

ویژگی های روان سنجی مقیاس 2 هوش سیال کتل و رابطه آن با ماتریس های پیشرونده ریون

تاریخ دریافت مقاله: 92/2/31

تاریخ پذیرش مقاله: 92/3/21

دکتر حیدر علی هومن*

پاشا بهاری**

چکیده

مقیاس 2 هوش سیال کتل و ماتریس های پیشرونده ریون از آزمون های معتبر هوشی هستند که به منظور سنجش هوش کلی (عامل g) به کار می روند. هدف این پژوهش بررسی اعتبار و روایی مقیاس 2 هوش سیال کتل و رابطه آن با ماتریس های پیشرونده ریون بود. به این منظور از میان جامعه آماری دانش آموزان مشغول به تحصیل در مقطع دبیرستان شهر تهران در سال تحصیلی 91-1390، یک نمونه 500 نفری به روش تصادفی چند مرحله ای انتخاب شدند و در مورد 100 نفر از آزمودنی ها هر دو آزمون، و برای 400 آزمودنی دیگر تنها مقیاس 2 هوش سیال کتل اجرا شد. برای بررسی اعتبار از روش محاسبه ضریب آلفای کرونباخ، برای بررسی روایی از روش تحلیل عاملی، و برای بررسی رابطه میان مقیاس 2 کتل و ماتریس های پیشرونده ریون از محاسبه ضریب همبستگی پیرسون استفاده شد. نتایج به دست آمده نشان داد که مقیاس 2 هوش سیال کتل از اعتبار ($\alpha = 0/789$) قابل قبولی برخوردار است و با توجه به پدیدار شدن مولفه های هوش سیال کتل در تحلیل عاملی اجرا شده، مقیاس 2 هوش کتل دارای روایی نیز می باشد. همچنین همبستگی معناداری (در سطح $p < 0/01$) میان ماتریس های پیشرونده ریون و مقیاس 2 هوش سیال کتل وجود دارد ($r = 0/418$).

کلید واژه ها: هوش سیال، عامل g، مقیاس 2 هوش کتل، ماتریس های پیشرونده ریون، حافظه کوتاه مدت، استدلال قیاسی، استدلال استقرایی.

مقدمه

روان شناسی تربیتی و روان سنجی دو گرایش از روان شناسی مدرن هستند که فصل مشترک مهمی به نام آزمون های هوش دارند. این آزمون ها از طرفی در جهان امروز به صورت جزء لاینفکی از آموزش و پرورش درآمده اند، از

* دانشیار گروه روانشناسی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی
** دانش آموخته کارشناسی ارشد روانشناسی تربیتی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی

طرف دیگر از همان ابتدای به وجود آمدن روان سنجی، تست های هوش به عنوان یکی از مهم ترین آزمون های روانی مطرح بوده اند. پژوهش حاضر به آزمون هوش کتل و ماتریس های پیش رونده ریون به عنوان دو تست هوشی که بیشترین کاربرد را در آموزش و پرورش ایران دارند پرداخته است.

یکی از اهداف مهم آموزش و پرورش و روانشناسی تربیتی تعیین توانایی ها، استعدادها و محدودیتهای افراد جامعه است تا از طریق هدایت اجتماعی، اقتصادی و حرفه ای موجبات رشد و پیشرفت فرد و جامعه مهیا گردد. در این راستا وجود ابزارها و روش های دقیق سنجش ضروری بوده و هیچ نظام آموزشی بدون بهره گیری از آنها نمی تواند به آرمان های خود دست یابد (جوکار، 1372).

سنجش روانی و تربیتی بدون تردید یکی از مهم ترین کمک های علوم رفتاری به جامعه است که در زمینه های اداری، صنعتی و فنی و حرفه ای و تربیتی تغییرات اساسی و قابل توجهی به وجود آورده است (افروز و هومن، 1375).

بی تردید تمام کسانی که در مدارس ابتدایی، متوسطه و یا دانشگاه ها به تحصیل اشتغال داشته اند و یا در امتحانات استخدامی شرکت کرده اند، تا اندازه ای با آزمون های روانی و آموزشی آشنایی دارند. دانش آموزان در نخستین ماه های ورود به دبستان با امتحان و آزمون روبرو می شوند. نگرش دانش آموز نسبت به امتحان و آزمون و عملکرد وی در آزمون ها، زندگی تحصیلی و شغلی او را تحت تاثیر قرار می دهد. آزمون ها در تصمیم گیری فرد برای انتخاب رشته تحصیلی و شغلی و یا در تصمیم گیری کسانی که در تعیین امکانات تحصیلی و شغلی وی موثرند، مانند والدین و معلمان و کارفرمایان، نقش اساسی دارند. امروزه آزمون ها در زندگی مردم کشورهای مختلف نقش عمده ای را ایفا می کنند. هرگاه برای تصمیم گیری درباره آینده شغلی یا تحصیلی افراد و یا کمک به آنان برای اتخاذ تصمیم رشته های شغلی و یا تحصیلی اطلاعاتی لازم باشد، آزمون ها مورد استفاده قرار می گیرند (شریفی، 1376).

سنجش هوش و استعداد تحصیلی که در پی تبدیل کیفیات روانی و توانایی های ذهنی فرد به کمیت های عددی و عینی می باشد از دو بعد قابل توجه و با اهمیت است: اول آن که توانایی های ذهنی هر فرد را به طور جداگانه اندازه گیری کرده و مشخص می کند فرد در کدام زمینه ها قوی تر و در کدام زمینه ها ضعیف تر است، و دوم آن که فرد را با گروهی که متعلق به آن است مقایسه کرده و موقعیت او را در بین سایر افراد گروه مشخص می نماید. امروزه آزمون های هوش یکی از ضروریات آموزش و پرورش و یا به عبارت دیگر تعلیم و تربیت در جوامع مختلف است (شریفی و نیکخو، 1373).

از طرفی به همان نسبت که افراد از نظر ظاهری با هم تفاوت دارند و دارای قیافه و قد و رنگ متفاوتند، هوش و استعداد افراد مختلف نیز یکسان نیست. بنابر این برای شناخت استعداد افراد یک جامعه و راهنمایی افراد و والدین آن ها در جهت پی بردن به توانایی ها و محدودیت های آنان و فراهم ساختن امکان شکوفایی آن ها از یک طرف و جلوگیری از اتلاف وقت و سرمایه افراد و جامعه از جانب دیگر نیاز به ابزار سنجش دقیق هوش و استعداد افراد کاملاً محسوس می باشد. این وظیفه ای است که توسط آزمون های هوش انجام می پذیرد (کرمی، 1382).

هوش و به دست آوردن یک تعریف کلی و جامع از آن از همان ابتدای مطرح شدن این بحث به مشکل برخورد کرد، چراکه "هوش" یک مفهوم انتزاعی است و رفتار هوشمندانه یک فرآیند پیچیده است. از سویی دیگر هر دسته از روان شناسان برحسب مکاتب مختلف روان شناسی و دیدگاه های خود درباره این رشته علمی، روش های مختلفی را برای تعریف و سنجش هوش به کار بسته اند (شریفی و نیکخو، 1373).

از دیگر مواردی که باعث به وجود آمدن بحث و اختلاف میان روان شناسان گردید، تفاوت میان هوش و استعداد بود. دسته ای از روان شناسان هوش و استعداد را یکسان می پنداشتند و هیچ تفاوتی میان این دو قائل نبودند، اما گروهی دیگر هوش را سازه ای کاملاً متفاوت با یادگیری می دانستند و استعداد را به صورت "توانایی

یادگیری " تعریف می کردند (کرمی، 1383).

قدیمی ترین تلاشی که برای استفاده از روش های آماری در جهت شناخت عوامل تشکیل دهنده هوش انجام شد، در سال 1904 و توسط روان شناس انگلیسی، اسپیرمن³ صورت پذیرفت. در آن تحلیل اسپیرمن اساسا تلاش خود را معطوف به تصفیه یا خالص سازی مفهوم هوش، به منزله پدیده ای یکتا ساخته است (منصور و دادستان، 1366).

نظریه اسپیرمن در مورد هوش در نهایت تحت عنوان «نظریه دو عاملی»⁴ شهرت یافت، چون طبق این نظریه کلیه کنش های ذهنی در قالب دو دسته از عوامل تجزیه و تحلیل می شوند؛ عامل عمومی و عامل اختصاصی. طبق نظریه اسپیرمن، عامل کلی عمده ترین عامل تعیین کننده عملکرد افراد در سئوال های آزمون های هوشی است. در همه آزمون ها یک عامل عمومی "g"⁵ و در هر آزمون خاص نیز یک عامل اختصاصی "s"⁶ وجود دارد (اتکینسون و هیلگارد، 1983 به نقل از براهنی و همکاران).

اگرچه عامل کلی از فردی به فرد دیگر تغییر می کند، اما در هر فردی نسبت به تمامی توانش های وی، همبسته و ثابت است. اما عامل اختصاصی نه تنها از فردی به فرد دیگر در تغییر است، بلکه در مورد یک فرد خاص نیز از یک توانش به توانش دیگر تغییر می کند. نوآوری اسپیرمن موجب همکاری تعداد زیادی از روان شناسان و ریاضی دانان - از قبیل: ورنون⁷، ترستون⁸، گیلفورد⁹، کتل و...- در زمینه روان شناسی تفاوت های فردی گردید (منصور و دادستان، 1366).

کتل¹⁰ در نظریه هوش خود، که جزو نظریات عاملی هوش قرار می گیرد، در تحلیل عاملی هوش عوامل مرتبه دوم را مورد بررسی و مطالعه قرار داده و بر این اساس توانایی های شخص را بر حسب پنج استعداد شامل: هوش سیال¹¹ و متبلور، تجسم¹²، سرعت بازیابی¹³ یا سیالی کلی و عامل سرعت شناختی¹⁴ طبقه بندی کرد (شریفی، 1379). کتل در سال 1936 انگیزه ساختن «آزمون هوش نابسته به فرهنگ»¹⁵ را چنین توصیف کرد:

"اساسا ما به آزمونی نیاز داریم که بتواند هوش افراد متعلق به فرهنگ ها، زبان ها، سطوح اجتماعی، اقتصادی و تحصیلی مختلف را بدون تاکید روی چنین عواملی اندازه گیری کند. هدف اصلی آزمون مشخص نمودن پایدارترین هسته توانایی ذهنی پایه است و مفروضه های آن عبارتند از: یکسان بودن مواد آزمون نسبت به تجارب فرهنگی - یعنی تجاربی که بر پاسخ آزمودنی تاثیر افتراقی خواهند گذاشت - و تک عاملی بودن آن یعنی حداکثر اشباع بودن از عامل هوش سیال (جوکار، 1372).

دومین آزمون هوشی که در این پژوهش اجرا شد، ماتریس های پیشرونده ریون یا آزمون ریون سیاه و سفید یا آزمون ریون بزرگسالان است که برای اندازه گیری هوش افراد در همه سطوح توانایی - از کودکان 5 ساله تا بزرگسالان تحصیل کرده و سرآمد - به کار می رود. پاسخ صحیح به سوالات این آزمون ریون مستلزم فرآیند

³ Spearman

⁴ two-factor theory

⁵ general factor

⁶ specific factor

⁷ Vernon

⁸ Thurston

⁹ J.P. Guilford

¹⁰ R.B. Cattell

¹¹ fluid intelligence

¹² visualization

¹³ retrieval speed

¹⁴ cognitive speed factor

¹⁵ culture free intelligence test

استدلال ذهنی برای کشف اصول و منطق حاکم بر روابط اجزای الگوهای ماتریس هاست، بنابراین عمدتاً هوش سیال را اندازه گیری می کند. سوالات این آزمون به گونه ای است که برای تمام آزمودنی ها تازگی دارد، در نتیجه برخورداری از شرایط بهتر اجتماعی و آموزشی در پاسخ دادن به سوالات تاثیر چندانی ندارد و به همین دلیل از نظر سازنده آن یک آزمون هوشی مستقل از فرهنگ به شمار می آید (کرمی، 1383).

آزمون های هوش کتل و ماتریس های پیشرونده ریون هر دو از آزمون های گروهی هوش هستند که در آن ها در یک جلسه آزمایش درباره گروهی از افراد اجرا می گردند و بین آزمایش کننده و آزمودنی ها هیچگونه تعامل فردی وجود ندارد. از طرف دیگر هر دو آزمون نابتسته به فرهنگ یا مستقل از فرهنگ می باشند، به این معنا که عوامل فرهنگی جوامع مختلف در پاسخ های درست آزمودنی ها بی اثر می باشند. اشتراک دیگر این دو آزمون آن است که هر دو در پی تشخیص هوش کلی¹⁶ یا عامل "g" هستند. تشابهات ذکر شده و استفاده مکرر و فراوان از دو آزمون یاد شده در آموزش و پرورش ایران و همچنین عدم هنجاریابی مقیاس 2 آزمون هوش کتل که به علت کاربرد آن برای دانش آموزان عادی، پر کاربردترین مقیاس آزمون کتل می باشد مهم ترین دلیل انتخاب پژوهش حاضر بوده است.

پژوهش های متعددی در مورد اعتبار و روایی مقیاس های کتل صورت گرفته است. اعتبار مقیاس های هوش سیال کتل اغلب بین 0/50 و 0/70 متغیر است. روایی مقیاس 2 نیز بیشتر برحسب درجه اشباع آنها از عامل عمومی هوش (g) مطرح شده است که این نیز مبتنی بر بررسی همبستگی بین آزمون ها و تحلیل عوامل است (اناستازی، 1991).

فرم ب مقیاس 2، در تحقیقی که در مورد بررسی نارسایی های یادگیری دانش آموزان مدارس ابتدایی تهران در موسسه تحقیقات تربیتی دانشگاه تربیت معلم که توسط دکتر محمد رضا بهرنگی عضو هیئت علمی دانشگاه مذکور و دکتر ابوالفضل کرمی انجام گرفته است، در مورد دانش آموزان گروه سنی 10 و 11 ساله تهران هنجاریابی شده است (کرمی، 1383).

بهرام جوکار (1378) در پژوهشی برای هنجاریابی مقیاس 2 کتل در بین دانش آموزان مقطع راهنمایی شهر شیراز در نمونه ای به حجم 1230 نفر (606 دختر و 624 پسر) از دانش آموزان کلاسهای چهارم ابتدایی تا سوم راهنمایی شهر شیراز انتخاب شدند و مورد آزمایش قرار گرفتند. برای بررسی پایایی آزمون از روشهای باز آزمایی، گونه های همتا، تنصیف و آلفا کرونباخ استفاده شد. ضرایب حاصله به ترتیب برابر با 0/70، 0/77، 0/84، 0/78 بود. به منظور احراز روایی همبستگی نمرات آزمون با آزمون هوشی اوتیس، معدل تحصیلی و همچنین سیر تغییر نمرات در سنین مختلف محاسبه گردید (جوکار، 1378).

هاینس¹⁷، هوارد¹⁸ و اتکینسون¹⁹ (1983) به دنبال تحقیقات اسمیت و همکاران (1977)، همبستگی مقیاس 2 آزمون کتل را با آزمون هوشی اوتیس-لنون²⁰ در یک نمونه 24 نفری از نوجوانان (85 پسر و 39 دختر) مورد بررسی قرار دادند. ضریب همبستگی حاصل از این تحقیق برابر با 0/67 (در $p < 0/001$) بود (اناستازی، 1990). کورتیس²¹، مک برادی²²، کلارک²³ و کیل²⁴ (1964) همبستگی میان آزمون های مختلف هوشی، پیشرفت

¹⁶ general intelligence

¹⁷ Haynes

¹⁸ Howard

¹⁹ Atkinson

²⁰ Otis- Lenon

²¹ Curtis

²² Mc Brady

تحصیلی و استعدادهای چندگانه رت در طرحی گسترده بر روی نمونه ای متشکل از 350 آزمودنی 17 تا 60 ساله مورد بررسی قرار دادند. در این تحقیق همبستگی آزمون کتل با آزمون اوتیس برابر با 0/71، با ماتریس های پیشرونده ریون برابر با 0/68 و با آزمون وکسلر بزرگسالان برابر با 0/74 بود. در تحقیق کارنس و وارتون (1988) میزان همبستگی میان مقیاس 2 آزمون هوش کتل و ماتریس های پیشرونده ریون در نمونه ای متشکل از 652 دانش آموز روستایی برابر با 0/46 (در $p < 0/001$) بود (جوکار، 1372).

کارنس²⁵ و وارتون²⁶ (1988) اقدام به مقایسه آزمون های کتل و ریون برای شناسایی دانش آموزان تیزهوش مناطق محروم روستایی نمودند. نمونه تحقیق آنها 632 دانش آموز کلاس های سوم تا هشتم (معادل سوم ابتدایی تا سوم راهنمایی ایران) روستاهایی در شرق ایالت می سی سی پی آمریکا بود. این محققان تفاوت معنا داری بین نمرات هوشبهر آزمون کتل و نمرات خام آزمون ریون مشاهده نمودند ($p > 0/001$) و $r = 0/651$ (جوکار، 1372)

در داخل ایران، جابر خدایی (1377) برای به دست آوردن روایی توافقی در پژوهش هنجاریابی ماتریس های پیشرونده ریون بزرگسالان، با استفاده از فرم A مقیاس 3 آزمون هوشی کتل همبستگی روایی را 0/6 اعلام نمود و روایی با استفاده از ملاک ریاضی بر روی نمرات ریاضی 371 آزمودنی برابر با 0/3059 اعلام کرد (ابوالفتحی، 1380). غلامعلی ابوالفتحی در 1380 ضرایب همبستگی بین آزمون های فرعی فرم A مقیاس 2 کتل را با آزمون ریون در یک نمونه 738 نفری از دانش آموزان دختر و پسر 11 تا 13 ساله شهرستان الشتر در دامنه ای بین 0/5 و 0/64 و برای کل آزمون دامنه ای بین 0/53 و 0/66 به دست آورد جهت بررسی اعتبار، آلفای کرونباخ معادل 0/78 محاسبه شده است (ابوالفتحی، 1380).

والنتاین²⁷ و گوستافسون²⁸ (2008) ضریب همبستگی بین مقیاس 2 آزمون ریون و ماتریس های پیشرونده ریون را در یک نمونه شامل 2358 نفر سوئدی، 620 نفر مهاجر اروپایی و 591 نفر مهاجر غیر اروپایی، برابر با 0/83 اعلام کردند (والنتاین و گوستافسون، 2008).

فری²⁹ و دترمان³⁰ (2004) برای نمونه ای به حجم 917 نفر، در تحقیقی در خصوص توانایی های شناختی عمومی اقدام به اجرای آزمون ریون بزرگسالان و مقیاس 2 کتل کردند که ضریب همبستگی به دست آمده برابر با 0/483 بود (فری و دترمان، 2004).

فوکودا³¹، ووگل³²، مایر³³ و آوه³⁴ (2010) در پژوهشی در مورد رابطه بین هوش سیال و ظرفیت حافظه، با اجرای مقیاس 2 آزمون کتل و آزمون ریون سیاه و سفید روی نمونه ای با حجم 917 نفر بزرگسال، ضریب همبستگی معادل 0/66 بین این دو آزمون به دست آوردند (فوکودا، ووگل، مایر و آوه، 2010).

مقیاس هوش کتل بسیار مورد تجزیه و تحلیل قرار گرفته است، اما چون این مقیاس تاکنون بر روی دانش آموزان عادی هنجاریابی نشده است، ضروری به نظر می رسد برای بررسی دقیق تر ساختار آن، پژوهش ها و

²³ Clark

²⁴ Kyle

²⁵ Karnes

²⁶ Wharton

²⁷ Valentine

²⁸ Gustafson

²⁹ Frey

³⁰ Detterman

³¹ Fukuda

³² vogel

³³ Mayr

³⁴ Awh

اقدامات نوین تری صورت گیرد. هدف این پژوهش اعتبار یابی و رواسازی مقیاس 2 فرم A تست هوشی کتل در بین دانش آموزان عادی دبیرستانی شهر تهران است. بررسی این مقیاس منجر به تدوین یک ابزار معتبر برای روانشناسان، مشاوران و روان پزشکان در فرآیند راهنمایی و مشاوره تحصیلی و شغلی است و همچنین همبستگی میان مقیاس 2 هوش سیال کتل و ماتریس های پیشرونده ریون نیز در این پژوهش بررسی شده است.

به منظور دستیابی به اهداف فوق، یافتن پاسخ برای پرسش های زیر ضروری است:

- آیا مجموعه سوال های مقیاس 2 آزمون هوش کتل از اعتبار کافی برخوردار است؟
- آیا مقیاس 2 هوش سیال کتل از روایی قابل قبول بهره مند است؟
- آیا بین خرده آزمون های مقیاس 2 هوش کتل هماهنگی وجود دارد؟
- مقیاس 2 آزمون هوشی کتل از چه مولفه هایی اشباع است؟
- آیا مقیاس 2 هوش سیال کتل با ماتریس های پیشرونده ریون همبستگی دارد؟

روش

جامعه آماری این پژوهش، کلیه دانش آموزان مشغول به تحصیل در مقطع دبیرستان شهر تهران در سال تحصیلی 90-91 بود. با توجه به الزامات روش تحلیل عاملی، یک گروه نمونه با حجم 500 نفر به روش نمونه برداری تصادفی چند مرحله ای انتخاب شد.

ابزارهای این پژوهش عبارت بود از فرم A مقیاس 2 آزمون نابسته به فرهنگ کتل و ماتریس های پیشرونده ریون. آزمون نابسته به فرهنگ کتل در سال 1940 توسط آربی. کتل تهیه شده است و از آزمون های گروهی هوش و از نوع آزمون های مداد-کاغذی است. این آزمون دارای 3 مقیاس است که مقیاس 2 آن برای اندازه گیری هوش دانش آموزان عادی و بزرگسالان با توانایی ذهنی متوسط و تحصیلات زیر دیپلم مورد استفاده قرار می گیرد (شریفی، 1376).

مقیاس 2 هوش سیال کتل خود از 4 خرده آزمون تشکیل شده است که شامل سری تصاویر با 12 سوال، طبقه بندی با 14 پرسش، ماتریس ها با 12 پرسش و شرایط توپولوژیکی یا مکان شناختی با 8 سوال است. مدت زمان اجرای این مقیاس 14 دقیقه است که برای خرده آزمون اول 3 دقیقه، خرده آزمون دوم 4 دقیقه، خرده آزمون سوم 3 دقیقه و خرده آزمون آخر 4 دقیقه در نظر گرفته می شود (کرمی، 1383).

ماتریس های پیشرونده ریون که شرح مختصر آن در بخش مقدمه ذکر شد در سال 1938 توسط پن روز و ریون ساخته شده است. این آزمون هوش دارای 60 سوال تصویری است و از 6 سری 12 تایی (سری های A و B و C و D و E) تشکیل شده است که از آسان به دشوار تنظیم شده اند. وقت اجرای این آزمون معادل 45 دقیقه است که بر خلاف مقیاس 2 کتل، این زمان تقسیم بندی نشده است (شریفی، 1376).

500 آزمودنی به 2 گروه 100 و 400 نفری تقسیم شدند که برای گروه 100 نفری ابتدا مقیاس 2 کتل و بلافاصله ماتریس های پیشرونده ریون اجرا شد و برای گروه 400 نفری تنها مقیاس 2 کتل اجرا گردید. به منظور کنترل عوامل بیرونی بر اجرای آزمون ها، پژوهشگر در هنگام اجرای کلیه آزمون ها حضور داشت و به همه آزمودنی ها توضیحات یکسان ارائه شد و تلاش شد که آزمون ها در جوی آرام و مناسب اجرا شود.

تجزیه و تحلیل اطلاعات بر حسب اهداف پژوهش با بهره گیری از روش های آمار توصیفی و استنباطی به شرح زیر انجام گرفت:

- به منظور تعیین مشخصه های آماری گروه آزمودنی ها، بر حسب متغیرهای جمع آوری شده از روش های متداول

آمار توصیفی همچون توزیع فراوانی، شاخص های گرایش به مرکز و شاخص های پراکندگی استفاده شده است.

- برای بررسی اعتبار مقیاس 2 هوش سیال کنترل از ضریب آلفای کرونباخ بهره گرفته شده است.
- برای بررسی روایی مقیاس 2 هوش سیال کنترل و این که آزمون از چند عامه اشباع شده است، از روش تحلیل مولفه های اصلی با چرخش ابلیمن استفاده شده است.
- به منظور بررسی رابطه میان مقیاس 2 هوش سیال کنترل و ماتریس های پیشرونده ریون از ضریب همبستگی دو رشته‌ای پی‌رسون استفاده شده است.

یافته ها

هدف اصلی این پژوهش، بررسی اعتبار و روایی مقیاس 2 آزمون هوشی نابسته به فرهنگ کنترل و بررسی رابطه آن با ماتریس های پیشرونده ریون بود. برای محاسبه ضریب اعتبار مقیاس 2 هوش سیال کنترل از رابطه کلی ضریب آلفای کرونباخ استفاده شد. با توجه به پاسخنامه های آزمودنی ها مشاهده شد که 3 سوال نخست فرم A مقیاس 2 را همه آزمودنی ها، بدون استثنا پاسخ درست داده اند و مشخص شد که این 3 پرسش به اصطلاح نقش «دستگرمی» دارند و به این علت این 3 سوال از پاسخنامه ها حذف شد و مقیاس 2 کنترل به صورت آزمونی با 43 سوال در آمد. با حذف این 3 سوال، اعتبار کل مجموعه فرم A مقیاس 2 کنترل با 43 سوال به 0/789 رسید که نشان می دهد این مقیاس از اعتبار بالایی برخوردار است. بالاترین همبستگی ($r = 0/478$) مربوط به سوال (22) "بود و سوال (25) کمترین همبستگی ($r = 0/066$) را با نمره کل مجموعه نشان داد.

مهمترین پرسشی که درباره هر نوع سنجشی مطرح می شود، این است که آن روش سنجش تا چه حدی روا است؟ به عبارت دیگر، اطمینان حاصل شود که ابزار سنجش مورد نظر همان چیزی را اندازه بگیرد که برای آن ساخته شده است. در پژوهش حاضر، شواهد مربوط به روایی سازه گردآوری شده است.

برای تعیین روایی سازه روش های گوناگونی وجود دارد که «روش تحلیل عاملی» یکی از این روش ها است. تحلیل عاملی اصطلاحی کلی است برای تعدادی از تکنیک های ریاضی و آماری مختلف اما مرتبط با هم به منظور تحقیق درباره ماهیت روابط بین متغیرهای یک مجموعه معین. مساله اساسی تعیین این مطلب است که آیا یک مجموعه متغیر را می توان برحسب تعدادی از «ابعاد» یا «عوامل های» کوچکتری نسبت به تعداد متغیرها توصیف نمود، و هر یک از این ابعاد یا عامل ها معرف چه صفت یا ویژگی است. نخستین بار اسپیرمن (1904) کار روی تحلیل عاملی را آغاز کرد (هومن، 1389).

برای اجرای روش تحلیل عاملی، باید مفروضه های زیر رعایت شود:

1. kmo یا kmo^{35} شاخص کفایت نمونه برداری باید حداقل مساوی 0/6 باشد، البته هر چه مقدار شاخص کفایت نمونه برداری بیشتر باشد، بهتر است. ارقام کوچک **kmo** بیانگر آن است که همبستگی بین زوج متغیرها را نمی توان از طریق سایر متغیرها تبیین کرد، پس ممکن است که روش تحلیل عاملی مناسب نباشد. در این پژوهش اندازه **kmo** برابر 0/696 با است که نشان می دهد روش تحلیل عاملی برای پژوهش مناسب می باشد.

2. از آزمون کرویت بارتلت، برای بررسی مخالف صفر بودن ماتریس همبستگی داده ها استفاده شده است. در حقیقت آزمون کرویت بارتلت تعلق ماتریس همبستگی مشاهده شده را با متغیرهای نابسته می آزماید. برای این که مدل عاملی مفید و دارای معنا باشد، باید متغیرها همبسته باشند و اگر چنین نباشد، دلیلی برای تبیین و استفاده از مدل عاملی وجود ندارد. در این پژوهش، مقدار مشخصه آماری آزمون کرویت بارتلت برابر با 9927/994 بوده و

³⁵ Kaiser Mayer Olkin(kmo)

سطح معنا داری آن نیز ($P=0/000$) می باشد. با توجه به نتایج به دست آمده می توان گفت که در جامعه مورد نظر، بین متغیرها همبستگی وجود دارد.

3. برای بررسی در مورد ماهیت روابط بین متغیرها و همچنین دستیابی به تعاریف و نامگذاری عامل ها، ضرایب بالاتر از 0/3 و گاه حتی بالاتر از 0/4 را به کار برده اند. بار عاملی 0/3 به این معنا است که 0/09 واریانس متغیر (یا 0/3 به توان 2) به وسیله هر عامل تبیین می شود. این مقدار واریانس تبیین شده به آن معنا است که می توان بار عاملی را چشمگیر دانست. بنابراین در تحلیل عاملی بار عاملی 0/3 ملاک خوب و مناسبی است، هر چند پژوهشگرانی چون کتل، بار عاملی 0/15 را مناسب دانسته اند اما این مقدار موجب بروز مشکلاتی در تحلیل عاملی و تکرار آن می شود. البته در سطح معناداری 0/01 و در نمونه هایی با حجم 300 نفر یا بالاتر، بارهایی با اندازه 0/15 معنادار می شوند، اما این مقدار بسیار کوچکی از واریانس را تبیین می کند. باید توجه داشت که بارهای عاملی 0/45 و بالاتر موجب حذف تعداد زیادی از سوال ها می شود. در پژوهش حاضر، بار عاملی با ضرایب 0/3 به عنوان بار عاملی مورد قبول در نظر شده است. بنابراین اگر بار عاملی سوالی روی تمام عوامل چرخش یافته کمتر از 0/3 باشد، از آزمون کنار گذاشته می شود. به بیان دیگر، تنها سوال هایی در آزمون باقی می ماند که دست کم روی یکی از عوامل - بعد از چرخش - بار عاملی 0/3 یا بالاتر داشته باشد.
4. هر یک از عامل هایی که انتخاب می شوند، باید حداقل به 3 سوال تعلق داشته باشند.
5. همه عامل ها باید از اعتبار مناسب و کافی برخوردار باشند.

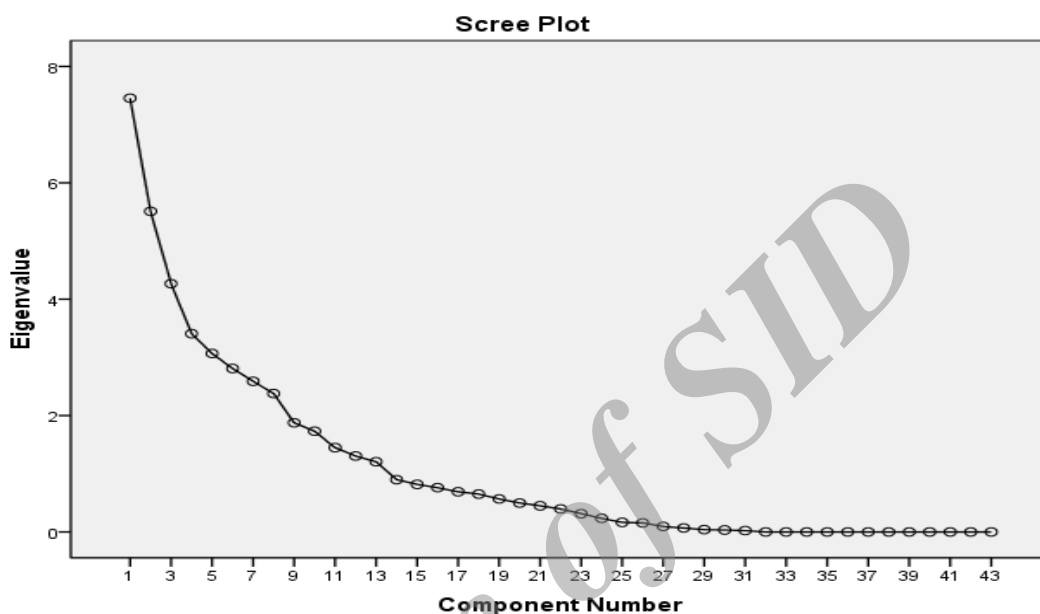
مشاهده شد که با مقدار به دست آمده برای **kmo** و همچنین معنادار بودن آزمون کرویت بارتلت از نظر آماری، اجرای تحلیل عاملی بر اساس ماتریس همبستگی به دست آمده در گروه نمونه پژوهش، قابل توجیه است. ضمناً مقداری که کامپیوتر برای دترمینان ماتریس همبستگی به دست می دهد برابر 0/0000000321 است که مخالف صفر می باشد و بنابراین داده ها استخراج عامل ها امکان پذیر است. همچنان که پیش از این نیز عنوان شد در این پژوهش از روش تحلیل مولفه های اصلی (PC) استفاده شده است و مشخصه های آماری اولیه که با این روش به دست آمده است در جدول 3 نشان داده شده است. لازم به توضیح است که بیشترین میزان اشتراک مربوط به سوال 29 به مقدار 0/951 و کمترین میزان اشتراک مربوط به سوال 23 به مقدار 0/064 می باشد. در جدول 3 که جدول واریانس های تبیین شده کل می باشد، ارزش های ویژه اولیه (پیش از چرخش) و استخراج بارهای عاملی نشان داده شده است. با توجه به مقادیر جدول 3، مشخصه های آماری اولیه در روش تحلیل مولفه های اصلی در جدول 4 دیده می شود. همانگونه که در این جدول مشاهده می شود ارزش های ویژه 4 عامل بر روی هم 47/997 درصد کل واریانس متغیرها را تبیین می کند.

برای تعیین تعداد عامل های فرم A مقیاس 2 آزمون هوش کتل و یا تعیین تعداد عوامل اشباع شده از این مقیاس، 3 شاخص عمده مورد نظر بوده است (1: ارزش ویژه 2) نسبت واریانس تبیین شده توسط هر عامل (3) نمودار ارزش های ویژه که توسط کتل (1969) به نام نمودار اسکری³⁶ خوانده شده است.

نمودار اسکری، یک نمودار شیبدار است که طرحی از واریانس کل تبیین شده به وسیله هر متغیر را در رابطه با سایر متغیرها نشان می دهد. در این طرح معمولاً عامل های بزرگ در بالای نمودار و دیگر عامل ها با شیبی تدریجی در کنار هم نمایش داده می شود. دلیل نامگذاری این نمودار توسط کتل نیز همین بود که طرح آن بسیار شبیه سراسیمی دامنه کوه می باشد. این نمودار، منحنی تفاوت های ارزش های ویژه است که نقطه عطف نمودار شیبدار را (که همان نقطه ای است که شیب منحنی کم شده و منحنی تقریباً به صورت افقی در می آید) تعریف می

³⁶ scree plot

کند. فرض بر این است که همه عامل های سمت چپ نمودار، عامل های حقیقی و همه عامل های سمت راست نمودار (که به حالت تخت یا فلت درآمد است) عامل های خطا هستند. باید توجه داشت که هر چه ارزش ویژه بزرگتر باشد، عامل مشترک با معناتر است. ملاحظه می شود که نمودار اسکری، تشخیص عامل های مشترک واجد شرایط برای نگهداری و استخراج عامل ها را آسان می کند. نمودار اسکری این پژوهش در شکل 1 نمایش داده شده و از آن می توان چنین استنباط کرد که شیب نمودار پس از عامل چهارم از بین رفته و قسمت افقی یا فلت نمودار از عامل چهارم آغاز می شود.



شکل 1. نمودار شیب دار اسکری

در شکل 1 مشاهده می شود که در نمودار اسکری، ارزش ویژه بر روی محور عمودی نمودار قرار دارد و محور افقی شامل تعداد مولفه های اصلی می باشد. نقطه عطف نمودار یا جایی که شیب نمودار تغییر می کند، همان نقطه برش برای عامل ها است. بنابراین همانگونه که تعداد واریانس های تبیین شده، تعداد عامل های مناسب را 4 عامل نشان داد و نمودار اسکری نیز با توجه به این که دقیقاً در عدد 4 روی محور افقی تغییر شیب داده و افقی می شود، تعداد عامل های مناسب برای چرخش در هر دو روش 4 عامل می باشد.

حال که تعداد عامل های مناسب استخراج شد، که هر دو روش واریانس تبیین شده و نمودار اسکری تعداد عامل های مناسب را 4 عامل نشان دادند، اقدام به استخراج ماتریس ساختار ساده مولفه های عامل ها شد. لازم به توضیح است که برای رسیدن به ماتریس ساختار ساده، 4 عامل استخراج شده چرخش ابلیمین داده شد و پس از چندین چرخش آزمایشی، ماتریس ساختار ساده حاصل شد. ماتریس ساختار ساده در جدول 1 ملاحظه می شود.

جدول 1. ماتریس ساختار ساده پس از چرخش

شماره سوال	عامل یکم	عامل دوم	عامل سوم	عامل چهارم
S□□	~ □□1□			
S□□	~ □□□□			
S1□	~ □□□□			
S11	~ □□□1			
S□1	~ □□			

عامل دوم شامل سوال های 14 و 16 و 34 و 13 و 15 و 4 و 10 و 9 و 18 و 23 است و در این پژوهش «استدلال قیاسی» نامگذاری شده است.

عامل سوم از سوال های 26 و 39 و 12 و 46 و 32 و 40 و 24 و 44 و 38 و 37 و 42 تشکیل شده و در پژوهش حاضر «حافظه کوتاه مدت» نامیده شده است.

عامل چهارم شامل سوال های 27 و 28 و 29 و 30 و 19 و 45 و 6 است و در این پژوهش «استدلال استقرایی» نامگذاری شده است.

همانگونه که مشاهده می شود عامل یکم دارای 15 سوال، عامل دوم شامل 10 سوال، عامل سوم دارای 11 سوال و عامل چهارم شامل 7 سوال می باشد که از جمع کردن تعداد سوال های 4 عامل، به تعداد سوال های فرم A مقیاس 2 آزمون هوش کتل (بدون در نظر گرفتن 3 سوال اول که آنها را حذف کردیم) خواهیم رسید: $15+10+11+7=43$.

اکنون که عامل های مناسب برای تحلیل عاملی تعریف شدند، جدول 2 که جدول اصلی برای نمایش تحلیل عاملی است و موسوم به «نمایش مشخصه های آماری عامل ها» است به صورت زیر ارائه داده می شود.

جدول 2. مشخصه های آماری عامل ها

میانگین	میانه	نما	انحراف استاندارد	واریانس	ماکزیمم	مینیمم	چولگی	کشیدگی	
~□□□□	0□□□□	0□□	0~□□□□	0□□	0□	~1	0~	~□□1	عامل یکم
~□□□□	0~	~	~□□□□	0□□	0	~1	~1□□	~1□~	عامل دوم
0□□□□	0□□□□	0□□	~□1□□□	0□□	0	~1	~1□□	~□□□	عامل سوم
~□□□□	0□□□1	0□□	~□1□□□	~□□	~	~1	~1□□□	~1□□□	عامل چهارم
~□1□□	0~□□□	0□□	~1~□□□	~~	~□1	0~□1	~~	~□□□	کل آزمون

همانطور که ملاحظه می شود، مشخصه های آماری نمره های حاصل از پاسخنامه ها برای هر عامل و برای کل آزمون در جدول 2 نمایش داده شده است. میانگین، میانه و نما برای عامل یکم (توانایی تشخیص تفاوت) به ترتیب برابر است با 0/5736، 0/5333، 0/5958 و انحراف استاندارد، چولگی و کشیدگی برای این عامل به ترتیب برابر با 0/20494، 0/050 و -0/691 است. مشخصه های بالا نمایانگر چولگی به سمت راست توزیع فراوانی نسبت به توزیع نرمال می باشد که این امر در نمودار هیستوگرام مربوط به عامل یکم که در بخش پیوست آمده است نیز به خوبی مشهود می باشد.

میانگین، میانه و نما برای عامل دوم (توانایی تشخیص نظم و ترتیب) به ترتیب برابر است با 0/5662، 0/6000، 0/90 و انحراف استاندارد، چولگی و کشیدگی برای این عامل به ترتیب برابر با 0/28727، 0/166 و -1/260 است. مشخصه های بالا نمایانگر چولگی به سمت چپ توزیع فراوانی نسبت به توزیع نرمال می باشد که این امر در نمودار هیستوگرام مربوط به عامل دوم که در بخش پیوست آمده است نیز به خوبی نمایان می باشد.

میانگین، میانه و نما برای عامل سوم که (توانایی تشخیص نظم و ترتیب) است، به ترتیب برابر است با 0/5958.

0/6364، 0/55 و انحراف استاندارد، چولگی و کشیدگی برای این عامل به ترتیب برابر با 0/21566، 0/158- و 0/868- است. مشخصه های بالا نمایانگر چولگی به سمت چپ توزیع فراوانی نسبت به توزیع نرمال می باشد. این موضوع در نمودار هیستوگرام مربوط به عامل سوم که در بخش پیوست آمده است نیز به خوبی مشهود است. میانگین، میانه و نما برای عامل چهارم (توانایی تشخیص نظم و ترتیب) به ترتیب برابر با 0/7877، 0/8571، 0/86 است و انحراف استاندارد، چولگی و کشیدگی برای این عامل به ترتیب برابر با 0/21582، 1/496- و 1/849 است. مشخصه های بالا نمایانگر چولگی به سمت چپ توزیع فراوانی نسبت به توزیع نرمال می باشد. این مطلب در نمودار هیستوگرام مربوط به عامل چهارم که در بخش پیوست آمده است نیز به خوبی نمایان است. نتایج به دست آمده از تحلیل عاملی با روش تحلیل مولفه های اصلی با چرخش متمایل ابلیمن، نمایانگر همبستگی درونی بالا بین عامل ها و در نتیجه سوال های فرم A مقیاس 2 آزمون هوش کتل بوده و نشان دهنده این موضوع است که این آزمون دارای روایی سازه می باشد.

یکی از اهداف پژوهش حاضر، بررسی رابطه بین مقیاس 2 آزمون هوش نابسته به فرهنگ کتل با ماتریس های پیشرونده ریون (یا آزمون ریون سیاه و سفید یا آزمون هوشی ریون بزرگسالان) است. در این پژوهش به منظور بررسی رابطه بین دو آزمون هوش ذکر شده، از فرمول همبستگی پیرسون استفاده شده است که در فصل سوم در مورد آن توضیح داده شد. جدول 3 که در زیر ارائه شده است، همبستگی بین 4 عاملی که در تحلیل عاملی استخراج شد را با نتیجه ای که 101 آزمودنی از آزمون ریون سیاه و سفید به دست آورده اند نشان می دهد و در آخر اقدام به محاسبه همبستگی کل مقیاس 2 آزمون هوش کتل با ماتریس های پیشرونده ریون شده است.

جدول 3. همبستگی پیرسون بین ریون بزرگسالان با عامل ها و کل مقیاس 2 آزمون کتل

ماتریس های پیشرونده ریون	مقیاس 2 آزمون کتل
0□□□	همبستگی پیرسون با عامل یکم
0	سطح معنا داری
~ 11	تعداد آزمودنی ها
0□□□	همبستگی پیرسون با عامل دوم
~ □□	سطح معنا داری
~ 11	تعداد آزمودنی ها
0□□□	همبستگی پیرسون با عامل سوم
~ □	سطح معنا داری
~ 11	تعداد آزمودنی ها
~ □□	همبستگی پیرسون با عامل چهارم
~ □□□	سطح معنا داری
~ 11	تعداد آزمودنی ها
0□1□	همبستگی پیرسون با کل مقیاس 2 آزمون کتل
0	سطح معنا داری
~ 11	تعداد آزمودنی ها

*. همبستگی در سطح 0/01 معنادار است.

** . همبستگی در سطح 0/05 معنادار است.

همانطور که در جدول 3 دیده می شود، ضریب همبستگی پیرسون عامل یکم با ریون بزرگسالان برابر با 0/356 با در نظر گرفتن تعداد 101 نفر آزمودنی است. ضریب همبستگی پیرسون عامل دوم با ریون بزرگسالان، مساوی با 0/223 است که با 101 آزمودنی و با سطح معناداری 0/025 به دست آمده است. ضرایب همبستگی عامل های سوم و چهارم با آزمون ریون سیاه و سفید به ترتیب مساوی است با 0/272 و 0/033 که سطح معنا داری آنها به ترتیب برابر با 0/01 و 0/745 می باشد.

بحث

هدف پژوهش حاضر، بررسی ویژگی های روان سنجی مقیاس 2 آزمون هوش نابسته به فرهنگ کتل و رابطه آن با ماتریس های پیشرونده ریون بود که روی دانش آموزان مشغول به تحصیل در مقطع دبیرستان شهر تهران در سال تحصیلی 90-91 انجام گردید. به این منظور ابتدا فرم A مقیاس 2 آزمون هوش کتل و آزمون هوش ریون بزرگسالان، به ترتیب و بدون فاصله زمانی روی 101 آزمودنی اجرا شد و پس از آن اقدام به اجرای فرم A مقیاس 2 آزمون هوش کتل برای 400 آزمودنی دیگر گردید.

در بخش اول پژوهش که بررسی ویژگی های روان سنجی مقیاس 2 آزمون هوش نابسته به فرهنگ کتل بود، نخست برای پاسخ دادن به این سوال که " آیا ابزار پژوهش از اعتبار کافی برخوردار است؟" نتایج حاصل از اجرای فرم A مقیاس 2 آزمون هوش کتل که در مرحله دوم و بر روی 400 آزمودنی به دست آمده بود بررسی شد و این نتایج مشخص کرد که 3 سوال اول خرده آزمون 1 فرم A مقیاس 2 آزمون هوش کتل در حقیقت خاصیت دستگرمی دارند، به طوری که همه آزمودنی ها بدون استثنا به این 3 سوال پاسخ درست داده اند. بنابراین، 3 سوال اول ای آزمون حذف شد و پس از آن تجزیه و تحلیل آماری نتایج به دست آمده حاصل از 43 سوال بروی 400 آزمودنی، انجام شد که ضریب اعتبار آلفای کرونباخ برای 43 سوال باقی مانده برابر 0/789 به دست آمد که نشان دهنده اعتبار بالا و قابل قبولی بود.

به منظور بررسی روایی سازه مقیاس 2 آزمون هوش کتل و پاسخ به این سوال پژوهش که " مقیاس 2 آزمون هوش کتل از چند عامل اشباع هستند؟" از روش تحلیل مولفه های اصلی استفاده شده است. پیش از آغاز اجرای تحلیل عاملی، توجیه پذیر بودن این روش با کنترل KMO یا شاخص کفایت نمونه گیری، آزمون کرویت بارتلت و همچنین بررسی بارهای عاملی تأیید شد. از طرفی با توجه به مفروضه های تحلیل عاملی، درصد واریانس تبیین شده و شیب نمودار اسکری، 4 عامل برای تحلیل عاملی استخراج گردید. ماتریس عاملی نمایانگر این مطلب بود که عامل یکم دارای بیشترین بار عاملی بوده و سهم این عامل از سوال های آزمون نیز بیش از دیگر عامل ها می باشد. چرخش استفاده شده در پژوهش حاضر برای ساده کردن ساختار عامل های استخراج شده، چرخش متمایل ابلیمن بود و نتایج پس از چرخش نشان دهنده این بود که همه سوالات دارای بار عاملی معنادار هستند و همبستگی قابل قبولی با کل سوالات 1 فرم A مقیاس 2 آزمون هوش کتل دارند و از طرفی پس از تفسیر و نامگذاری عامل ها، نتایج زیر حاصل شد:

1. از 43 سوال باقی مانده فرم A مقیاس 2 آزمون هوش کتل، 15 سوال با عامل یکم همبستگی قوی دارند و با عنوان « سرعت و دقت ادراک» یا نامگذاری شد.
2. عامل دوم با 10 سوال دارای همبستگی بالا می باشد و با عنوان استدلال قیاسی « نامیده شد.
3. عامل سوم با 15 سوال همبستگی قوی داشته و به صورت «حافظه کوتاه مدت» نامگذاری گردید.

4. عامل چهارم تنها با 7 سوال آزمون دارای همبستگی بالا بود و با عنوان « استدلال استقرایی » نامگذاری شد. در این پژوهش سوال های 5، 9، 24، 38، و 45 که در دو عامل دارای بار هستند و سوال 18 که در 3 عامل بار دارد، سوال های نسبتا پیچیده به حساب می آیند چرا که پاسخ دادن به آنها، لازمه استفاده از بیش از یک «قابلیت» یا « توانایی » می باشد.

با توجه به موارد ذکر شده، نتایج زیر از پژوهش حاضر به دست آمد:

1- مقیاس 2 آزمون هوش نابسته به فرهنگ کتل، در جامعه آماری دانش آموزان دبیرستانی شهر تهران دارای اعتبار و روایی کافی و قابل قبول می باشد.

2- از مقیاس 2 آزمون هوش نابسته به فرهنگ کتل می توان به منظور سنجش هوش سیال در میان دانش آموزان عادی دبیرستانی شهر تهران استفاده کرد.

3- مقیاس 2 آزمون هوش نابسته به فرهنگ کتل، از چهار مولفه هوش سیال که عبارتند از: سرعت و دقت ادراک، حافظه کوتاه مدت، استدلال استقرایی و استدلال قیاسی اشباع است. از این مساله می توان نتیجه گرفت که مقیاس 2 کتل از عامل عمومی هوش یا (g) اشباع است.

4- همبستگی معناداری بین مقیاس 2 آزمون هوش کتل و ماتریس های پیشرونده ریون وجود دارد. این موضوع به معنی این است که هر دو آزمون از عامل g اشباع بوده و ابزارهای مناسبی برای سنجش هوش سیال می باشند. به علت محدود بودن جامعه آماری پژوهش حاضر به دانش آموزان دبیرستانی شهر تهران، امکان تعمیم نتایج به سایر شهرها و سایر مقاطع تحصیلی وجود ندارد. همچنین عدم امکان اعتباریابی ابزار پژوهش (مقیاس 2 آزمون کتل) از طریق بازآزمایی به علت وجود محدودیت زمانی که موجب گردید مفاهیمی چون پیش بینی پذیری، تکرارپذیری و بازآزمایی که با ضریب آلفای کرونباخ اندازه گرفته نمی شود بررسی نشود. عدم همکاری مسئولین مدارس برای اختصاص وقت مناسب جهت ارائه توضیحات کافی به دانش آموزان در مورد تست، اجرای صحیح آزمون را تحت تاثیر قرار داده، و از طرفی موجب بالا رفتن اضطراب امتحان در برخی دانش آموزان و تاثیر روی کیفیت عملکرد آنان داشت. گذشته از محدودیت های ذکر شده، در برخی از مدارس انتخاب شده در مرحله انتخاب تصادفی چند مرحله ای، مسئولین مدارس اجازه اجرای آزمون ها را ندادند و موجب اختلال در مسیر اجرای پژوهش شدند.

پیشنهاد می شود با اجرای فرم B مقیاس 2 آزمون کتل، برای بررسی اعتبار از روش فرم های موازی نیز استفاده شود و همینطور از اعتبار بازآزمایی برای مقیاس 2 آزمون کتل نیز بهره گرفته شود. همچنین با اجرای پژوهش بر روی گروه های مختلف سنی و مقاطع مختلف تحصیلی، هنجاریابی مقیاس 2 آزمون کتل برای این گروه ها صورت گیرد. همینطور پژوهش در سایر شهرهای ایران نیز اجرا شود تا نتایج پژوهش قابل تعمیم به کل کشور باشد. ضمنا اجرای پژوهش با حجم نمونه بیشتر موجب افزایش دقت نتایج خواهد شد. در پایان نیز پیشنهاد می شود با توجه با ساختار عاملی که از آزمون کتل به دست آمد، برای ایجاد تغییر در ترتیب سوالات و همچنین دسته بندی سوالات خرده آزمون ها در جهت رسیدن به نتایج بهتر در جامعه دانش آموزان ایرانی بررسی های لازم انجام گردد.

منابع

- آناستازی، آن (1371). روان آزمایی. (محمد نقی براهنی، مترجم) (چاپ اول). تهران: انتشارات سمت. (تاریخ انتشار به زبان اصلی 1990).
- ابوالفتحی، غلامعلی. (1379). هنجاریابی آزمون هوشی کتل (مقیاس 2-فرم الف) بر روی دانش آموزان 11 تا 13 ساله شهرستان الشتر. پایان نامه تحصیلی کارشناسی ارشد. دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.
- اتکینسون، ریتال. اتکینسون، ریچارد اس و هیلگارد، ارنست. (1373). زمینه روانشناسی. (محمد نقی براهنی و همکاران، مترجم) (چاپ دوم). تهران: انتشارات رشد. (تاریخ انتشار به زبان اصلی 1983).
- افروز، غلامعلی و هومن، حیدرعلی. (1380). روش تهیه آزمون هوش (هوش آزمای تهران - استنفورد - بینه). تهران: انتشارات دانشگاه تهران.
- پاشا، غلامرضا و مکوندی، بهنام. (1383). آزمون های هوش - 4 (آزمون هوش کتل - مقیاس 2). اهواز: انتشارات جندی شاپور.
- ترندایک، رابرت ال. (1375). روان سنجی کاربردی. (حیدرعلی هومن، مترجم). تهران: انتشارات دانشگاه تهران. (تاریخ انتشار به زبان اصلی 1982).
- جوکار، بهرام. (1372). بررسی نوابسته به فرهنگ بودن مقیاس 2 آزمون هوش کتل. پایان نامه تحصیلی کارشناسی ارشد. دانشگاه شیراز.
- جوکار، بهرام. (1378). هنجاریابی مقیاس دو آزمون هوشی فرهنگ - نوابسته کتل برای کودکان مدارس ابتدایی و راهنمایی شهر شیراز. نشریه جامعه شناسی و علوم اجتماعی دانشکده علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز. بهار 1378 - شماره 28.
- رابینسون، نانسی ال و رابینسون هالبرت بی. (1366). کودک عقب مانده ذهنی. (فرهاد ماهر، مترجم). مشهد: انتشارات آستان قدس رضوی. (تاریخ انتشار به زبان اصلی 1980).
- سپاسی، حسین. (1374). نظریه کلاسیک آزمون و محدودیت های آن. مجله علوم تربیتی و روان شناسی دانشکده علوم تربیتی و روان شناسی دانشگاه شهید چمران، دوره سوم، سال دوم.
- سیف، علی اکبر. (1382). اندازه گیری، سنجش و ارزشیابی آموزشی. تهران: نشر دوران.
- سیف، علی اکبر. (1389). روانشناسی پرورشی نوین: روانشناسی یادگیری و آموزش. (ویرایش ششم). تهران: نشر دوران.
- السون، متیو. اچ و هرگنهان، بی. ار. (1389). مقدمه ای بر نظریه های یادگیری. (علی اکبر سیف، مترجم) (چاپ شانزدهم). تهران: نشر دوران. (تاریخ انتشار به زبان اصلی 1976).
- شریفی، حسن پاشا. (1383). اصول روان سنجی و روان آزمایی. تهران: انتشارات رشد.
- شریفی، حسن پاشا. (1376). نظریه و کاربرد آزمون های هوش و شخصیت. تهران: انتشارات سخن.
- کامکاری، کامبیز و افروز، غلامعلی. (1387). مبانی روان شناختی هوش و خلاقیت: تاریخچه، نظریات و رویکردها. تهران: موسسه انتشارات دانشگاه تهران.
- کرمی، ابوالفضل. (1382). اصول آزمون های روانی. تهران: انتشارات روان سنجی.
- کرمی، ابوالفضل (1383). آشنایی با آزمون سازی و آزمون های روانی. تهران: انتشارات روان سنجی.

کوپر، کالین. (1379). تفاوت های فردی (نظریه و سنجش). (حسن پاشا شریفی و جعفر نجفی وند، مترجم). تهران: نشر سخن. (تاریخ انتشار به زبان اصلی، 1997).

گنجی، حمزه و ثابت، مهرداد. (1368). روان سنجی (مبانی نظری آزمون های روانی). تهران: نشر ساوالان.

مارنات، گری گراث. (1384). راهنمای سنجش روانی. (حسن پاشا شریفی و محمدرضا نیکخو، مترجم). تهران: نشر سخن. (تاریخ انتشار به زبان اصلی 2003).

منصور، محمود و دادستان، پریرخ. (1366). روانشناسی ژنتیک. تهران: نشر ژرف.

ویلیامز، فیلیپ. (1375). فرهنگ کودکان استثنایی. (احمد به پژوه و همکاران، مترجم). تهران: نشر بعثت.

هومن، حیدرعلی. (1390). تحلیل داده های چند متغیری در پژوهش رفتاری. تهران: انتشارات پیک فرهنگ.

هومن، حیدرعلی. (1385). اندازه گیری های روانی تربیتی (فن تهیه تست و پرسشنامه). تهران: نشر پارسا.

هومن، حیدرعلی. (1385). شناخت روش علمی در علوم رفتاری (پایه های پژوهش). تهران: نشر پارسا.

هومن، حیدرعلی. (1389). استنباط آماری در پژوهش رفتاری. تهران: انتشارات سمت.

هومن، حیدرعلی. (1389). راهنمای تدوین پایان نامه تحصیلی. تهران: انتشارات پیک فرهنگ.

Aiken, Lewis R. (1985). Psychological Testing and Assessment. Massachusetts: Allyn & Becon inc.

Burns, Nicholas R., Nettelbeck, Ted., McPherson, Jason. (2009). Attention and Intelligence. [Journal of Individual Differences](#), Volume 30, Number 1, 28-35.

Cattell, R. B. & Cattell, A. K. S. (1960). Culture Fair Intelligence Test. Scale 2. Champaign. H. IL : Institute for Personality & Ability Testing (IPAT).

Green, B. F. (1983). Principles of modern psychological measurement. Hillsdale, NJ: Erlbaum.

Frey, Meredith C., Detterman, Douglas K. (2008). The relation between fluid intelligence and the general factor as a function of cultural background: A test of Cattell's Investment theory. *Intelligence*, Volume 36, Issue 5, 422-436

Fukuda, Keisuke., Vogel, Edward. Mayr, Ulrich. Awh, Edward. (2010). Quantity, not quality: the relationship between fluid intelligence and working memory capacity. *Psychonomic Bulletin & Review*, Volume 17, Number 5, 673-679

Hambleton ,R.K. (1985). Item response theory: Principle and application. Boston: Kluwer- Nijhoff.

Kaplan, Robert M. (1985). Basic Statistics For Behavioral Science. Massachusetts: Allyn Bacon Inc.

Kline, Paul. (1991). Intelligence; The Psychometric View. London: Routledge.

Sterenbergr, R.J. (2004). Psychology 101 1/2: The unspoken rules for success in academia. Washington, DC, USA: Psychological Association.

Cattell's culture fair intelligence test II psychometric properties and It's relationship with Raven's progressive matrices

Hooman,H.A. (Ph.D)
Bahari,P. (M.A)

Abstract

The aims of this research was; study1: examining psychometric properties of Cattell's culture fair intelligence test (scale2) - CCFIT II - and study2: investigate the relationship between (CCFIT II) and Raven's progressive matrices(RPM). For this purpose, 310 female and 190 male students from high schools in the city of Tehran selected by multiple random sampling. In study1 (N=500) the reliability of CCFITII was calculated by Cronbach's Alfa method and the reliability of whole test was equal to $\alpha=0.789$. The result of factor analyzing showed that four factor (inductive reasoning, deductive reasoning, perception speed, short time memory) account 47.997 percent of total variance and CCFITII has validity. In study2 (N=100) the correlation calculated by Pearson's two-tailed correlation coefficient and result showed significant correlation ($p=0.01$) between CCFITII and RPM ($r=0.418$).

Key words: Fluid intelligence, Cattell's culture fair intelligence scale2, Rave's progressive matrices, short time memory, perception speed, inductive reasoning, deductive reasoning.

Archive of SID