

ساخت و بررسی ویژگیهای روان‌سنجی فرم والد مقیاس بومی سنجش هوشهای چندگانه برای دانش‌آموزان دوره اول ابتدایی*

♦ مجتبی مهدوی^۱ ♦ دکتر غلامعلی افروز^۲ ♦ دکتر محسن شکوهی‌یکتا^۳ ♦ دکتر کیوان صالحی^۴ ♦ دکتر علی مقدمزاده^۵

چکیده:

هدف پژوهش حاضر، ساخت فرم والد مقیاس هوشهای چندگانه برای دانش‌آموزان دوره اول ابتدایی و ارزیابی ویژگیهای روان‌سنجی آن بوده است. روش پژوهش حاضر از نوع توصیفی بود. جامعه آماری راهمه والدین دانش‌آموزان دوره اول ابتدایی شهرستان تهران تشکیل می‌دادند که در سال تحصیلی ۹۹-۱۳۹۸ شاغل به تحصیل در مدارس تحت پوشش وزارت آموزش و پرورش ایران بودند که از میان آنها، ۵۵۴ نفر با روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. نتایج تحلیل گویه‌ها برای ۸۳ گویه حاکی از آن بود که تمام گویه‌ها کفایت لازم برای حضور در مقیاس را دارند. نتایج تحلیل عاملی نشان داد ساختار هشت مؤلفه‌ای بر اساس تحلیل مؤلفه اصلی و روش واریماکس که در مجموع ۴۰ درصد از واریانس کل مقیاس را تبیین می‌کرد، مناسب‌ترین و ساده‌ترین ساختار برای این داده‌ها بود. بر اساس یافته‌ها، هشت عامل شناسایی شدند که عبارت بودند از: هوش میان-فردی، هوش درون-فردی، هوش موسیقیایی، هوش بدنی-جنبشی، هوش دیداری-فضایی، هوش منطقی-ریاضی، هوش طبیعت‌گرایی و هوش کلامی یا زبانی. تحلیل عاملی تأییدی نشانگر آن بود که ساختار تحلیل عاملی اکتشافی از شاخصهای برازش مناسب‌تری نسبت به ساختار عمومی تک‌عاملی برخوردار بود. افزون بر آن، خرده‌مقیاسها از ضرایب همگونی درونی مناسبی برخوردار بودند و دامنه آنها میان ۰/۵۳ (هوش منطقی-ریاضی) تا ۰/۸۱ (هوش طبیعت‌گرایی) بود. به‌طور کلی، نتایج پژوهش حاضر نشان داد که با توجه به ویژگیهای روان‌سنجی مطلوب فرم والد مقیاس هوشهای چندگانه برای دانش‌آموزان دوره اول ابتدایی، از آن می‌توان برای شناسایی هوشهای چندگانه دانش‌آموزان در مجموعه‌های آموزشی، درمانی و محیطهای بالینی در جامعه ایرانی استفاده کرد.

کلید واژگان: هوش، هوشهای چندگانه، مقیاس، دانش‌آموزان دوره اول ابتدایی

© تاریخ دریافت: ۱۳۹۹/۲/۵

© تاریخ پذیرش: ۱۳۹۹/۷/۲۷

* این مقاله مستخرج از رساله دکتری نویسنده اول است.

۱. نویسنده مسئول: دانش‌آموخته دوره دکتری رشته روانشناسی و آموزش کودکان استثنایی، دانشگاه تهران، تهران، ایران. mojtabamhd22@gmail.com
۲. استاد ممتاز، گروه روانشناسی و آموزش کودکان استثنایی، دانشکده روانشناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران. afrooz@ut.ac.ir
۳. استاد گروه روانشناسی و آموزش کودکان استثنایی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران. myekta@ut.ac.ir
۴. استادیار گروه روشها و برنامه‌های آموزشی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران. keyvansalehi@ut.ac.ir
۵. استادیار گروه روشها و برنامه‌های آموزشی، دانشکده روان‌شناسی و علوم تربیتی، دانشگاه تهران، تهران، ایران. amoghdamzadeh@ut.ac.ir

مقدمه

استفاده از آزمونهای هوشی، همواره مورد مناقشه بوده است و به سبب فشارهای اجتماعی و چالشهای قانونی که در طول سالیان متمادی به استفاده از آنها وارد شده، اجرای آنها تغییر کرده است. در حوزه تحقیق و نظریه، پیشرفتهایی در بیست سال اخیر صورت گرفته و به رشد آزمونهای نظریه‌محوری از هوش منجر شده است (کرانزler، بنسون و فلوید^۱، ۲۰۱۶).

با وجود اینکه تیزهوشی شناختی رایج‌ترین معیار برای شناسایی دانش‌آموزان سرآمد محسوب می‌شود، این بدان معنا نیست که تنها تیزهوشی شناختی شایسته آن است که از سوی پژوهشگران و مدرسان مورد بررسی قرار گیرد (بشجس دو بوک و دو رویتر^۲، ۲۰۱۱؛ فایفر^۳، ۲۰۱۵). زمانی که آزمونهای شناختی هوشی در تشخیص دانش‌آموزان تیزهوش انحصاری می‌شوند، تیزهوشی در سایر حوزه‌ها، همچون حوزه‌های بدنی-جنبشی، درون-فردی، میان-فردی و طبیعت‌گرایی نادیده انگاشته می‌شود. به علاوه، این امر موجب آن می‌شود که گروه متجانسی با تواناییهای شناختی مشابهی پدید آید (پیرسون، کیلمر، راتلیسبرگ و مک‌این‌تاش^۴، ۲۰۱۲). در نتیجه شناسایی کودکان تیزهوش بر اساس آزمونهای رایج هوش، بسیاری از دانش‌آموزان با استعدادهای دیگر نادیده انگاشته می‌شوند (فایفر، ۲۰۱۵؛ وان تاسل باسکا، فنگ و اونز^۵، ۲۰۰۷).

به زعم گاردنر^۶ (۲۰۱۱) هوش قسمی از توان زیستی و روانی است. این توان را می‌توان کم‌وبیش با تربیت، انگیزه‌بخشی و تجربه ارتقا داد. نظریه هوشهای چندگانه مدعی آن است که انسان مخلوقی است با توانمندیهای گوناگون، بنابراین، آزمونی که نتواند انواع تواناییهای گوناگون مانند قابلیت‌های موسیقایی، میان-فردی، درون-فردی، طبیعت‌گرایی یا بدنی-جنبشی را بسنجد، برای هدف سنجش هوش و تیزهوشی مناسب نخواهد بود. در خصوص همه افراد، هوش چندگانه‌ای نیاز است تا به آنها در استدلال، برنامه‌ریزی، حل مسئله، تفکر انتزاعی، درک ایده‌های پیچیده، یادگیری سریع و یادگیری از تجربه کمک کند (نیوپین، جوشی و داودی^۷، ۲۰۱۸). هوش تنها یک مهارت تحصیلی و یک توانایی یادگیری نیست، بلکه بازتاب ظرفیت وسیع‌تر و عمیق‌تری برای درک اطرافمان است (نیوپین و همکاران، ۲۰۱۸).

نظریه هوشهای چندگانه را هوارد گاردنر در سال ۱۹۸۳ میلادی پیشنهاد کرده است تا مفهوم هوش را تعریف کند و این موضوع را مورد تردید قرار دهد که آیا ابزارهای فعلی که برای سنجش

1. Kranzler, Benson & Floyd
2. Besjes-de Bock & de Ruyter
3. Pfeiffer
4. Pierson, Kilmer, Rothlisberg & McIntosh
5. Van Tassel-Baska, Feng & Evans
6. Gardner
7. Neupane, Joshi & Dawdi

هوش مورد استفاده قرار می‌گیرند، علمی هستند. بر اساس این مفهوم، فردی که زودتر از سایر کودکان به توانایی ضرب و تقسیم دست می‌یابد، الزاماً از سایر کودکانی که در این زمینه مشکل دارند، باهوش‌تر نیست. کودک دوم ممکن است در سایر زمینه‌های هوشی قوی باشد، بنابراین مواد درسی را از طریق سایر رویکردهای آموزشی به روشی بهتر بیاموزد و در زمینه‌ای غیر از ریاضیات برتری خود را نشان دهد و حتی ممکن است به پدیده ضرب و تقسیم به شیوه‌ای عمیق‌تر بنگرد. این امر ممکن است موجب شود وی ظاهراً دیرآموز به نظر برسد، در صورتی که هوش ریاضی بالاتری را نسبت به کودکی که فرایند ضرب و تقسیم را سریع‌تر می‌آموزد داشته باشد (چان^۱، ۲۰۰۵).

بنابر نظر گاردنر (۲۰۱۱)، هوش ترکیبی از توانایی‌هایی است که در بخش‌های متفاوت مغز جای گرفته‌اند و به‌خلاف گفته سایر نظریه‌پردازان، تنها یک هوش‌بهر نیست. این هوش‌ها می‌توانند هم در ارتباط با یکدیگر و هم به‌طور مستقل عمل کنند. مهم‌ترین ویژگی این هوش‌ها این است که آنها ذاتی و ارثی نیستند. آنها از طریق بلوغ رشد می‌کنند و قدرتمندتر می‌شوند. به‌عبارت‌دیگر، انسان‌ها واجد این ظرفیت‌اند که بسته به محیط اجتماعی خود، باهوش‌تر باشند. انواع هوش‌ها از منظر گاردنر عبارت‌اند از: هوش میان-فردی، هوش درون-فردی، هوش موسیقایی، هوش دیداری-فضایی، هوش بدنی-جنبشی، هوش منطقی-ریاضی، هوش طبیعت‌گرایی و هوش زبانی یا کلامی (گاردنر، ۲۰۱۱).

ابزارهای متعددی برای سنجش هوش‌های چندگانه ساخته شده‌اند. یکی از ابزارهایی که در پژوهش‌های متعدد برای سنجش هوش‌های چندگانه مورد استفاده قرار گرفته، آزمون هوش چندگانه^۲ است که برای شناسایی هوش‌های چندگانه گاردنر طراحی شده است. اعتبار خرده‌مقیاس‌های این ابزار از ۰/۵۰ تا ۰/۸۳ است (مک‌کلن و کونتی^۳، ۲۰۰۸). بر اساس یافته‌های دوولیس^۴ (۲۰۱۲)، اگر آلفای کرونباخ میان ۰/۵۰ تا ۰/۶۰ قرار گیرد، بسیار ضعیف خواهد بود و با توجه به اینکه سه خرده‌مقیاس منطقی-ریاضی، موسیقایی و بینایی در این دامنه قرار می‌گیرند، در مورد اعتبار این مقیاس تردیدهایی وجود دارد.

یکی دیگر از ابزارهایی که برای سنجش هوش‌های چندگانه کودکان ۴ تا نوجوانان ۱۴ ساله طراحی شده است «مقیاس سنجش تحولی هوش‌های چندگانه برای کودکان» یا میداس^۵ است (شیرر^۶، ۱۹۹۷). یافته‌های تحلیل عاملی اکتشافی این پژوهش حاکی از وجود هفت عامل بود و مقدار آلفای کرونباخ برای عامل‌های آن از ۰/۸۳ (هوش بدنی-جنبشی) تا ۰/۹۱ (هوش درون-فردی) بود.

1. Chan
2. The Multiple Intelligence Survey (MIS)
3. McClellan & Conti
4. DeVellis
5. Multiple Intelligences Developmental Assessment Scales (MIDAS)
6. Shearer

نقص این مقیاس آن است که این مقیاس تنها دارای هفت عامل مکنون است، در صورتی که بنابر نظر گاردنر، مقیاسی که برای سنجش هوش‌های چندگانه طراحی می‌شود باید تمام این هشت مؤلفه را بسنجد (گاردنر، ۲۰۱۱).

یکی دیگر از مقیاس‌هایی که برای سنجش هوش‌های چندگانه دانش‌آموزان ۴ تا ۶ سال طراحی شده است، مقیاس «اولویت‌های هوش‌های چندگانه» یا تیمی است. قابلیت اعتماد این مقیاس در پژوهش تیله^۱ (۱۹۹۲) برای هر کدام از مقیاسها از ۰/۴۹ تا ۰/۸۸ است و در پژوهش مک‌ماهن، رز و پارکز^۲ (۲۰۰۴) از ۰/۲۲ تا ۰/۶۱ است. شاید لازم به ذکر نباشد که قابلیت اعتماد این خرده‌مقیاسها بسیار ضعیف است و از سوی دیگر، این مقیاس تنها هفت قسم از هوش را می‌سنجد.

در حال حاضر، ابزاری که برای شناسایی دانش‌آموزان تیزهوش و با استعداد در کشور مورداستفاده قرار می‌گیرد، مقیاس شناسایی دانش‌آموزان با استعداد طرح شهاب است. این مقیاس را ضیایی مؤید، آسایش، لاری، مینایی و هم‌تی‌فر (۱۳۹۰) و آیتی، اسدی‌یونسی و آزادگان (۱۳۹۶) در قالب طرح پژوهشی بنیاد ملی نخبگان، بر اساس الگوی گانیه^۳ (۲۰۰۹) که شامل توانایی‌های هوش، خلاقیت، امور اجتماعی، حواس، مهارت‌گری عضلانی و حرکتی بوده، طراحی کرده‌اند. از جمله مشکلات مقیاس شناسایی دانش‌آموزان با استعداد طرح شهاب می‌توان به نبود مؤلفه‌هایی همچون مؤلفه‌های موسیقیایی، درون-فردی و طبیعت‌گرایی اشاره کرد. یکی دیگر از مشکلات این طرح آن است که این مقیاس تنها روی دانش‌آموزان چهارم ابتدایی قابلیت اجرا دارد و تنها معلم آن را اجرا می‌کند.

در نتیجه آنچه درباره ابزارهای رایج در زمینه سنجش هوش‌های چندگانه ذکر شد، ابزارهایی که در حال حاضر برای سنجش کودکان و نوجوانان مورد استفاده قرار می‌گیرند، مشکلاتی دارند که از میان آنها می‌توان به قابلیت اعتماد پایین (تیله، ۱۹۹۲)، سنجش تنها هفت عامل از هشت قسم از هوش‌های چندگانه (شیرر، ۱۹۹۷)، عدم تناسب این مقیاسها برای جامعه دانش‌آموزان دوره اول ابتدایی (داوری‌بینا، ۱۳۹۱)، وجود همپوشانی بسیار بالا میان خرده‌مقیاسها (هاسل‌بائر^۴، ۲۰۰۵) و استفاده از یک نمونه برای تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی (داوری‌بینا، ۱۳۹۱) اشاره کرد.

یکی دیگر از مسائلی که در زمینه مقیاس‌های کنونی هوشی باید مورد توجه قرار گیرد، این است که آیا این مقیاسها با توجه ویژگی‌های فرهنگی این مرز و بوم طراحی شده‌اند یا خیر. فرهنگ اصطلاحی است که شامل رفتارهای اجتماعی و هنجارهای جوامع انسانی می‌شود و دانش، باورها، هنر، قوانین، ظرفیتها و عادات افراد را دربرمی‌گیرد (کوئل^۵، ۲۰۱۸). در زمینه هوش‌های چندگانه و نحوه ارزیابی

1. Teele
2. McMahon, Rose & Parks
3. Gagne
4. Haselbauer
5. Coyle

این هوشها نیز باید به مؤلفه فرهنگ توجه داشت. هوشهای چندگانه شامل ظرفیتهای گوناگونی می‌شوند که هر کدام از این ظرفیتهای ویژگیهای مربوط به خود را دارد (گاردرنر، ۲۰۱۱). به‌عنوان مثال، در زمینه هوش بدنی-جنبشی باید عنوان کرد که نوع بازیها در هر فرهنگ متفاوت از سایر فرهنگهاست، مسئله‌ای که باید در هر آزمون و مقیاسی مورد توجه قرار گیرد. نوع بازیهایی که در فرهنگ آمریکایی انجام می‌شود، متفاوت از بازیهایی است که در فرهنگ ایرانی انجام می‌شود (کویل، ۲۰۱۸). مورد دیگری که باید به آن اشاره کرد این است که در هوش طبیعت‌گرایی در بسیاری از مقیاسهای حاضر گویه‌هایی وجود دارند که با سرگرمیهای کودکان ایرانی به‌خصوص سرگرمیهای کودکان تهرانی تفاوت دارند. از جمله این گویه‌ها می‌توان به گویه «به ماهیگیری علاقه‌مند است» اشاره کرد که در مقیاس میداس (شیرر، ۱۹۹۷) به چشم می‌خورد. این مسئله و موضوع را می‌توان در سایر زمینه‌ها نیز مشاهده کرد که بحث در مورد آن خارج از حوصله این اثر کوتاه است. در نتیجه آنچه گفته شد نیاز به گویه‌های بومی در پژوهش حاضر به چشم می‌خورد که در مرحله گردآوری داده‌های کیفی بدان اشاره شده است؛ مسئله‌ای که در هیچ پژوهش داخلی در زمینه هوشهای چندگانه به آن اشاره نشده است (برای نمونه پژوهش آیتی و همکاران، ۱۳۹۶).

یکی از دلایل اصلی که مقیاس حاضر برای سنجش هوشهای چندگانه در دانش‌آموزان دوره اول ابتدایی طراحی شده آن است که احتمال عدم شناسایی تیزهوشان به‌خصوص تیزهوشان با پیشرفت تحصیلی پایین، به مرور زمان و با افزایش سن افزایش می‌یابد، به‌طوری‌که اگر دانش‌آموزان در دوره ابتدایی، به‌ویژه سالهای نخست این دوره شناسایی نشوند، احتمال اینکه در دوره متوسطه اول یا دوم شناسایی شوند تا حد زیادی کاهش می‌یابد (کالاهان، مون و او^۱، ۲۰۱۷؛ هاجز، تی، مائدا و گرتی^۲، ۲۰۱۸). افزون بر آنچه گفته شد، اگر دانش‌آموزان به‌موقع شناسایی نشوند، بسیاری از فرصتهای پیشرفت از آنها سلب می‌شود (شکوهی و پزند، ۱۳۹۸). با توجه به آنچه گفته شد، این ضرورت احساس می‌شود که پژوهش حاضر روی این دامنه سنی صورت گیرد.

در تأیید آنچه گفته شد، فاسکو^۳ (۲۰۰۱) عنوان می‌کند که ارزیابی هوشهای چندگانه کاری بسیار دشوار است و ابزارهایی که در این حوزه توسعه یافته‌اند مشکلاتی دارند. پژوهشهای بیشتری برای ساخت ابزارهای روا و پایا برای شناسایی کودکان بر اساس نظریه هوشهای چندگانه نیاز است. با توجه به اینکه ابزارهای موجود از روایی و اعتبار مطلوبی برخوردار نیستند و بر اساس فرهنگ ایرانی طراحی نشده‌اند، امروزه این نیاز احساس می‌شود که پژوهشهای جدید در زمینه طراحی و اجرای آزمونهای هوشی مبتنی

1. Callahan, Moon & Oh
2. Hodges, Tay, Maeda & Gertry
3. Fasko

بر هوش‌های چندگانه صورت گیرد. در نتیجه، پژوهش حاضر در نظر دارد تا منطبق بر نظریه هوش چندگانه گاردنر و متناسب با ویژگی‌های فرهنگ ایران، مقیاس بومی که از روایی و اعتبار مناسب برخوردار باشد، برای سنجش هوش‌های چندگانه دانش‌آموزان دوره اول ابتدایی طراحی نماید. با توجه به آنچه گفته شد، سؤال‌های پژوهش عبارتند از: نشانگرهای مقیاس بومی سنجش هوش‌های چندگانه دانش‌آموزان دوره اول ابتدایی چیست و آیا مقیاس بومی سنجش هوش‌های چندگانه دوره اول ابتدایی - فرم والد از روایی و پایایی لازم برخوردار است؟

روش

• طرح پژوهش و شرکت‌کنندگان

روش پژوهش حاضر از نوع توصیفی بود (سرمد، بازرگان و حجازی، ۱۳۹۷). جامعه آماری پژوهش حاضر را همه والدین دانش‌آموزان دوره اول ابتدایی استان تهران تشکیل دادند که در سال تحصیلی ۹۹-۱۳۹۸ شاغل به تحصیل در مدارس تحت پوشش وزارت آموزش و پرورش ایران بودند. از این میان، ۵۵۴ نفر به عنوان نمونه و با روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. این حجم نمونه بر اساس یافته‌های کامری و لی^۱ (۱۹۹۲)، بومسما^۲ (۱۹۸۵)، مارش و هاو^۳ (۱۹۹۹) و بومسما و هوگلند^۴ (۲۰۰۱) در نظر گرفته شد.

از میان شرکت‌کنندگان، ۴۶ نفر (۸/۳ درصد) دارای مدرک دیپلم، ۲۰۷ نفر (۳۷/۴ درصد) فوق دیپلم، ۱۸۶ نفر (۳۳/۶ درصد) کارشناسی و ۱۱۵ نفر (۲۰/۸ درصد) دارای مدرک کارشناسی ارشد بودند. ۳۵۴ نفر (۶۳/۹ درصد) خانه‌دار، ۱۸۴ نفر (۳۳/۲ درصد) کارمند و ۱۶ نفر (۲/۹ درصد) دارای شغل آزاد بودند. ۴۰۸ نفر (۷۳/۶ درصد) از آنها پرسشنامه را برای فرزند پسر خود تکمیل کردند و ۱۴۶ نفر (۲۶/۴ درصد) پرسشنامه را برای فرزند دختر خود کامل کردند. ۱۷۴ نفر (۳۱/۴ درصد) از فرزندان که پرسشنامه در مورد آنها تکمیل شده بود در پایه اول ابتدایی، ۱۵۰ نفر (۲۷/۱ درصد) در پایه دوم ابتدایی و ۲۳۰ نفر (۴۱/۵ درصد) در پایه سوم ابتدایی مشغول به تحصیل بودند. میانگین سنی والدین ۳۳ سال و میانگین سنی فرزندان ۷ سال بود.

• مراحل ساخت ابزار

در نخستین مرحله، اقدام به مطالعه پیشینه پژوهش و جستجوی مقیاسها و آزمون‌هایی شد که در این زمینه موجودند. داده‌های کیفی پژوهش حاضر در این مرحله از پژوهش‌های هاسل‌بائر (۲۰۰۵)،

1. Comrey & Lee
2. Boomsma
3. Marsh & Hau
4. Hoogland

شیرر (۱۹۹۷)، الکلبنانی و الوهیبی^۱ (۲۰۱۵)، تیله (۱۹۹۲) و آرمسترانگ^۲ (۱۹۹۴) اخذ شدند. دلیل انتخاب این ابزارها به‌عنوان ابزارهای مرجع آن بود که این ابزارها تنها ابزارهای موجود برای سنجش هوشهای چندگانه در این بازه سنی محسوب می‌شوند. در مرحله بعد گویه‌هایی گزینش شدند که بر اساس ویژگی‌های روان‌سنجی بیشترین تناسب را داشتند و در کنار گویه‌های پیشنهادی والدین (ده نفر از والدین)، بانک سؤالات حاوی ۱۹۳ گویه را تشکیل دادند.

گویه‌های پیشنهادی والدین یا گویه‌های بومی مقیاس حاضر با روش مصاحبه بدون ساختار و عمیق با والدین از طریق مطالعه پدیدارشناسی تعریف شدند. در این مرحله، با توجه به هدف مطالعه، شرکت‌کنندگان بر اساس نمونه‌گیری هدفمند از میان والدین گزینش شدند. فرایند گزینش نمونه‌ها تا آنجا ادامه یافت که در جریان کسب اطلاعات هیچ داده جدیدی پدیدار نشد و به عبارتی داده‌ها به اشباع رسید. مصاحبه با توجه به میزان تحمل، اطلاعات و تمایل شرکت‌کنندگان در یک یا چند نوبت انجام شد و مدت هر جلسه نیز به عوامل فوق و موافقت دو طرف بستگی داشت. مصاحبه‌ها روی نوار کاست ضبط شده و بلافاصله پیاده و سپس تجزیه و تحلیل شد. از جمله گویه‌های پیشنهادی و بومی والدین در این مرحله می‌توان به موارد زیر اشاره کرد: «اغلب دوست دارد روی میز یا ظروف آشپزخانه به‌صورت ریتمیک ضربه بزند»، «در بازی‌هایی مثل نون بیار، کباب ببر عملکرد خوبی دارد»، «درس زبان فارسی را بیشتر از سایر درسهایش دوست دارد».

پس از تهیه بانک سؤالات، به‌منظور بررسی روایی محتوایی و به‌جهت حصول اطمینان از وجود ساختار نظری در مقیاس، از ده نفر از متخصصان حوزه هوشهای چندگانه (اعضای هیأت علمی دانشگاه) خواسته شد بررسی‌های لازم را درباره روایی محتوایی مقیاس انجام دهند. برای این امر از دو روش لاوشه^۳ (۱۹۷۵) و والتس و باسل^۴ (۱۹۸۳) استفاده شد.

در مرحله بعد، پس از بررسی روایی محتوایی و ظاهری مقیاس هوشهای چندگانه، به‌منظور بررسی اولیه پرسشنامه از نظر مدت‌زمان موردنیاز برای تکمیل و ایجاد تغییرات لازم، این پرسشنامه روی ۲۰ نفر از والدین اجرا شد. در نهایت، بررسی روایی سازه‌ای با استفاده از نسخه بیست و ششم نرم‌افزار بسته آماری علوم اجتماعی (۲۰۱۹) و بررسی روایی تأییدی با استفاده از نرم‌افزار آموس (آرباکل^۵، ۲۰۱۹) و قابلیت اعتماد پرسشنامه نیز با نسخه بیست و ششم نرم‌افزار بسته آماری علوم اجتماعی (۲۰۱۹) صورت گرفت.

1. Al-Kalbani & Al-Wahaibi
2. Armstrong
3. Lawshe
4. Walts & Bausell
5. Arbuckle

یافته‌ها

در بررسی روایی ظاهری، پرسشنامه از لحاظ میزان سنجش مفهوم موردنظر، مناسب و از نظر قابل استفاده بودن برای جامعه ایرانی، قابل فهم بودن برای والدین ایرانی، مناسب بودن از لحاظ سنجش موضوع در حد مطلوب و قابل قبول گزارش شد. به‌زعم لاوشه (۱۹۷۵)، ارزش نسبت روایی محتوایی براساس تعداد متخصصان در گروه پند تعیین می‌شود. با توجه به اینکه در این بخش از پژوهش، از نقطه‌نظرات ۱۰ نفر از متخصصان استفاده شد، بر اساس جدول لاوشه (۱۹۷۵)، مقدار $0/62$ به‌عنوان نقطه‌برش نسبت روایی محتوایی در نظر گرفته شد. در نتیجه، ۹۷ گویه در این مرحله کنار گذاشته شد. شاخص روایی محتوایی نیز در این مرحله، $0/61$ به‌دست آمد.

در روش والتس و باسل (۱۹۸۳) در بررسی از منظر وضوح، حداقل مقدار شاخص روایی در سطح گویه‌ها برای ۱۳ سؤال کمتر از مقدار قابل قبول یعنی $0/79$ (هیرکاس، اپلکوئیست-اشمیدلشنر و اوکسا، ۲۰۰۳) بود، بنابراین از مقیاس کنار گذاشته شدند و در نهایت ۸۳ گویه برای تحلیل‌های بعدی مورد بررسی قرار گرفتند.

در طی فرایند تحلیل گویه‌ها بررسی نمودار ستونی درصدی، شاخصهای مربوط به کجی، کشیدگی، ضریب تمیز و دشواری ۸۳ گویه مقیاس مدنظر قرار گرفت. در این مرحله، تمام گویه‌ها، ضریب همبستگی مثبت با نمره کل مقیاس داشتند. این بدین معناست که در این حالت، تمام گویه‌ها همسو با نمره کل مقیاس بودند. ضریب آلفای کرونباخ کل مقیاس در شرایط حاضر، $0/93$ به‌دست آمد. بررسی گویه‌ها نشان داد که تمام گویه‌ها، کفایت لازم برای حضور در مقیاس را دارند. در ادامه، تمام گویه‌ها برای انجام دادن تحلیل عاملی اکتشافی و بررسی ساختار درون مقیاس مورد استفاده قرار گرفت.

تحلیل عاملی اکتشافی فرم والد برای شناسایی و تفسیر تعداد عوامل نهفته اجرا شد. تعداد عوامل اولیه که توسط قانون کایزر-گاتمن^۲ (تاباچنیک و فیدل^۳، ۲۰۰۷) شناسایی شد، ۲۴ عامل بود که ۶۵ درصد از واریانس را پوشش می‌داد. پیش از انجام دادن تحلیل عاملی، مفروضه‌های توزیع بهنجار داده‌ها، رابطه خطی میان متغیرها، نبود داده‌های پرت، نبود همخطی بودن در داده‌ها و عامل‌پذیری ماتریس داده‌ها مورد بررسی قرار گرفت (تاباچنیک و فیدل، ۲۰۰۷) و نتایج حاکی از تأیید مفروضه‌های تحقیق بود. مقدار شاخص کفایت نمونه‌برداری کایزر-میر-الکین^۴ (کایزر، ۱۹۷۴) به‌دست آمده برابر با $0/855$ و شاخص آزمون کرویت بارتلت (بارتلت^۵، ۱۹۵۰) برابر با $10095/780$ بود که با درجات آزادی 3403 در سطح $0/000$ معنادار بود و نشان از قابلیت عامل‌پذیری ماتریس

1. Hyrkäs, Appelqvist-Schmidlechner & Oksa
2. Kaiser-Guttman rule
3. Tabachnick & Fidell
4. Kaiser-Meyer-Olkin
5. Bartlett

مربوطه داشت (تاباچنیک و فیدل، ۲۰۰۷)؛ لذا در مجموع برقراری مفروضه‌های انجام تحلیل عاملی مشخص و این تحلیل روی داده‌ها انجام شد.

جدول ۱. مؤلفه‌ها و مجموع مجذور بارگذاری حاصل از تحلیل مؤلفه‌های مقیاس بومی هوشهای چندگانه برای دانش‌آموزان دوره اول ابتدایی

| عامل | ارزش ویژه | درصد تبیین واریانس | درصد تبیین واریانس تراکمی | ارزش ویژه حاصل چرخش | ارزش ویژه حاصل تحلیل موازی |
|-------|-----------|--------------------|---------------------------|---------------------|----------------------------|
| یکم | ۱۵/۷۹ | ۱۹/۰۳ | ۱۹/۰۳ | ۵/۶۳ | ۱/۸۷ |
| دوم | ۴/۲۳ | ۵/۱۰ | ۲۴/۱۳ | ۵/۴۲ | ۱/۸۱ |
| سوم | ۲/۷۵ | ۳/۳۱ | ۲۷/۴۵ | ۵/۴۰ | ۱/۷۶ |
| چهارم | ۲/۴۹ | ۳ | ۳۰/۴۵ | ۴/۳۹ | ۱/۷۲ |
| پنجم | ۲/۲۲ | ۲/۶۷ | ۳۳/۱۳ | ۳/۸۸ | ۱/۶۸ |
| ششم | ۱/۹۴ | ۲/۳۳ | ۳۵/۴۷ | ۳/۷۴ | ۱/۶۵ |
| هفتم | ۱/۸۴ | ۲/۲۲ | ۳۷/۶۹ | ۲/۳۷ | ۱/۶۲ |
| هشتم | ۱/۷۵ | ۲/۱۱ | ۳۹/۸۰ | ۲/۱۶ | ۱/۵۹ |

در تحلیل عاملی اکتشافی، تعداد عوامل ۸ در نظر گرفته شد و پس از آزمون تمام حالات ممکن، بهترین و مناسب‌ترین ساختار بر اساس تحلیل موازی تعیین شد (جدول ۱). انجام تحلیل عاملی اکتشافی با استفاده از روش عامل‌یابی تحلیل مؤلفه اصلی^۱ و چرخش واریماکس^۲ با نرمال‌سازی کایزر و محدود کردن تعداد عوامل به تعداد ۸ و حداقل مقدار بارگذاری هر گویه روی عوامل ۰/۲۰، منجر به استخراج عواملی شد که دارای بیشتری همخوانی با ساختار نظری مقیاس هوشهای چندگانه بودند. در پایان نتایج تحلیل عاملی نشان داد ساختار هشت مؤلفه‌ای که در مجموع ۳۹/۸۰ درصد از واریانس کل مقیاس را تبیین می‌کردند (جدول ۱)، مناسب‌ترین و ساده‌ترین ساختار برای این داده‌ها بودند. شایان ذکر است که این الگو پس از ۱۴ چرخش به دست آمد.

1. Principal component analysis
2. Varimax rotation

جدول ۲. بارهای عاملی ناشی از تحلیل عاملی اکتشافی مقیاس بومی هوشهای چندگانه برای دانش‌آموزان دوره اول ابتدایی

| عامل یکم | عامل دوم | عامل سوم | عامل چهارم | عامل پنجم | عامل ششم | عامل هفتم | عامل هشتم |
|----------|----------|----------|------------|-----------|----------|-----------|-----------|
| ۰/۶۴ | ۰/۵۵ | ۰/۶۲ | ۰/۲۷ | ۰/۲۸ | ۰/۵۲ | ۰/۲۳ | ۰/۴۶ |
| ۰/۶۴ | ۰/۵۴ | ۰/۵۶ | ۰/۲۴ | ۰/۲۰ | ۰/۴۹ | ۰/۵۶ | ۰/۴۰ |
| ۰/۶۱ | ۰/۵۳ | ۰/۵۳ | ۰/۵۸ | ۰/۵۵ | ۰/۴۹ | ۰/۴۷ | ۰/۲۲ |
| ۰/۶۰ | ۰/۵۲ | ۰/۵۲ | ۰/۵۵ | ۰/۵۴ | ۰/۴۲ | ۰/۴۶ | ۰/۲۸ |
| ۰/۵۴ | ۰/۵۲ | ۰/۵۲ | ۰/۵۵ | ۰/۵۴ | ۰/۳۹ | ۰/۳۴ | ۰/۲۴ |
| ۰/۴۹ | ۰/۵۰ | ۰/۴۸ | ۰/۵۱ | ۰/۴۴ | ۰/۳۸ | ۰/۳۳ | ۰/۲۴ |
| ۰/۴۵ | ۰/۴۳ | ۰/۴۶ | ۰/۵۰ | ۰/۴۲ | ۰/۳۸ | ۰/۲۷ | ۰/۲۹ |
| ۰/۴۳ | ۰/۴۲ | ۰/۴۵ | ۰/۴۴ | ۰/۲۸ | ۰/۳۷ | ۰/۳۷ | ۰/۲۱ |

تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که مؤلفه‌های یکم تا هشتم را می‌توان مؤلفه‌های هوش طبیعت‌گرایی، هوش میان-فردی، هوش درون-فردی، هوش موسیقیایی، هوش زبانی، هوش بدنی-جنبشی، هوش منطقی-ریاضی و مؤلفه هشتم هوش را دیداری-فضایی نام نهاد (جدول ۲).

جدول ۳. آماره‌های نیکویی برازش ساختارهای رقیب مقیاس بومی هوشهای چندگانه برای دانش‌آموزان دوره اول ابتدایی

| ساختار | خی دو | درجه آزادی | خی دو / آزادی | برازش | شاخص غیرنرمال | خطا | فاصله اطمینان | باقیمانده |
|--------|----------|------------|---------------|-------|---------------|-------|---------------|-----------|
| یکم | ۴۱۷۲ | ۱۹۲۴ | ۲/۱۶ | ۰/۵۸ | ۰/۴۳۷ | ۰/۰۶۸ | ۰/۰۶۵-۰/۰۷۴ | ۰/۰۶۱ |
| دوم | ۷۲۵۷/۴۳۶ | ۳۳۲۰ | ۲/۱۸ | ۰/۴۹ | ۰/۳۴۷ | ۰/۰۶۸ | ۰/۰۶۶-۰/۰۷۱ | ۰/۰۵۹ |

* خی دو / آزادی: خی دو بر درجه آزادی؛ برازش: شاخص برازش مقیاس‌های^۱؛ شاخص غیرنرمال: شاخص برازش غیرنرمال^۲؛ خطا: ریشه دوم مجذور خطای تقریب^۳؛ فاصله اطمینان ریشه دوم مجذور خطای تقریب؛ باقیمانده: ریشه میانگین مجذور باقیمانده استاندارد^۴

1. Comparative fit index
2. Non-normed fit index
3. Root mean square error of approximation
4. Standardized root mean square residual

۰/۰۶۵-۰/۰۷۴

۰/۰۶۶-۰/۰۷۱

برای انجام تحلیل عاملی تأییدی از دو ساختار به‌عنوان الگوهای رقیب استفاده شد. این دو عبارت بودند از:

۱. ساختار عاملی حاصل از تحلیل عامل اکتشافی: در این الگو هشت گویه که بالاترین میزان بارگذاری را در هر مؤلفه داشتند به‌عنوان نشانگر در نظر گرفته شدند.
۲. ساختار تک عاملی: در این الگو، تمام گویه‌ها در یک مؤلفه کلی قرار داده شدند.

برای دستیابی به بهترین مدل برازش از تحلیل روی ساختار کوواریانس و روش «برآورد مقاوم» بیشینه درست‌نمایی استفاده شده است. برای ارزیابی برازش ساختارها هم از شاخصهای چندگانه آماره خی دو، شاخص برازش مقایسه‌ای (بنتلر^۱، ۱۹۹۰)، شاخص برازش غیر نرمال (بنتلر، ۱۹۸۰)، ریشه دوم مجذور خطای تقریب (استایگر^۲، ۱۹۹۰)، فاصله اطمینان ریشه دوم مجذور خطای تقریب (هو^۳ و بنتلر، ۱۹۹۹) و ریشه میانگین مجذور باقیمانده استاندارد (هو و بنتلر، ۱۹۹۹) استفاده شده است. نتایج حاصل از آزمون نیکویی برازش این دو ساختار در جدول ۳ ارائه شده است. نتایج این جدول نشان می‌دهد که در میان این دو ساختار، ساختار اول، یعنی ساختار تحلیل عاملی اکتشافی در مقایسه با ساختار دیگر از شاخصهای مناسب‌تر برازش برخوردار است، بنابراین این ساختار به‌عنوان ساختار نهایی در نظر گرفته شده است.

جدول ۴. خلاصه ویژگیهای توصیفی گویه‌ها و زیرمقیاسهای مقیاس بومی هوشهای چندگانه برای دانش‌آموزان دوره اول ابتدایی

| گویه | میانگین | انحراف | حذف | همبستگی | آلفا | گویه | میانگین | انحراف | حذف | همبستگی | آلفا |
|------|---------|--------|------|---------|------|------|---------|--------|------|---------|-----------|
| ۲۴ | ۱/۳۶ | ۰/۶۶ | ۰/۷۸ | ۰/۳۴ | ۰/۸۱ | ۷۷ | ۱/۲۹ | ۰/۶۳ | ۰/۷۲ | ۰/۳۰ | هوش زبانی |
| ۳ | ۱/۳۷ | ۰/۶۴ | ۰/۷۸ | ۰/۴۰ | | ۷۱ | ۱/۶۸ | ۰/۷۶ | ۰/۷۰ | ۰/۳۸ | |
| ۴۵ | ۱/۳۴ | ۰/۶۴ | ۰/۷۷ | ۰/۳۸ | | ۱۲ | ۲/۹۱ | ۰/۹۸ | ۰/۶۸ | ۰/۴۸ | |
| ۷۹ | ۱/۲۳ | ۰/۵۳ | ۰/۷۸ | ۰/۳۶ | | ۶۱ | ۲/۲۶ | ۰/۹۰ | ۰/۶۶ | ۰/۵۷ | |
| ۵۹ | ۱/۴۶ | ۰/۷۳ | ۰/۷۹ | ۰/۲۹ | | ۷۳ | ۲/۰۹ | ۰/۹۴ | ۰/۶۵ | ۰/۶۱ | |
| ۵۱ | ۱/۵۷ | ۰/۷۲ | ۰/۷۸ | ۰/۳۱ | | ۲۹ | ۲/۰۶ | ۰/۸۶ | ۰/۷۰ | ۰/۳۸ | |
| ۲۸ | ۱/۵۵ | ۰/۷۲ | ۰/۸۱ | ۰/۱۴ | | ۴۴ | ۱/۳۳ | ۰/۶۲ | ۰/۷۰ | ۰/۴۰ | |
| ۸۲ | ۱/۲۹ | ۰/۶۲ | ۰/۷۹ | ۰/۲۳ | | ۶۴ | ۱/۵۲ | ۰/۹۱ | ۰/۷۴ | ۰/۲۲ | |
| ۲۴ | ۱/۳۶ | ۰/۶۶ | ۰/۷۸ | ۰/۳۴ | | ۰/۷۲ | ۷۷ | ۱/۲۹ | ۰/۶۳ | ۰/۷۲ | |
| ۳ | ۱/۳۷ | ۰/۶۴ | ۰/۷۸ | ۰/۴۰ | ۷۱ | | ۱/۶۸ | ۰/۷۶ | ۰/۷۰ | ۰/۳۸ | |
| ۴۵ | ۱/۳۴ | ۰/۶۴ | ۰/۷۷ | ۰/۳۸ | ۱۲ | | ۲/۹۱ | ۰/۹۸ | ۰/۶۸ | ۰/۴۸ | |
| ۷۹ | ۱/۲۳ | ۰/۵۳ | ۰/۷۸ | ۰/۳۶ | ۶۱ | | ۲/۲۶ | ۰/۹۰ | ۰/۶۶ | ۰/۵۷ | |
| ۵۹ | ۱/۴۶ | ۰/۷۳ | ۰/۷۹ | ۰/۲۹ | ۷۳ | | ۲/۰۹ | ۰/۹۴ | ۰/۶۵ | ۰/۶۱ | |
| ۵۱ | ۱/۵۷ | ۰/۷۲ | ۰/۷۸ | ۰/۳۱ | ۲۹ | | ۲/۰۶ | ۰/۸۶ | ۰/۷۰ | ۰/۳۸ | |
| ۲۸ | ۱/۵۵ | ۰/۷۲ | ۰/۸۱ | ۰/۱۴ | ۴۴ | | ۱/۳۳ | ۰/۶۲ | ۰/۷۰ | ۰/۴۰ | |
| ۸۲ | ۱/۲۹ | ۰/۶۲ | ۰/۷۹ | ۰/۲۳ | ۶۴ | | ۱/۵۲ | ۰/۹۱ | ۰/۷۴ | ۰/۲۲ | |

* انحراف: انحراف استاندارد؛ حذف: ضریب آلفا پس از حذف گویه؛ همبستگی: ضریب همبستگی گویه با خرده‌مقیاس؛ آلفا: ضریب آلفای کرونباخ

1. Bentler
2. Stieger
3. Hu

جدول ۴ نیز نشان می‌دهد که کلیه خرده‌مقیاسها از ضرایب مناسب همگونی درونی برخوردار بودند و دامنه آنها میان ۰/۵۳ (هوش منطقی - ریاضی) تا ۰/۸۱ (هوش طبیعت‌گرایی) بود. همچنین بررسی ضرایب همبستگی گویه‌ها با خرده‌مقیاسها نشان داد که این ضرایب میان ۰/۱۴ (گویه ۲۸) و ۰/۶۱ (گویه ۷۳) بود.

جدول ۵. همسانی درونی مؤلفه‌های فرم والد مقیاس بومی هوشهای چندگانه برای دانش‌آموزان دوره اول ابتدایی

| مؤلفه | (۱) | (۲) | (۳) | (۴) | (۵) | (۶) | (۷) | (۸) |
|------------------------|------|------|------|------|------|------|------|-----|
| هوش طبیعت‌گرایی (۱) | | | | | | | | |
| هوش میان-فردی (۲) | ۰/۴۸ | | | | | | | |
| هوش درون-فردی (۳) | ۰/۵۷ | ۰/۳۶ | | | | | | |
| هوش موسیقایی (۴) | ۰/۳۹ | ۰/۴۹ | ۰/۳۷ | | | | | |
| هوش زبانی (۵) | ۰/۶۰ | ۰/۴۹ | ۰/۳۸ | ۰/۵۲ | | | | |
| هوش بدنی - جنبشی (۶) | ۰/۴۸ | ۰/۵۷ | ۰/۳۴ | ۰/۵۲ | ۰/۵۳ | | | |
| هوش منطقی - ریاضی (۷) | ۰/۲۱ | ۰/۳۲ | ۰/۲۴ | ۰/۳۴ | ۰/۳۱ | ۰/۲۴ | | |
| هوش دیداری - فضایی (۸) | ۰/۵۱ | ۰/۶۱ | ۰/۳۵ | ۰/۵۵ | ۰/۵۹ | ۰/۵۸ | ۰/۲۷ | |

***تمام همبستگیها در سطح $p < 0/001$ معنادار است.

در فرم والد مقیاس هوشهای چندگانه برای دانش‌آموزان دوره اول ابتدایی کمترین همبستگی میان هوش منطقی - ریاضی و هوش طبیعت‌گرایی (۰/۲۱) و بیشترین همبستگی میان هوش دیداری - فضایی با هوش میان-فردی (۰/۶۱) مشاهده شد (جدول ۵).

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف ساخت، اعتباریابی و روایی‌یابی مقیاس بومی سنجش هوشهای چندگانه برای دانش‌آموزان دوره اول ابتدایی انجام شده است. به همین منظور، ذخیره گویه‌ها با ۱۹۳ سؤال تهیه شد. برای بررسی روایی محتوایی مقیاس حاضر از روش لاوشه (۱۹۷۵) و والتس و باسل

(۱۹۸۳) استفاده شد که به حذف ۱۱۰ گویه و اصلاح پاره‌ای از گویه‌ها منجر شد. برای بررسی روایی سازه مقیاس حاضر نیز از تحلیل عاملی اکتشافی استفاده شد که نتایج نشانگر وجود هشت خرده‌مقیاس هوش میان-فردی، هوش درون-فردی، هوش موسیقایی، هوش دیداری-فضایی، هوش بدنی-جنبشی، هوش منطقی-ریاضی، هوش طبیعت‌گرایی و هوش کلامی یا زبانی بود. سپس اعتبار مقیاس با آزمون آلفای کرونباخ تأیید شد. عوامل یادشده با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی بررسی و تأیید شدند. در ادامه هر کدام از نتایج مورد بحث قرار گرفته است.

در وهله نخست، شایان ذکر است که شاخص کفایت اندازه نمونه بسیار بیشتر از آن مقداری بود که برای کسب اطمینان از کفایت ماتریس داده‌ها برای عامل‌پذیری در نظر گرفته شده است (تاباچنیک و فیدل، ۲۰۰۷). با توجه به این شاخص می‌توان این‌گونه استنباط کرد که عامل‌های مکنون موجود در داده‌ها را می‌توان از هم تفکیک کرد و قابلیت استخراج از داده‌ها را دارند. با در نظر گرفتن اینکه حجم نمونه برای انجام تحلیل عاملی اکتشافی کافی بود، تحلیل عاملی اکتشافی انجام شد. این تحلیل حاکی از آن بود که با استفاده از روش عامل‌یابی مؤلفه‌های اصلی و چرخش ایکوامکس، عواملی حاصل شده است که بهترین مطابقت را با مبانی نظری نشان می‌دهد. در تبیین این نتیجه باید اذعان داشت که دلیل حصول این ساختار با استفاده از روش عامل‌یابی مؤلفه‌های اصلی و چرخش ایکوامکس وجود میزان بالای واریانس اختصاصی گویه‌ها در مقایسه با واریانس مشترک بین آنها بود (هومن، ۱۳۹۵).

در خصوص تحلیل عاملی تأییدی باید اذعان داشت که شاخص «مجذور خی به درجه آزادی» که یک شاخص برازش مطلق مدل به حساب می‌آید (هومن، ۱۳۹۵)، نشانگر آن است که مدل به‌دست‌آمده از داده‌ها برازش دارد. نسبت این شاخص اثر اندازه نمونه را بر مدل مجذور خی به حداقل می‌رساند (ویتن، موتن، آلوین و سامرز^۱، ۱۹۷۷) و نزدیکی این شاخص به عدد ۲ نشانگر برازش عالی مدل به داده‌ها است (مک‌کالم و آستین^۲، ۲۰۰۰). برای بررسی پایایی مقیاس حاضر از آلفای کرونباخ استفاده شد که دامنه ضرایب از نظر میچل و جولی^۳ (۲۰۰۴) در حد خوب و بالاتر از آن بود. در واقع نتایج سنجش اعتبار نشان داد که مؤلفه‌ها از نظر انسجام درونی و روابط میان گویه‌ها در وضعیت قابل‌قبولی قرار داشته‌اند و این مقیاس از اعتباری مناسب برخوردار است. در این میان، مؤلفه هوش منطقی-ریاضی از انسجام درونی پایین‌تری نسبت به سایر مؤلفه‌ها برخوردار بود. ارزش پایین آلفا می‌توانست به علت تعداد پایین سؤالات، ارتباط درونی ضعیف میان گویه‌ها یا ساختار نامتجانس گویه‌ها باشد (توکل و دنیگ^۴، ۲۰۱۱). پیشنهاد می‌شود که در

1. Wheaton, Muthén, Alwin & Summers
2. MacCallum & Austin
3. Mitchell & Jolley
4. Tavakol & Dennick

پژوهش‌های آتی به این مؤلفه توجه و از گویه‌های مناسب‌تر استفاده شود تا ارتباط درونی قوی‌تری داشته باشند و از ساختار متجانس‌تری بهره‌مند باشند.

به‌طور کلی، نتایج پژوهش حاضر حاکی از آن بود که با توجه به ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوب فرم والد مقیاس بومی سنجش هوش‌های چندگانه برای دانش‌آموزان دوره اول ابتدایی، این مقیاس برای شناسایی هوش‌های چندگانه دانش‌آموزان در مجموعه‌های آموزشی، خدماتی و درمانی و محیط‌های بالینی در جامعهٔ بهنجار ایرانی قابل استفاده است. در حال حاضر، این ابزار قابلیت استفاده برای اندازه‌گیری هشت قسم از هوش (هوش زبانی، هوش منطقی-ریاضی، هوش دیداری-فضایی هوش موسیقایی، هوش میان-فردی، هوش درون-فردی، هوش طبیعت‌گرایی و هوش بدنی-جنبشی) را داراست. از میان محدودیت‌های پژوهش حاضر می‌توان به این نکته و موضوع اشاره کرد که روش گردآوری داده‌ها در پژوهش حاضر، منحصراً گزارش والدین بود و پژوهش‌ها حاکی از تردید در مورد دقت و روایی نتایج این قبیل پرسشنامه‌هاست (میچل و جولی، ۲۰۰۴). یکی دیگر از محدودیت‌های پژوهش حاضر عدم استفاده از سایر روش‌های روایی‌یابی (همانند روش‌های روایی‌یابی همزمان، واگرا و همگرا) است (اکبری و همکاران، ۱۳۹۶). با توجه به آنچه گفته شد توصیه می‌شود که این محدودیت‌ها در پژوهش‌های آتی مورد توجه قرار گیرند و از سایر شیوه‌های روایی‌یابی برای افزایش دقت ویژگی‌های روان‌سنجی فرم والد مقیاس هوش‌های چندگانه برای دانش‌آموزان دورهٔ اول ابتدایی استفاده شود.

از جمله پیشنهادهای عملی که با پژوهش حاضر مطرح می‌شوند می‌توان به موارد زیر اشاره کرد: سنجش هوش‌های چندگانه به‌صورت عملی صورت گیرد، راهکارهای آموزش بر اساس هوش چندگانه به‌منظور بهبود یادگیری دانش‌آموزان مورد مطالعه قرار گیرد، با توجه به یافته‌های پژوهش، به‌منظور پیشرفت دانش‌آموزان در حوزه‌هایی از هوش که در آن تبحر دارند، کارگاه‌های آموزشی برای والدین برگزار شود و به‌منظور ایجاد میل و رغبت در دانش‌آموزان در زمینهٔ حوزه‌هایی از هوش که در آن دارای ضعف هستند، کارگاه‌های آموزشی برای مشاوران برگزار شود.

REFERENCES

- آیتی، محسن؛ اسدی یونسی، محمدرضا و آزادگان، عمید. (۱۳۹۶). تحلیل عاملی تأییدی مقیاس شناسایی دانش‌آموزان با استعداد. *فصلنامه اندازه‌گیری تربیتی*، ۷ (۲۷)، ۱۶۱-۱۸۱.
- اکبری زردخانه، سعید؛ آل‌بویه، مریم؛ زنگانه، علی‌محمد؛ منصورکیایی، نادر؛ جلال‌دانش، محسن و مهدوی، مجتبی. (۱۳۹۶). نسخه‌ی گزارش والدین مقیاس سلامت روان‌شناختی کودکان: مطالعه‌ی مقدماتی ساخت و بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی. *فصلنامه سلامت روان کودک*، ۴ (۴)، ۱۵۲-۱۶۴.
- داوری‌بینا، منیژه. (۱۳۹۱). ساخت و بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی آزمون هوش چندگانه گاردنر. (پایان‌نامه کارشناسی ارشد). دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکزی، دانشکده روانشناسی و علوم اجتماعی، گروه روانشناسی.
- سرمد، زهره؛ بازرگان، عباس و حجازی، الهه. (۱۳۹۷). روش‌های تحقیق در علوم رفتاری. تهران: آگه.
- شکوهی‌یکتا، محسن و پرند، اکرم. (۱۳۹۸). *روان‌شناسی و آموزش تیزهوشان*. تهران: تیمورزاده.
- ضیایی‌موید، محمد؛ آسایش، محمدعلی؛ لاری، نرگس؛ مینایی، زهرا و همتی‌فر، مجتبی. (۱۳۹۰). بررسی روش‌های شناسایی استعدادهای برتر و ارائه الگوی عملی. طرح پژوهشی چاپ نشده. ستاد اجرایی‌سازی سند راهبردی کشور در امور نخبگان.
- هومن، حیدرعلی. (۱۳۹۵). تحلیل داده چندمتغیری در پژوهش رفتاری. تهران: پیک فرهنگ.

Al-Kalbani, M. S., & Al-Wahaibi, S. S. (2015). Testing the multiple intelligences theory in Oman. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 190, 575-581.

Arbuckle, J. L. (2019). *Amos (Version 26.0) [Computer Program]*. Chicago: IBM SPSS.

Armstrong, T. (1994). *Multiple intelligences in the classroom*. Alexandria, VA: Association for Supervision and Curriculum Development.

Bartlett, M. S. (1950). Tests of significance in factor analysis. *British Journal of Statistical Psychology*, 3(2), 77-85.

Bentler, P. M. (1990). Comparative fit indexes in structural models. *Psychological Bulletin*, 107(2), 238-246.

Besjes-de Bock, K. M., & de Ruyter, D. J. (2011). Five values of giftedness. *Roeper Review*, 33(3), 198-207.

Boomsma, A. (1985). Nonconvergence, improper solutions, and starting values in LISREL maximum likelihood estimation. *Psychometrika*, 50(2), 229-242.

Boomsma, A., & Hoogland, J. J. (2001). The robustness of LISREL modeling revisited. In R. Cudeck, S. du Toit, & D. Sörbom (Eds.), *Structural equation models: Present and future. A festschrift in honor of Karl Jöreskog* (pp. 139-168). Lincolnwood, IL: Scientific Software International.

Callahan, C. M., Moon, T. R., & Oh, S. (2017). Describing the status of programs for the gifted: A call for action. *Journal of the Education of the Gifted*, 40(1), 20-49.

Chan, D. W. (2005). Perceived multiple intelligences and learning preferences among Chinese gifted students in Hong Kong. *Journal for the Education of the Gifted*, 29(2), 187-212.

Comrey, A. L., & Lee, H. B. (1992). *A first course in factor analysis* (2nd ed). Hillsdale, NJ: Erlbaum.

Coyle, D. (2018). *The culture code: The secrets of highly successful groups*. New York: Bantam.

DeVellis, R. F. (2012). *Scale development: Theory and applications*. Los Angeles, CA: Sage.

Fasko, J. D. (2001). An analysis of multiple intelligences theory and its use with the gifted and talented. *Roeper Review*, 23(3), 126-130.

Gagné, F. (2009). Building gifts into talents: Detailed overview of the DMGT 2.0. In B. MacFarlane, & T. Stambaugh (Eds.), *Leading change in gifted education: The festschrift of Dr. Joyce VanTassel-Baska* (pp. 61-80). Waco, TX: Prufrock Press.

Gardner, H. (2011). *Frames of mind: The theory of multiple intelligences*. New York: Basic Books.

- Haselbauer, N. (2005). *What's your IQ?*. New York: Barnes and Noble Books.
- Hodges, J., Tay, J., Maeda, Y., & Gertry, M. (2018). A meta-analysis of the gifted and talented identification practices. *Gifted Child Quarterly*, 62(2), 147-174.
- Hu, L. T., & Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1-55.
- Hyrkäs, K., Appelqvist-Schmidlechner, K., & Oksa, L. (2003). Validating an instrument for clinical supervision using an expert panel. *International Journal of Nursing Studies*, 40(6), 619-625.
- Kaiser, H. F. (1974). An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39(1), 31-36.
- Kranzler, J. H., Benson, N., & Floyd, R. G. (2016). Intellectual assessment of children and youth in the United States of American: Past, present, and future. *International Journal of School & Educational Psychology*, 4(4), 276-282.
- Lawshe, C. H. (1975). A quantitative approach to content validity. *Personal Psychology*, 28(4), 563-575.
- MacCallum, R. C., & Austin, J. T. (2000). Applications of structural equation modeling in psychological research. *Annual Review of Psychology*, 51, 201-226.
- Marsh, H. W., & Hau, K.-T. (1999). Confirmatory factor analysis: Strategies for small sample sizes. In R. H. Hoyle (Ed.), *Statistical strategies for small sample research* (pp. 252-284). Thousand Oaks, CA: Sage.
- McClellan, J. A., & Conti, G. J. (2008). Identifying the multiple intelligences of your students. *Journal of Adult Education*, 37(1), 13-38.
- McMahon, S. D., Rose, D. S., & Parks, M. (2004). Multiple intelligence and reading achievement: An examination of the Teele Inventory of Multiple Intelligences. *The Journal of Experimental Education*, 73(1), 41-52.
- Mitchell, M. L., & Jolley, J. M. (2004). *Research design explained* (5th ed.). Wadsworth Publishing.
- Neupane, D., Joshi, P., & Dawadi, C. (2018). An explorative study of multiple intelligence levels of secondary school students with reference to gender. *International Journal of Applied Research*, 4(3), 257-261.
- Pfeiffer, S. I. (2015). El modelo tripartido sobre la alta capacidad y las mejores prácticas en la evaluación de los más capaces. *Revista de Educación*, 368, 66-95.
- Pierson, E. E., Kilmer, L. M., Rothlisberg, B. A., & McIntosh, D. E. (2012). Use of brief intelligence tests in the identification of giftedness. *Journal of Psychoeducational Assessment*, 30(1), 10-24.
- Shearer, C. B. (1997). *Development and validation of a multiple intelligences assessment scale for children*. Paper presented at Annual Meeting of the American Psychological Association (105th, Chicago, IL, August 15-19, 1997).
- Steiger, J. H. (1990). Structural model evaluation and modification: An interval estimation approach. *Multivariate Behavioral Research*, 25(2), 173-180.
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). New York: Allyn and Bacon.
- Tavakol, M., & Dennick, R. (2011). Making sense of cronbach's alpha. *International Journal of Medical Education*, 2, 53-55.
- Teele, S. (1992). *Teele inventory of multiple intelligence*. Redlands, CA: Sue Teele and Associates.
- Van Tassel-Baska, J., Feng, A. X., & Evans, B. L. (2007). Patterns of identification and performance among gifted students identified through performance tasks: A three-year analysis. *Gifted Child Quarterly*, 51(3), 218-231.
- Waltz, C., & Bausell, R. B. (1983). *Nursing research: Design, statistics and computer analysis*. Philadelphia: F A Davis Co.
- Wheaton, B., Muthén, B., Alwin, D. F., & Summers, G. F. (1977). Assessing reliability and stability in panel models. In D. R. Heise (Ed.), *Sociological methodology* (pp. 84-136). San Francisco: Jossey-Bass.