

Diagnostic Accuracy of Teacher Rating Scales in Discriminating Children with and without Attention-Deficit/Hyperactivity Disorder

Momenian V¹, *Nazifi M², Talepasand S³

Author Address

1. MA in General Psychology, Semnan University, Semnan, Iran;

2. PhD in Psychology, Assistant Professor, University of Bojnord, Bojnord, Iran;

3. PhD in Educational Psychology, Associate Professor, Semnan University, Semnan, Iran.

* Corresponding Author Email: Nazifi@ub.ac.ir

Received: 2019 January 26; Accepted: 2019 June 24

Abstract

Background & Objectives: The accurate and timely diagnosis of Attention-Deficit Hyperactivity/Disorder (ADHD) has been evidenced to be especially complex and challenging. This study aimed to investigate the diagnostic power of behavioral rating scales responded by teachers in diagnosing ADHD as well as their other methodological properties. Pursuing this goal is especially important in Iran due to the lack of proper diagnostic tools for ADHD assessment.

Methods: This was a descriptive and methodological study. The statistical population included all male students in Mashhad City, Iran, in the 2014–2015 academic year. Besides, our study sample consisted of 40 male students selected through the direct observation of children in their classroom, interviews with their teachers and their parents, and examining children's educational records. Parents and teachers signed informed consent forms and they were informed about the confidentiality of the obtained data. Of the study samples, 20 were healthy and 20 had received ADHD diagnosis by a physician before participating in our study. We administered a short three-subscale form of the Wechsler's Intelligence Scale for Children-Revised (WISC-R) on all study participants to ensure they have no Intellectual Disability (ID) and that the two groups were matched by Intelligence Quotient (IQ). Then, we trained blind interviewers to administer semi-structured interviews on the children's teachers to verify their initial ADHD diagnoses. Moreover, the teachers were requested to rate the children's classroom behavior using Conner's Teacher Rating Scale (CTRS) (1969) and Swanson, Nolan and Pelham's Fourth Revision Scale (SNAP-IV) (1980) two times with one-month interval. We used Receiver Operating Characteristic (ROC) analysis to calculate sensitivity and specificity as well as False Positive Rate (FPR) and False Negatives Rate (FNR) for these scales. Additionally, we used Cronbach's alpha coefficient and Pearson correlation coefficient methods to investigate the internal consistency and test-retest reliability of these inventories.

Results: Multivariate Analysis of Variance (MANOVA) followed by separate Analysis of Variance (ANOVA) as post-hoc test indicated that all the subscales of CTRS and SNAP-IV could significantly distinguish ADHD and non-ADHD children. Cronbach's alpha coefficient for the total scale (all 18 items), predominantly inattentive subscale (first 9 items), and predominantly hyperactive/impulsive subscale (second 9 items) of SNAP-IV were measured as 0.99, 0.98, and 0.89, respectively; these data indicated excellent internal consistencies of the subscales. Test-retest reliabilities for the total scale (all 18 items), predominantly inattentive subscale (first 9 items), and predominantly hyperactive/impulsive subscale (second 9 items) of SNAP-IV were computed as 0.95, 0.96, and 0.93 respectively, indicating excellent test-retest reliabilities. For CTRS rating scale, Cronbach's alpha coefficients were calculated as 0.96, 0.87, and 0.52 for classroom behavior, group participation, and attitude toward authority subscales, respectively. Test-retest reliabilities for classroom behavior, group participation, and attitude toward authority subscales were 0.92, 0.85, and 0.69, respectively. The ROC analyses data also revealed an excellent to acceptable sensitivity and specificity for all the subscales of CTRS and SNAP-IV. All achieved sensitivities ranged between 0.80 and 0.95, all specificities between 0.75 and 0.95, and all Areas under Curve (AUC) between 0.85 and 0.99; these findings indicated an excellent diagnostic power with low FPR and FNR rates.

Conclusion: The present research results suggested excellent to acceptable diagnostic accuracy and proper methodological properties for the Persian versions of CTRS and SNAP-IV. These scales could successfully reduce FPR and FNR rates; therefore, they could be considered as beneficial and complementary diagnostic tools in the multi-method assessment of ADHD. Although CTRS and SNAP-IV presented excellent diagnostic accuracy in this study, using them in isolation is recommended.

Keywords: Attention-Deficit/Hyperactivity Disorder (ADHD), Teacher ratings, Diagnostic accuracy.

توان تشخیصی مقیاس‌های درجه‌بندی معلم در تفکیک کودکان مبتلا به اختلال نارسایی توجه/فزون‌کنشی از کودکان فاقد این اختلال

وحیده مؤمنیان^۱، *مرتضی نظیفی^۲، سیاوش طالع‌پسند^۳

توضیحات نویسندگان

۱. کارشناس ارشد روان‌شناسی عمومی، دانشگاه سمنان، سمنان، ایران؛

۲. دکترای روان‌شناسی، استادیار دانشگاه بجنورد، بجنورد، ایران؛

۳. دکترای روان‌شناسی تربیتی، دانشیار دانشگاه سمنان، سمنان، ایران.

*رأبانا‌نامه نویسنده مسئول: Nazifi@pub.ac.ir

تاریخ دریافت: ۵ بهمن ۱۳۹۷؛ تاریخ پذیرش: ۳ تیر ۱۳۹۸

چکیده

هدف: اختلال نارسایی توجه/فزون‌کنشی به دلیل ماهیت پیچیده جزو تشخیص‌های روان‌پزشکی مجادله‌انگیز باقی می‌ماند. هدف پژوهش حاضر بررسی توان تشخیصی مقیاس‌های درجه‌بندی معلم در تفکیک کودکان مبتلا به اختلال نارسایی توجه/فزون‌کنشی از کودکان فاقد این اختلال بود.

روش‌بررسی: پژوهش حاضر از نوع توصیفی و روش شناختی بود. جامعه آماری را دانش‌آموزان پسر ابتدایی شهر مشهد در سال تحصیلی ۱۳۹۳-۹۴ تشکیل دادند. نمونه پژوهش چهل نفر از دانش‌آموزان پسر (بسیست نفر بهنجار و بیست نفر دارای اختلال نارسایی توجه/فزون‌کنشی) بودند که با روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. برای جمع‌آوری داده‌ها از نسخه معلم پرسشنامه کانرز و مقیاس اسنپ-۴ در دو مرحله با فاصله چهار هفته استفاده شد. داده‌ها از طریق میانگین و انحراف معیار، آلفای کرونباخ و همبستگی پیرسون (برای اعتبار بازآزمایی)، آزمون تحلیل واریانس چندمتغیری و تحلیل راک در سطح معناداری ۰/۰۵ با استفاده از نسخه ۲۵ نرم‌افزار SPSS تحلیل شدند.

یافته‌ها: نتایج پژوهش نشان داد، نسخه معلم دو پرسشنامه اسنپ و کانرز می‌تواند به‌طور معناداری کودکان نارسا/توجه/فزون‌کنش را از کودکان فاقد این اختلال متمایز کند ($p \leq 0/001$). برای تمام خرده‌مقیاس‌ها اندازه‌های حساسیت با مقادیر بیشتر از ۰/۸۰ و ویژگی بیشتر از ۰/۷۵ بوده است.

نتیجه‌گیری: براساس یافته‌های این پژوهش دو مقیاس اسنپ و کانرز دارای خصوصیات روان‌سنجی عالی تا پذیرفتنی بودند؛ لذا از این دو مقیاس می‌توان به‌طور سودمند در تشخیص اختلال نارسایی توجه/فزون‌کنشی استفاده کرد.

کلیدواژه‌ها: اختلال نارسایی توجه/فزون‌کنشی، توان تشخیصی، درجه‌بندی‌های معلم.

اختلال نارسايي توجه/فزون‌کنشي^۱ (ADHD) از اختلالات بسيار رايج عصب-روان‌شناختي در دورهٔ کودکي و نوجواني است که با سه نشانهٔ اصلي يعني بي‌توجهي^۲ و فزون‌کنشي^۳ و تکانشگري^۴ مشخص مي‌شود. اين نشانه‌ها در اوایل کودکي و قبل از دوازده‌سالگي نمايان مي‌گردد (۱). نرخ شيوع جهاني ADHD در کودکان و نوجوانان در حدود ۲/۵ تا ۵ درصد تخمين زده شده است (۲). شيوع اين اختلال در ايران بين ۳ تا ۱۲/۵ درصد گزارش شده است (۳). اختلال نارسايي توجه/فزون‌کنشي اغلب با اختلالات روان‌پزشکي ديگر همابندي دارد. تشخيص‌هاي همراه شايع‌تر عبارت است از: اختلالات خلقي؛ اختلالات اضطرابي؛ اختلالات سوء‌مصرف مواد؛ اضطراب اجتماعي؛ اختلالات خوردن (۴).

در حال حاضر بخش مهمي از مناقشات مرتبط با اختلال مذکور مربوط به اين امر بوده که آيا اختلال ADHD دچار فزون‌تشخيصي است يا تشخيص کمتر از حد و آيا درمان‌هاي دارويي صورت گرفته براي آن بيش از حد لازم بوده‌اند يا کمتر از حد لازم (۵). شکست متخصصان در تشخيص قطعي اين اختلال مانع عمده‌اي بر سر راه درمان آن است (۶)؛ درحالي‌که شواهد نشان مي‌دهد ارائهٔ درمان مناسب براي اين اختلال مي‌تواند خطر سوء‌مصرف مواد، تصادفات، خودکشي و نرخ جرم را در اين کودکان کاهش دهد (۷). براي تحقق اين امر لزوم تشخيص صحيح آشکار مي‌نمايد. متأسفانه، هنوز هيچ روش يا منبع اطلاعاتي واحدی (مانند والد يا معلم) براي تشخيص صحيح اين اختلال وجود ندارد و براي ارزيابي صحيح آن بايد از منابع اطلاعاتي چندگانه از قبيل مصاحبه با والدين و معلم، مقياس‌هاي درجه‌بندي، مشاهدهٔ مستقيم رفتار، بررسي پروندهٔ تحصيلي کودک و آزمون‌هاي کامپيوتر ي عيني براي اندازه‌گيري تمرکز و توجه در اين کودکان استفاده کرد (۸).

از روش‌هاي متداول‌تر براي سنجش و تشخيص ADHD مقياس‌هاي درجه‌بندي رفتاري است. مقياس‌هاي درجه‌بندي کانرز^۵ که رفتارهاي مقابله‌اي، مشکلات شناختي، کمبود توجه و فزون‌کنشي را در اين کودکان اندازه‌گيري مي‌کند (۹) و اسنپ^۶ که نشانه‌هاي کمبود توجه و فزون‌کنشي/تکانشگري را در کودکان ADHD ارزيابي مي‌کند (۱۰)، جزو اين مقياس‌هاي متداول‌تر هستند.

اولين مطالعهٔ فراتحليل با استفاده از مقياس درجه‌بندي کانرز^۵ (CTRS) به منظور ارزيابي توان تشخيصي فرم معلم در تمايز کودکان ADHD از کودکان بهنجار صورت گرفت که مقالهٔ مروري چانگ و همکاران بود و حساسيت و ويژگي متوسط تا زياد را براي خرده‌مقياس‌هاي CTRS نشان داد. در فراتحليل نامبرده، به‌طورکلي اندازه‌هاي حساسيت و ويژگي متوسط تا زياد استخراج شد (۱۱).

مطالعه‌اي که توسط کانرز و همکاران دربارهٔ ويژگي‌هاي روان‌سنجي مقياس CTRS صورت گرفت، نشان داد که ميانگين نمرات تمام

خرده‌مقياس‌هاي اين پرسشنامه در کودکان ADHD درمقايسه با کودکان عادي بيشتر بوده و اين مقياس ابزاري داراي پايابي^۸ است؛ همچنين توان تمايزکردن گروه ADHD را از گروه بدون اين اختلال دارد و خرده‌مقياس‌هاي نارسايي توجه و فزون‌کنشي آن به تأثيرات درمان دارويي و رفتاري حساس هستند (۱۲).

در بررسي ويژگي‌هاي روان‌سنجي پرسشنامهٔ اسنپ پژوهش جديدتر مربوط به کاستا و همکاران بر نمونه‌اي از کودکان دختر و پسر برزيلي است. در اين پژوهش مشخص شد تفاوت معناداري بين ميانگين نمرات خرده‌مقياس‌هاي اين پرسشنامه در بين دو گروه ADHD و بدون ADHD وجود دارد؛ همچنين در پژوهش آن‌ها پايابي همساني دروني و روايي تشخيصي زياد، براي همهٔ خرده‌مقياس‌هاي اين پرسشنامه (اعمال نارسايي توجه، فزون‌کنشي، تکانشگري و نافرمانی مقابله‌اي^۹) نشان داده شد (۱۳).

در پژوهش بوسينگ و همکاران براي تشخيص ADHD در نمونه‌اي از کودکان با استفاده از فرم معلم مقياس SNAP-IV مشخص شد که نمرات خرده‌مقياس‌هاي پرسشنامهٔ اسنپ کودکان داراي ADHD درمقايسه با کودکان بدون اين اختلال افزايش معناداري نشان مي‌دهد. پايابي به‌روش آلفاي کرونباخ و نيز روايي تشخيصي خرده‌مقياس‌هاي نارسايي توجه و فزون‌کنشي اين پرسشنامه در حد مطلوب بود (۱۴). از آنجا که در عمل فرايند ارزيابي اختلال نارسايي توجه/فزون‌کنشي چندان مشخص نيست و هيچ روش مفرد يا علامت اختصاصي براي اين اختلال وجود ندارد، بيشتر متخصصان سلامت روان توافقي نظر دارند که در بافت تشخيص اين اختلال ارزيابي گسترده‌تر و استفاده از چندين روش لازم است که از آن جمله مي‌توان مقياس‌هاي درجه‌بندي رفتار را نام برد. هدف پژوهش حاضر بررسي روايي تفکيکي^{۱۰} و توان تشخيصي^{۱۱} دو نمونه از مقياس‌هاي پرکاربرد درجه‌بندي معلم، يعني مقياس کوتاه و تجديد‌نظر شدهٔ کانرز و مقياس اسنپ-۴ بود.

۲ روش بررسي

اين پژوهش از نوع مطالعات توصيفي و روش‌شناختي بود. جامعهٔ مطالعه شده دانش‌آموزان پسر منطقهٔ چهار شهر مشهد در مقطع ابتدائي بودند. بعد از کسب مجوز از آموزش و پرورش شهر مشهد، با رعايت ملاحظات اخلاقي و بيان اهداف پژوهش به آگاه‌سازي مسئولان مدرسه و کسب اجازه از آن‌ها و نيز جلب رضاييت دانش‌آموزان و والدينشان براي شرکت در اين پژوهش پرداخته شد. از بين ۳۷۸ دانش‌آموز پايهٔ اول تا ششم ابتدائي که با روش نمونه‌گيري در دسترس در نظر گرفته شدند در مرحلهٔ اول، بيست دانش‌آموز که از قبل طبق تشخيص متخصص روان‌پزشکي اختلال ADHD داشتند و در حال مصرف داروي ريتالين بودند، انتخاب شدند؛ همچنين مصاحبه‌گران با انجام مصاحبهٔ نيمه‌ساختاريافته با معلمان تشخيص اختلال ADHD را در آن‌ها تأييد کردند. سپس بيست دانش‌آموز عادي بدون هيچ سابقه‌اي از

7. Conners Teacher Rating Scale (CTRS)

8. Reliability

9. Oppositional defiant

10. Discriminant validity

11. Diagnostic accuracy

1. Attention deficit/hyperactivity disorder

2. Inattention

3. Hyperactivity

4. Impulsivity

5. Conners's Rating Scale (CRS)

6. Swanson, Nolan, and Pelham (SNAP)

مشکلات رفتاری یا تحصیلی، به عنوان گروه همتا انتخاب شدند. اجرای فرم کوتاه و بازنگری شده سه خرد آزمونی از آزمون هوش کودکان وکسلر روی تمام چهل شرکت کننده نشان داد آن‌ها در بازه ناتوانی ذهنی قرار نداشته و میانگین هوشبهر در دو گروه تفاوت معناداری ندارد. ضمناً برای هر دو گروه با یا بدون اختلال ADHD، معلمان بر حسب آشنایی قبلی‌شان با دانش‌آموز، پرسشنامه درجه‌بندی معلم کانرز و پرسشنامه اسنپ-۴ را درباره هریک از دانش‌آموزان تکمیل کردند. ملاک‌های ورود آزمودنی‌های گروه ADHD عبارت بود از: دریافت تشخیص اختلال نارسایی توجه/فزون‌کنشی؛ نداشتن اختلالات همراه شدید همچون اختلال نافرمانی مقابله‌ای (ODD)، اختلال سلوک^۱، اختلالات یادگیری^۲ و افسردگی؛ پسر بودن؛ قرار داشتن در بازه سنی مدرسه ابتدایی یعنی ۷ تا ۱۲ سال؛ هوشبهر کلی بیشتر از ۸۵ اندازه‌گیری شده با استفاده از فرم کوتاه سه خرد آزمونی هوش بازنگری شده کودکان وکسلر؛ دریافت نکردن دارو در روز مصاحبه اول و نیز در روز مصاحبه دوم انجام شده با فاصله زمانی یک‌ماه؛ وجود نداشتن نوعی بیماری پزشکی و ادراکننده کودک به جست‌وجوی فوری درمان.

فرم کوتاه و سه خرد آزمونی از آزمون بازنگری شده هوش کودکان وکسلر^۳؛ مقیاس هوش وکسلر توسط وکسلر در سال ۱۹۴۹ به منظور سنجش هوش کودکان تهیه شد (۱۵). نسخه هنجاریابی شده آن که توسط شهیم در ایران برای کودکان ۶ تا ۱۳ ساله تهیه شده، دارای دوازده خردمقیاس است؛ شش خردمقیاس کلامی (واژگان، شباهت‌ها، فراخای ارقام، اطلاعات عمومی، حساب و درک مطلب) و شش خردمقیاس غیرکلامی (طراحی با مکعب‌ها، تکمیل تصاویر، تنظیم تصاویر، رمزنویسی، مازها و الحاق قطعات) را در بر می‌گیرد. شهیم اعتبار کل این مقیاس را از طریق بازآزمایی ۰/۷۹ تا ۰/۹۶ گزارش کرد. از فرم‌های بهتر سه خرد آزمونی در مطالعه شهیم آزمون واژه‌ها (با سی سؤال و نمره حداکثر سی) و اطلاعات (با سی سؤال و نمره حداکثر سی) و تکمیل تصاویر (با ۲۶ سؤال و نمره حداکثر ۲۶) با ضرایب اعتبار به ترتیب ۰/۷۶ و ۰/۷۱ و ۰/۷۳ بود که به همین دلیل در پژوهش حاضر از این فرم‌ها استفاده شد. برای محاسبه روایی نیز، روش همبستگی متقابل بین خردمقیاس‌ها به کار رفت. در پژوهش وی ضرایب همبستگی تمامی خردمقیاس‌ها با یکدیگر در سطح $p \leq 0/001$ معنادار بود (۱۶).

مقیاس درجه‌بندی کانرز فرم معلم: پرسشنامه درجه‌بندی کانرز (نسخه معلم) برای اولین بار در سال ۱۹۶۹ توسط کانرز به منظور ارزیابی مسائل رفتاری مرتبط با اختلال ADHD ساخته شد. فرم بلند مقیاس کانرز (ویژه معلمان) دارای ۳۹ آیتم است که سه حیطه رفتار کلاسی^۴ و مشارکت گروهی^۵ و نگرش به مراجع قدرت^۶ را می‌سنجد. این پرسشنامه بر طیف لیکرتی چهاردرجه‌ای از ۰ تا ۳ نمره‌گذاری می‌شود. کانرز پایایی بازآزمایی مقیاس را در فواصل زمانی یک‌ماهه و یک‌ساله بین ۰/۷۲ و ۰/۹۲ و ضرایب آلفای کرونباخ خردمقیاس‌های آن را بین ۰/۶۱ تا ۰/۹۵ گزارش کرد (۱۷). فرم معلم پرسشنامه کانرز

توسط شهیم و همکاران جهت سنجش مشکلات رفتاری کودکان بر گروهی از کودکان ۶ تا ۱۱ ساله شهر شیراز در سال ۱۳۸۵ هنجاریابی و استفاده شد. در این مطالعه پایایی با روش بازآزمایی برای کل مقیاس ۰/۷۶ و برای خردمقیاس‌ها از ۰/۶۸ تا ۰/۸۲ متغیر بود. ضرایب آلفای کرونباخ نیز برای کل پرسشنامه معادل ۰/۸۶ و برای خردمقیاس‌ها از ۰/۷۴ تا ۰/۸۹ متغیر بود. جهت به‌دست‌آوردن روایی در این مطالعه همبستگی بین خردمقیاس‌ها با نمره کل محاسبه شد که میزان آن برای خردمقیاس نارسایی توجه ۰/۷۴ و برای خردمقیاس فزون‌کنشی ۰/۸۵ بود (۱۸). در مطالعه حاضر از این مقیاس برای تشخیص اختلال ADHD استفاده شد.

مقیاس سوانسون و نولان و پلهام-۴ فرم معلم (اسنپ-۴): این مقیاس برای اولین بار در سال ۱۹۸۰ به کوشش سوانسون و نولان و پلهام و مطابق با معیارهای رفتاری اختلال نارسایی توجه/فزون‌کنشی در سومین ویرایش راهنمای تشخیصی و آماری اختلالات روانی ساخته شد. شامل دو نسخه معلم و والد و دارای ۲۶ آیتم بوده که هجده آیتم اول آن برای سنجش ADHD و هشت آیتم آخر مربوط به اختلال نافرمانی مقابله‌ای است. نُه سؤال اول آن مربوط به شناسایی ریخت غالباً نارساتوجه و نُه سؤال دوم مربوط به شناسایی ریخت غالباً فزون‌کنش/تکانشگر است. مجموع تمام هجده آیتم اول پرسشنامه نیز در شناسایی ریخت ترکیبی این اختلال استفاده می‌شود (۱۰). ویژگی‌های روان‌سنجی فرم معلم مقیاس اسنپ توسط محمدی و همکاران در نمونه‌ای از دانش‌آموزان شهر اصفهان بررسی شد. در این پژوهش ضریب پایایی کل مقیاس ۰/۸۹ و خردمقیاس نارسایی توجه ۰/۸۳ و خردمقیاس فزون‌کنشی/تکانشگری ۰/۸۲ به‌دست آمد. در پژوهش مذکور روایی تشخیص زیاد این مقیاس نیز نشان داده شد (۱۹). در این مطالعه، مقیاس اسنپ-۴ برای تشخیص اختلال ADHD به کار رفت.

در این پژوهش برای توصیف داده‌ها از شاخص‌های آمار توصیفی نظیر فراوانی و میانگین و انحراف معیار استفاده شد. همچنین در سطح آمار استنباطی برای تعیین روایی تشخیصی از آزمون تحلیل واریانس چندمتغیری، آلفای کرونباخ، به منظور تعیین پایایی در طول زمان به روش آزمون-بازآزمون به فاصله چهار هفته از روش ضریب همبستگی پیروسون برای داده‌های به‌دست‌آمده از خردمقیاس‌های اسنپ و کانرز و برای تعیین حساسیت (نسبت تشخیص صحیح کودکان ADHD) و ویژگی (نسبت متمایزسازی صحیح کودکان بهنجار از کودکان ADHD) و در نهایت تعیین نقطه برش بهینه (نقطه برش نقطه‌ای است که بهترین تعادل را بین حساسیت و ویژگی برقرار سازد) از روش منحنی ROC استفاده شد. منحنی راک (ROC)، نمودار یا شمای گرافیکی است که از ترسیم نسبت حساسیت (نسبت تشخیص‌های مثبت واقعی) روی محور X و ترسیم نسبت مثبت کاذب (ویژگی-۱) بر محور Y برای نقاط برش متفاوت به‌دست می‌آید.

سطح زیر منحنی راک: هرچه حساسیت بیشتر می‌شود میزان مثبت کاذب نیز افزایش می‌یابد. منحنی راک به ما این اجازه را می‌دهد تا

4. Classroom behavior
5. Group participation
6. Attitude toward authority

1. Conduct disorder
2. Learning disability
3. Short form sub-tests children's revised Wechsler

۶۰ تا ۷۰ = ضعیف؛ ۵۰ تا ۶۰ = بی‌فایده (۲۰).

۳ یافته‌ها

در جدول ۱ اطلاعات توصیفی شامل میانگین و انحراف معیار نتایج حاصل از اجرای فرم معلم دو پرسشنامه کانرز و اسنپ-۴ بر اعضای نمونه آورده شده است. باتوجه به داده‌های جدول به نظر می‌رسد کودکان ADHD درمقایسه با کودکان عادی در تمامی خرده‌مقیاس‌های این دو پرسشنامه نمره بیشتری کسب کرده‌اند که معناداری این اختلاف به کمک تحلیل واریانس چندمتغیری بررسی شد.

میزان مثبت واقعی و مثبت کاذب (ویژگی-۱) را برای هر نقطه برش معین روی منحنی بررسی و مقایسه نماییم. در این حالت هرچه گرایش منحنی به سمت گوشه چپ و بالای نمودار بیشتر باشد، صحت تشخیصی ابزار استفاده شده بیشتر است؛ زیرا در آن موقعیت مقدار مثبت واقعی «یک» و مقدار مثبت کاذب «صفر» می‌شود.

سطح زیر منحنی، درواقع توان تشخیصی کلی آزمون‌ها و پرسشنامه‌های تشخیصی را نشان می‌دهد. این سطح می‌تواند توسط بسیاری از نرم‌افزارهای آماری محاسبه شود. براساس یک سیستم طبقه‌بندی قراردادی سطح زیر منحنی راک را می‌توان به شرح زیر دسته‌بندی و تفسیر کرد: ۹۰ تا ۱۰۰ = عالی؛ ۸۰ تا ۹۰ = خوب؛ ۷۰ تا ۸۰ = نسبتاً خوب؛

جدول ۱. مقایسه میانگین متغیرهای مطالعه شده در دو گروه کودکان ADHD و کودکان عادی به همراه نتایج ANOVA

گروه	کودکان ADHD		کودکان عادی		نتایج آزمون ANOVA	
	میانگین	انحراف معیار	میانگین	انحراف معیار	مقدار F	مقدار p
نارسایی توجه اسنپ	۲۰/۲۵	۴/۶۳	۲/۷۵	۴/۱۱	۱۵۹/۵۲	≤۰/۰۰۱
فزون‌کنشی اسنپ	۲۰/۵۰	۷/۱۷	۲/۸۵	۴/۷۱	۸۴/۵۸	≤۰/۰۰۱
رفتار کلاسی کانرز	۳۸/۱۰	۱۲/۹۸	۶/۹۰	۷/۰۷	۸۹/۱	≤۰/۰۰۱
مشارکت گروهی کانرز	۱۲/۲۵	۵/۰۱	۲/۴۰	۳/۴۳	۵۲/۴۷	≤۰/۰۰۱
نگرش به مراجع قدرت کانرز	۱۲/۷۵	۳/۱۹	۷/۲۰	۳/۹۰	۲۴/۲۳	≤۰/۰۰۱

کلاسی و مشارکت گروهی و نگرش به مراجع قدرت معنادار بود؛ این بدان معنا است که فرض همگنی ماتریس‌های واریانس-کوواریانس برقرار نیست ($p=۰/۰۱۶$)؛ لذا برای جبران آن از آماره اثر پیلایی استفاده شد ($p≤۰/۰۰۱$).

برای بررسی تفاوت میانگین دو گروه در خرده‌مقیاس‌های رفتار کلاسی و مشارکت گروهی و نگرش به مراجع قدرت کانرز از آزمون‌های هم‌زمان تحلیل واریانس چندمتغیری استفاده شد که نتایج آن در جدول ۱ ارائه شده است. نتایج به دست آمده نشان‌دهنده وجود تفاوت معنادار در میانگین خرده‌مقیاس‌های رفتار کلاسی ($p≤۰/۰۰۱$) و مشارکت گروهی ($p≤۰/۰۰۱$) و نگرش به مراجع قدرت کانرز ($p≤۰/۰۰۱$) بین دو گروه است؛ بدین معنا که کودکان ADHD میانگین بیشتری در نمرات مربوط به خرده‌مقیاس‌های رفتار کلاسی و مشارکت گروهی و نگرش به مراجع قدرت درمقایسه با کودکان عادی دارند.

تعیین نقطه برش به روش منحنی راک برای فرم معلم پرسشنامه کانرز؛ اجرای دو پرسشنامه کانرز و اسنپ-۴ ضمن اطلاع قبلی از تشخیص‌های ADHD و non-ADHD امکان برآورد حساسیت و ویژگی و نسبت‌های مثبت کاذب (FPR) و منفی کاذب (FNR) را با استفاده از تحلیل منحنی راک فراهم کرد که نتایج آن در جدول ۲ ارائه شده است؛ چنان‌که در این جدول مشاهده می‌شود روی نقاط برش بهینه، تمامی سطوح زیر منحنی برای خرده‌مقیاس‌های هر دو مقیاس کانرز و اسنپ-۴ بیشتر از ۰/۸۵ بوده که نشان از توان تشخیصی مطلوب این دو پرسشنامه دارد. همچنین اندازه‌های حساسیت برای تمامی خرده‌مقیاس‌های اسنپ-۴ و کانرز بیشتر از ۰/۸۰ بوده و

همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود برای بررسی روایی تشخیصی مقیاس اسنپ-۴ در ابعاد نارسایی توجه/فزون‌کنشی از آزمون تحلیل واریانس چندمتغیری^۱ استفاده شد. قبل از استفاده از این آزمون جهت رعایت پیش‌فرض‌های آن، آزمون ام‌باکس به کار رفت. آزمون ام‌باکس برای هر دو متغیر نارسایی توجه و فزون‌کنشی اسنپ-۴ اجرا شد و نتایج آزمون معنادار بود؛ به این معنا که فرض همگنی ماتریس‌های واریانس-کوواریانس برقرار نیست ($p=۰/۰۲۳$)؛ لذا در تحلیل واریانس چندمتغیری از آماره اثر پیلایی استفاده شد. معناداری اثر پیلایی نشان داد که بین دو گروه کودکان نارسا/توجه/فزون‌کنش و عادی به طور هم‌زمان در نمرات خرده‌مقیاس‌های شناختی و فزون‌کنشی و مقیاس کلی تفاوت آماری معناداری وجود دارد ($p≤۰/۰۰۱$).

برای بررسی تفاوت میانگین دو گروه در خرده‌مقیاس‌های نارسایی توجه و فزون‌کنشی اسنپ از آزمون‌های هم‌زمان تحلیل واریانس چندمتغیری استفاده شد. نتایج به دست آمده همان‌طور که در جدول ۱ مشاهده می‌شود نشان‌دهنده وجود تفاوت معنادار در میانگین خرده‌مقیاس‌های نارسایی توجه ($p≤۰/۰۰۱$) و فزون‌کنشی ($p≤۰/۰۰۱$) اسنپ است؛ بدین معنا که کودکان ADHD میانگین بیشتری در نمرات مربوط به خرده‌مقیاس‌های نارسایی توجه و فزون‌کنشی اسنپ درمقایسه با کودکان عادی دارند و باتوجه به نتایج آزمون تحلیل واریانس این تفاوت معنادار است.

برای بررسی روایی تشخیصی مقیاس کانرز در ابعاد رفتار کلاسی و مشارکت و نگرش به مراجع قدرت نیز از آزمون تحلیل واریانس چندمتغیری استفاده شد. نتایج آزمون ام‌باکس برای هر سه متغیر رفتار

^۱. MANOVA

اندازه‌های ویژگی نیز برای تمامی خرده‌مقیاس‌های اسنپ-۴ و کانرز بیشتر از ۰/۷۵ است.

جدول ۲. حساسیت و ویژگی نمرات کودکان مبتلا به ADHD و کودکان فاقد این اختلال

خرده‌مقیاس	نقطه برش	حساسیت	ویژگی	سطح زیر منحنی
اسنپ کل	۲۳/۵	۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۹۹
نارسایی توجه اسنپ	۱۲/۵	۰/۹۵	۰/۹۵	۰/۹۹
فزون‌کنشی اسنپ	۸	۰/۹۵	۰/۸۵	۰/۹۷
رفتار کلاسی کانرز	۱۹	۰/۹۵	۰/۹۰	۰/۹۹
مشارکت گروهی کانرز	۶/۵	۰/۹۰	۰/۸۵	۰/۹۴
نگرش به مراجع قدرت کانرز	۱۰/۵	۰/۸۰	۰/۷۵	۰/۸۵

پایایی آزمون: به منظور بررسی پایایی به مفهوم همسانی درونی از ضریب آلفای کرونباخ استفاده شد. آلفای کرونباخ به ترتیب برای مقیاس کلی اسنپ-۴ (تمام هجده آیتم) برابر با ۰/۹۹ و برای خرده‌مقیاس‌های نارسایی توجه (نُه آیتم اول) و فزون‌کنشی (نُه آیتم دوم) به ترتیب برابر با ۰/۹۸ و ۰/۸۹ به دست آمد. مقادیر آلفای کرونباخ برای خرده‌مقیاس‌های رفتار کلاسی (۲۱ آیتم) و مشارکت گروهی (۸ آیتم) و نگرش به مراجع قدرت (۹ آیتم) از پرسشنامه کانرز به ترتیب ۰/۹۶ و ۰/۸۷ و ۰/۵۲ بود؛ چنان‌که مشاهده می‌شود غیر از خرده‌مقیاس نگرش به مراجع قدرت کانرز که مقدار آلفای کرونباخ کمتر از ۰/۵۲ دارد، مقادیر آلفای کرونباخ بقیه خرده‌مقیاس‌ها بیشتر از ۰/۸۷ بوده که حاکی از همسانی درونی مطلوب خرده‌مقیاس‌های این دو ابزار است. همچنین به منظور تعیین پایایی در طول زمان به روش آزمون-بازآزمون به فاصله چهار هفته از روش ضریب همبستگی پیرسون برای داده‌های حاصل از خرده‌مقیاس‌های اسنپ و کانرز استفاده شد. ضرایب همبستگی به روش بازآزمایی برای مقیاس کلی اسنپ ۰/۹۵ و برای خرده‌مقیاس‌های نارسایی توجه و فزون‌کنشی به ترتیب برابر با ۰/۹۶ و ۰/۹۳ و برای خرده‌مقیاس‌های رفتار کلاسی و مشارکت گروهی و نگرش به مراجع قدرت به ترتیب برابر با ۰/۹۲ و ۰/۸۵ و ۰/۶۹ به دست آمد؛ همان‌طور که مشاهده می‌شود به جز خرده‌مقیاس نگرش به مراجع قدرت که ضریب همبستگی بازآزمایی کمتر از ۰/۵۲ دارد این ضریب برای بقیه خرده‌مقیاس‌ها بیشتر از ۰/۸۵ به دست آمد.

۴ بحث

مطالعه حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی فرم‌های معلم پرسشنامه تجدیدنظرشده کانرز و پرسشنامه سوانسون و نولان و پلهام-۴ جهت تشخیص اختلال ADHD در کودکان ۶ تا ۱۱ ساله شهر مشهد انجام شد. ملاک اعتبار بررسی‌شده در این مطالعه ضریب آلفای کرونباخ و پایایی بازآزمایی بود که برای هریک از خرده‌مقیاس‌های این پرسشنامه‌ها به طور جداگانه به دست آمد. در بین تمامی خرده‌مقیاس‌های دو پرسشنامه کانرز و اسنپ به غیر از خرده‌مقیاس نگرش به مراجع قدرت کانرز که میزان ضریب آلفای کرونباخ کمتر از ۰/۵۲ داشت بقیه خرده‌مقیاس‌ها اعتبار نسبتاً زیادی را نشان دادند. پایایی بازآزمایی پذیرفتنی تا زیاد و روایی تفکیکی زیاد پرسشنامه کانرز با فراتحلیل چانگ و همکاران (۱۱) و نیز پژوهش کانرز و همکاران (۱۲) همسوست. همچنین نتایج مربوط به پایایی پرسشنامه کانرز با

۴ بر کودکان مؤنث نیز اجرا شود؛ همچنین اجرای فرم کوتاه معلم و

بررسی کودکان ۳ تا ۶ و ۱۲ تا ۱۶ سال پیشنهاد می‌شود.

۶ تشکر و قدردانی

از مسئولان آموزش و پرورش و معلمان و دانش‌آموزان مقطع ابتدایی منطقه چهار شهر مشهد که پژوهشگران را در انجام این تحقیق با شکایایی همراهی کردند، صمیمانه سپاسگزاریم.

۵ نتیجه‌گیری

باتوجه به نتایج حاصل از پایایی و روایی پرسشنامه کانرز و اسنپ می‌توان گفت این دو مقیاس ابزاری پایا و روا برای بررسی اختلال ADHD در کودکان است؛ لذا از این دو مقیاس می‌توان در حوزه‌های بالینی و پژوهشی در جامعه ایرانی استفاده کرد.

۷ بیانیه

پژوهشگران اذعان می‌کنند که هیچ‌گونه تضاد منافی وجود ندارد. همچنین این مقاله مستخرج از پایان‌نامه کارشناسی‌ارشد در دانشگاه سمنان است.

References

1. American Psychiatric Association. Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders: DSM-5. 5th ed. Washington, D.C: American Psychiatric Association; 2013.
2. Polanczyk G, de Lima MS, Horta BL, Biederman J, Rohde LA. The worldwide prevalence of ADHD: a systematic review and metaregression analysis. *Am J Psychiatry*. 2007;164(6):942–8. doi: [10.1176/ajp.2007.164.6.942](https://doi.org/10.1176/ajp.2007.164.6.942)
3. Salehi B, Moradi S, Ebrahimi S, Rafeei M. Comparison of ADHD (Attention Deficit Hyperactivity Disorder) prevalence between female and male students of primary schools in Arak City in academic year of 2009-2010. *Sci J Kurdistan Uni Med Sci*. 2011;16(2):45–54. [Persian] <http://sjku.muk.ac.ir/article-1-535-en.pdf>
4. Piñeiro-Dieguez B, Balanzá-Martínez V, García-García P, Soler-López B, the CAT Study Group. Psychiatric comorbidity at the time of diagnosis in adults With ADHD: The CAT Study. *J Atten Disord*. 2016;20(12):1066–75. doi: [10.1177/1087054713518240](https://doi.org/10.1177/1087054713518240)
5. Taylor E. Uses and misuses of treatments for ADHD. The second Birgit Olsson lecture. *Nord J Psychiatry*. 2014;68(4):236–42. doi: [10.3109/08039488.2013.804118](https://doi.org/10.3109/08039488.2013.804118)
6. Ginsberg Y, Quintero J, Anand E, Casillas M, Upadhyaya HP. Underdiagnosis of attention-deficit/hyperactivity disorder in adult patients: a review of the literature. *Prim Care Companion CNS Disord*. 2014;16(3): PCC.13r01600. doi: [10.4088/PCC.13r01600](https://doi.org/10.4088/PCC.13r01600)
7. Upadhyay N, Chen H, Mgbere O, Bhatara VS, Aparasu RR. The impact of pharmacotherapy on substance use in adolescents with attention-deficit/hyperactivity disorder: variations across subtypes. *Subst Use Misuse*. 2017;52(10):1266–74. doi: [10.1080/10826084.2016.1273955](https://doi.org/10.1080/10826084.2016.1273955)
8. Rosenberg MD, Finn ES, Scheinost D, Papademetris X, Shen X, Constable RT, et al. A neuromarker of sustained attention from whole-brain functional connectivity. *Nat Neurosci*. 2016;19(1):165–71. doi: [10.1038/nn.4179](https://doi.org/10.1038/nn.4179)
9. Conners CK. Conners Early Childhood (Conners EC). Pearson; 2009.
10. Swanson JM, Kraemer HC, Hinshaw SP, Arnold LE, Conners CK, Abikoff HB, et al. Clinical relevance of the primary findings of the MTA: success rates based on severity of ADHD and ODD symptoms at the end of treatment. *J Am Acad Child Adolesc Psychiatry*. 2001;40(2):168–79. doi: [10.1097/00004583-200102000-00011](https://doi.org/10.1097/00004583-200102000-00011)
11. Chang L-Y, Wang M-Y, Tsai P-S. Diagnostic accuracy of rating scales for attention-deficit/hyperactivity disorder: A meta-analysis. *Pediatrics*. 2016;137(3):e20152749. doi: [10.1542/peds.2015-2749](https://doi.org/10.1542/peds.2015-2749)
12. Conners CK, Sitarenios G, Parker JD, Epstein JN. The revised Conners' Parent Rating Scale (CPRS-R): factor structure, reliability, and criterion validity. *J Abnorm Child Psychol*. 1998;26(4):257–68. doi: [10.1023/a:1022602400621](https://doi.org/10.1023/a:1022602400621)
13. Costa DS, de Paula JJ, Malloy-Diniz LF, Romano-Silva MA, Miranda DM. Parent SNAP-IV rating of attention-deficit/hyperactivity disorder: accuracy in a clinical sample of ADHD, validity, and reliability in a Brazilian sample. *J Pediatr*. 2019;95(6):736–43. doi: [10.1016/j.jped.2018.06.014](https://doi.org/10.1016/j.jped.2018.06.014)
14. Bussing R, Fernandez M, Harwood M, Wei Hou null, Garvan CW, Eyberg SM, et al. Parent and teacher SNAP-IV ratings of attention deficit hyperactivity disorder symptoms: psychometric properties and normative ratings from a school district sample. *Assessment*. 2008;15(3):317–28. doi: [10.1177/1073191107313888](https://doi.org/10.1177/1073191107313888)
15. Wechsler D. Wechsler Intelligence Scale for Children. San Antonio, TX, US: Psychological Corporation; 1949.
16. Shahim S. Barrasi formhaye kootah meghyas Wechsler koodakan baray estefade dar Iran [Examination of Short Forms of WISC for use in Iran]. Educational and Humanities, Shiraz University. 1994;9(2):67–79. [Persian]
17. Conners CK. Manual for Conners' Rating Scales. Toronto: Multi-Health Systems. Inc;1990.
18. Shahim S, Yousefi F, Shahaeian A. Standardization and psychometric characteristics of the conners' teacher rating scale. *Journal of Education and Psychology*. 2007;14(12):1–26. [Persian]
19. Mohammadi E, Abedi A, Aghaei A, Mohammadi M. A study of psychometric characteristics of SNAP-IV rating scale (parents' form) in elementary school students in Isfahan. *New Educational Approaches*. 2013;8(1):149–68. [Persian] http://nea.ui.ac.ir/article_19100_c0beb0327fc1ea8b3c366549e8cb36d1.pdf
20. Safari S, Baratloo A, Elfil M, Negida A. Evidence based emergency medicine; Part 5 receiver operating curve and area under the curve. *Emerg (Tehran)*. 2016;4(2):111–3.