

Watkins, M. W. (2018). Exploratory Factor Analysis: A Guide to Best Practice. *Journal of Black Psychology, 44(3),* 219–246.

Weiss, L. G., & Saklofske, D. H. (2020). Mediators of IQ test score differences across racial and ethnic groups: The case for environmental and social justice. *Personality and Individual Differences*, 161, Article 109962.