روانشناسی معاصر
۱۳۹۲, ۸(۱), ۱۱-۲۰

Contemporary Psychology
2013, 8(1), 11-20

مقایسه هوش سیال دانش‌آموزان دختر و پسر بر پایه دو نظریه کلاسیک و سوال- پاسخ

Comparison of fluid intelligence in female and male high school students based on classic and item-response theories

حیدرعلی هومن*
دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی
مهسا امیربگلوی داریانی
روان‌سنجی
علی عسگری
دانشگاه خوارزمی
افسانه حاتمی‌کیا و
مرضیه رحمانی
روان‌سنجی

Haidar Ali Hooman
Islamic Azad University, Central Tehran Branch
Mahsa Amirbagloie Daryani
Psychometry
Ali Asgari
Kharazmi University
Afsaneh Hatamikia &
Marzieh Rahmani
Psychometry

چکیده
تفاوت جنسی در هوش یکی از مهمترین موضوعات روان‌شناسی معاصر به شمار می‌آید. برخی یافته‌ها نشانگر آن است که تفاوت جنسی در هوش وجود دارد و برخی دیگر معتقدند که بین دو جنس هیچ تفاوتی از لحاظ هوش کلی وجود ندارد. به اعتقاد بعضی مولفان، این تضاد را می‌توان از طریق هوش سیال، که هسته مرکزی رفتار هوشمندانه در نظر گرفته می‌شود، حل کرد. هدف این پژوهش مقایسه هوش سیال دانش‌آموزان دختر و پسر بر اساس دو نظریه سوال- پاسخ و کلاسیک اندازه‌گیری بود. یک نمونه ۸۸۴ نفری از دانش‌آموزان (۴۳۸ دختر، ۴۴۶ پسر) سه پایه تحصیلی اول، دوم و سوم دبیرستان‌های تهران به مقیاس ۳ فرم A هوش سیال کتل (CFIT) پاسخ دادند. ضریب همسانی درونی برای دختران و پسران به ترتیب برابر با ۰/۸۷ و ۰/۸۵ به دست آمد. نتایج مبتنی بر مدل کلاسیک نشان داد که دانش‌آموزان دختر نمره بیشتری در مقیاس به دست آوردند، اما بر پایه مدل صفت مکنون بین توانایی های دو گروه تنها در دو بخش ابتدایی و انتهایی تفاوت وجود داشت. نمره‌های دو گروه در دامنه صدک‌های ۲۵ و ۵۰ (متناظر با هوشبهرهای ۹۲ و ۱۰۰) دقیقا منطبق با هم به دست آمد. توانایی دختران در صدک‌های ۲۵ و پایین‌تر کمتر و در دامنه صدک‌های ۵۵ تا ۸۵ بیشتر از توانایی پسران و توانایی پسران در صدک‌های ۹۰ و بالاتر بیشتر از دختران بود. بر اساس یافته‌های این پژوهش می‌توان نتیجه گرفت که بین هوش سیال دانش آموزان دختر و پسر تفاوت وجود دارد، اما این تفاوت تنها در دو بخش ابتدایی و انتهایی توزیع نمره‌های توانایی معنادار است.

واژه‌های کلیدی: هوش سیال، نظریه سوال- پاسخ، پایایی، توانایی

Abstract
Sex differences in intelligence is one of the most important topics in contemporary psychology. Some findings indicate that there are sex differences in intelligence and some others believe that there is no sex differences in general intelligence. Some authors believe that this conflict can be resolved by fluid intelligence, which is conceived as the core of intelligent behavior. The aim of this study was to compare fluid intelligence in female and male high school students based on classic and item-response theories. A total of 884 high school students (446 males, 438 females) ranging in age from 15 to 17, were tested by Scale 3 (form A) of Cattell's Culture Fair Intelligence Test (CFIT). Cronbach's alpha coefficients for female and male students were 0.87 and 0.85 respectively. Statistical testing showed that: 1) the raw mean score of female students on fluid intelligence was significantly higher than that of male students, 2) comparison of the abilities of the two groups based on IRT model showed that the abilities of female students on 25 percentile and below were lower than that of male students, and the abilities of the two groups between the 25 to 55 percentiles were identical, the abilities of female students between the 55 to 85 percentiles were higher than that of male students, and the abilities of male students on 90 percentile and above were higher than that of female students.

Keywords: fluid intelligence, item response theory, reliability, ability

---

* **نشانی پستی نویسنده:** تهران، دانشگاه آزاد اسلامی، واحد تهران مرکز، گروه روانشناسی. **پست الکترونیکی:** haidarali70@yahoo.com

دریافت: ۹۱/۰۱/۲۰ **پذیرش:** ۹۲/۰۳/۱۱

Received: 08 Apr 2012 **Accepted:** 01 Jun 2013

مقدمه

بررسی تاریخ ادوار گذشته از جمله ایرانیان، رومیان و یونانیان نشان می‌دهد که آنان برای شناخت استعداد و توانایی‌های انسان و دستیابی به هدف‌های خود روش‌های مختلفی داشته‌اند. اما فعالیت نظامدار در زمینه آزمون‌های روانی از اواخر قرن نوزدهم به گونه عملی شروع شد و در سایه تلاش‌های بی‌وقفه روان‌شناسان و روان‌سنجان، امروزه ابزارهای مختلفی برای سنجش استعدادها و توانایی‌ها مورد استفاده قرار می‌گیرد. اگر نتوان تفاوت‌های فردی را به دقت اندازه‌گیری کرد، تعیین ساختار هوش، شخصیت و مانند آن، و یا بررسی فرایندهای زمینه‌ساز آنها غیرممکن خواهد بود. تهیه ابزار دقیق سنجش تفاوت‌های فردی در تدوین و آزمودن نظریه‌های مربوط به ماهیت تفاوت‌های فردی و فرایندهای زمینه‌ساز آنها یک گام کاملا حیاتی است (کوپر، ۱۳۷۹/۱۹۹۸).

از هنگام پیدایش ابزارها و آزمون‌ها، بحث‌های مختلفی پیرامون آنها وجود داشته است که از جمله آنها می‌توان به تاثیر تفاوت‌های فرهنگی بر عملکرد افراد در آزمون‌ها اشاره کرد. تفاوت‌های فرهنگی به شیوه‌های مختلف موجب پیدایش تفاوت‌های گروهی در رفتار می‌شود. جلوه‌های فرهنگی در طول پیوستاری قرار می‌گیرد که از اثرات سطحی و موقت تا آثار بنیادی و پایدار متغیر است. در یک سوی این پیوستار گروهی از تاثیرات فرهنگی قرار دارند که احتمالا در پاسخ به گویه‌های خاصی از آزمون‌ها تاثیر می‌گذارند و در سوی دیگر، این تاثیرات حوزه نسبتا وسیعی از کردار، پندار و گفتار را در بر می‌گیرند که آزمون نمونه کوچکی از آن محسوب می‌شود (آناستازی، ۱۹۹۰).

اکثر آزمون‌های تهیه شده در غرب، مقیاس‌های وابسته به فرهنگ کشورهای غربی هستند. به همین سبب در استفاده از این‌گونه آزمون‌ها در کشورهای در حال توسعه به دلیل وجود تفاوت‌های فرهنگی، کیفیت متفاوت مدارس، تفاوت در وضعیت‌های اقتصادی- اجتماعی، تفاوت‌های قالبی در نقش‌پذیری جنسی و دیگر عامل‌های محیطی باید جانب احتیاط رعایت شود (ننتی و دینرو، ۱۹۸۱). از اواسط قرن حاضر توجه خاصی به مساله سنجش افرادی که به فرهنگ‌های کاملا متفاوت تعلق دارند، مبذول شده است. توسعه سریع تسهیلات آموزشی در کشورها ایجاب می‌کند که در امر پذیرش داوطلبان و مشاوره و راهنمایی افراد از آزمون‌ها استفاده شود. با صنعتی شدن روز افزون این کشورها نیاز مبرم به آزمون‌هایی جهت گزینش و کارگماری افراد به ویژه در رشته‌های فنی و دفتری و تخصصی به وجود آمده است. در کشورهای پیشرفته غربی، آزمون‌ها نقش مهمی در استفاده موثر از نیروی انسانی، فراهم آوردن امکانات تحصیلی، شغلی و شناخت استعدادهای مکنون برعهده دارند. در کشورهای در حال توسعه، اگرچه آزمون‌های تهیه شده در کشورهای غربی می‌تواند نقطه شروع خوبی برای رسیدن به اهداف بالا باشد، با وجود این نیاز به آزمون‌هایی که با شرایط و الزامات فرهنگی این کشورها سازگار باشد، ضروری است (درنت، ۱۹۷۷).

کوشش‌هایی که برای یک تعریف دقیق از هوش به عمل آمده همواره با مشکل و مناقشه مواجه و دلیل آن عمدتا آن است که هوش یک مفهوم انتزاعی است و در واقع هیچ‌گونه پایه محسوس، عینی و فیزیکی ندارد. هوش یک برچسب کلی برای گروهی از فرایندهاست که از رفتارها و پاسخ‌های آشکار افراد استنباط می‌شود. از دیدگاه‌های متفاوت، هوش را به‌عنوان توانایی کلامی، تفکر انتزاعی، قدرت یادگیری، استعداد تحصیلی، توانایی استدلال، توانایی سازش و یا ترکیبی از توانایی‌های مورد بحث در نظر گرفته‌اند (تیلور، ۲۰۰۰).

کتل (۱۹۷۱) هوش را به دو دسته هوش سیال[1] و هوش متبلور[2] تقسیم کرده است. به نظر او هوش متبلور شامل تمامیت دانش هر فرد و برآمده از محیط و یادگیری است و هوش سیال شامل توانایی کلی ادراک رابطه یا کشف رابطه بین پدیده‌ها است. هوش سیال مربوط به وراثت است و اجتماعی شدن به هوش متبلور بستگی دارد. وی معتقد است هوش سیال را می‌توان به وسیله آزمون‌های مستقل از فرهنگ اندازه‌گیری کرد و به همین دلیل، آزمون‌هایی جهت اندازه‌گیری هوش سیال تهیه کرده که در واقع آزمون هوش نابسته به فرهنگ کتل و شامل ۳ مقیاس است: مقیاس یک ویژه کودکان سنین ۴ تا ۸ سال و بزرگسالان عقب مانده ذهنی؛ مقیاس ۲ ویژه سنین ۸ تا ۱۴سال و بزرگسالان متوسط؛ و مقیاس۳ ویژه سنین ۱۴ سال به بالا و بزرگسالان

1. fluid intelligence
2. crystallized intelligence

تیزهوش. مقیاس یک از ۸ زیر مقیاس و مقیاس‌های ۲ و ۳ هریک شامل دو فرم همتا و هر فرم از چهار زیرمقیاس تشکیل شده‌اند. کتل (۱۹۶۳) انگیزه ساختن این آزمون را نیاز به وسیله‌ای برای سنجش هوش افراد متعلق به فرهنگ‌ها، زبان‌ها، سطوح اجتماعی، اقتصادی و تحصیلی مختلف، بدون تاکید بر چنین عامل‌هایی توصیف می‌کند، که هدف اصلی آن مشخص نمودن پایدارترین هسته توانایی ذهنی است و مفروضه‌های اولیه آن یکسان بودن گویه‌های آزمون نسبت به تجارب فرهنگی و تک عاملی بودن آن است (به نقل از کتل، ۱۹۸۷).

کتل (۱۹۸۷) هوش سیال را نتیجه تاثیر عوامل بیولوژیکی در جریان رشد می‌داند و بر همین اساس معتقد است آسیب‌ها یا تحریکات مغزی اثرات مخرب یا سازنده بیشتری بر این توانایی دارند. از این رو، هوش سیال در واقع ظرفیت کلی ادراک رابطه[1] است. به اعتقاد ردیک و اینگل (۲۰۱۱) نیز افزایش و کاهش هوش سیال با تغییرات ساختاری مغز همراه است. پسینگهام (۲۰۰۶) نیز بیان می‌کند که تحول هوش سیال با ضخامت کرتکس در طول دوره بین ۶ تا ۱۲ سالگی رابطه دارد. این توانایی مستقل از اجتماعی شدن، تجارب فرهنگی و تجارب نظامدار محیطی مانند آموزش و پرورش رسمی است. این هوش معرف توانایی‌های بالقوه فرد و مبنای اولیه تمام یادگیری‌های او به حساب می‌آید.

افزون بر این، درباره این مساله که آیا بین دو جنس از لحاظ هوش کلی تفاوت اساسی وجود دارد، شواهد تجربی متناقضی در ادبیات دیده می‌شود، برخی پژوهش‌ها (جنسن،۱۹۸۰؛ جنسن و رینولدز، ۱۹۸۳؛ لین و ایروینگ، ۲۰۰۴) نشانگر آن است که تفاوت جنسیتی وجود دارد، و برای برآورد نمره هوشی دو جنس باید نمره‌های استاندارد شده آزمون‌هایی که توانایی‌های کلامی، فضایی و استدلال را می‌سنجد با هم جمع کرد. برخی دیگر از پژوهشگران بیان می‌کنند که در بین دو جنس هیچ تفاوتی از لحاظ هوش کلی وجود ندارد و معتقدند که هوش کلی باید به عنوان g در نظر گرفته شود، و g نتیجه جمع کردن ساده نمره‌های آزمون‌ها نیست، بلکه یک منبع واریانس برای همبستگی بین چندین آزمون مختلف است. کالوم و گارسیالوپز (۲۰۰۱) معتقدند این تضاد را می‌توان از طریق هوش سیال کتل (Gf) حل کرد. هوش سیال معمولا به عنوان هسته مرکزی رفتار هوش در نظر گرفته می‌شود (کرول، ۱۹۹۳). بنا براین، اگر بین دو جنس از لحاظ هوش تفاوتی وجود داشته باشد، می‌توان آن را به گونه نظامدار در اندازه‌های Gf کشف نمود (سوول، ۲۰۰۷).

کالوم و گارسیالوپز (۲۰۰۱) با اجرای سه اندازه از Gf روی ۲۰۷۲ فارغ‌التحصیل دوره دبیرستان (شامل ۱۷۷۲دختر و۲۳۰۰ پسر) که شامل آزمون استدلال استقرایی، ماتریس‌های پیشرونده ریون، و مقیاس ۳ آزمون نابسته به فرهنگ کتل بود، نشان دادند که دختران در استدلال استقرایی و پسرها در ماتریس‌های پیشرونده ریون برتری دارند، اما بین دو جنس از لحاظ کارکرد در آزمون نابسته به فرهنگ کتل هیچ تفاوتی به دست نیامد. آنها نتیجه گرفتند که در هوش سیال کتل بین دو جنس هیچ تفاوت نظامداری وجود ندارد.

برخی پژوهشگران (جنسن،۱۹۸۰؛ جنسن و رینولدز، ۱۹۸۳) معتقدند در ابتدا و انتهای توزیع هوش، بین افراد عقب مانده ذهنی و تیزهوش تعداد مذکرها بیش از مونث‌هاست. روی هم رفته برای ده‌ها سال نشان داده شده است که متوسط IQ در دو جنس تقریبا یکسان و هوشبهر پسران به میزان اندکی متغیر است. البته تغییرپذیری فوق‌العاده پسرها به این معنا نیست که تعداد بسیار زیادی عقب مانده‌ذهنی در میان پسرها وجود دارد بلکه در انتهای بالای توزیع (مانند هوشبهر ۱۳۰ و بالاتر) تعداد پسرها به گونه معناداری بیش از دخترهاست. لین و ایروینگ (۲۰۰۴) نیز نشان داده‌اند که هوش افراد بزرگسال (در ماتریس‌های پیشرونده ریون) ورای نقطه برش ۱۳۰ سطح نواحی زیر منحنی برای پسرها نسبت به دخترها برابر با ۲ بر ۱ است.

برای تدوین آزمون‌های روانی اساسا دو رویکرد وجود دارد: یکی از آنها نظریه کلاسیک آزمون است که سال‌ها مورد استفاده روان‌سنجان قرار گرفته است. این نظریه یک الگوی ساده و قوی را به کار می‌برد که در آن نمره‌ها به عنوان برآوردی از توانایی تلقی می‌شود. این نظریه براساس مدل، نمره حقیقی و نمره خطا را معرفی می‌کند. در واقع مدل کلاسیک اندازه‌گیری یک مدل خطی ساده است که در آن نمره مشاهده شده برابر با مجموع نمره‌های خطا و حقیقی

1. perception of relation

است. این مدل دارای مفروضاتی است که اکثر آنها از نظر روان‌سنج‌ها با مشکل مواجه است. ازاین‌رو، متخصصان علم روان‌سنجی به این نتیجه رسیده‌اند که نظریه کلاسیک دیگر قادر به حل مسائل و مشکلاتی که بر سر راه ساختن آزمون‌ها و مقیاس‌ها وجود دارد نیست. برای مثال، این نظریه تصویر روشنی درباره رابطه بین سوال‌های آزمون و خصیصه یا توانایی آزمودنی که به وسیله این سوال‌ها اندازه‌گیری می‌شود فراهم نمی‌آورد. اما در نظریه سوال ـ پاسخ[1] (IRT) فرض بر این است که بین توانایی آزمودنی و عملکرد سوال‌های آزمون یک رابطه قوی وجود دارد و می‌توان توانایی‌های آزمودنی‌ها را از سطح دشواری گویه‌ها تفکیک کرد (کوپر، ۱۳۷۹/۱۹۹۸).

از این رو برای تحلیل نظری آزمون و نیز رابطه بین نمره آزمون و جایگاه آزمودنی در خصیصه زیر بنایی مورد سنجش، تلاش‌های بسیاری به عمل آمده است. هدف عمده متخصصان آن بود که کارکرد فرد را بر حسب نوعی مقیاس مشترک توانایی بیان کنند تا پایه‌ای برای مقایسه مجموعه‌های مختلفی از نمره‌ها در آزمون‌های مختلف به دست آید و مهمتر آن که به آزمودنی‌ها متناسب با توانایی و شایستگی آنها و بدون توجه به ابزاری که برای سنجش آن توانایی به کار می‌رود امتیاز داده شود. نتیجه تلاش‌های گسترده نظری و تجربی روان‌سنج‌ها، توسعه دو نظریه جدید در اندازه‌گیری روانی تربیتی یعنی صفت مکنون و سنجش انطباقی است که در طول چند سال همه کارهایی را که درباره تهیه آزمون و زمینه‌های روان‌سنجی وابسته به آن انجام شده بود تحت الشعاع قرار داده است. هر چند پیچیدگی محاسبات ریاضی زیربنایی نظریه سوال- پاسخ که حتی برای توصیف ساده‌ترین مفاهیم آن ضرورت دارد، یکی از موانع عمده‌ای است که کاربرد این نظریه را با مشکل روبه‌رو ساخته است، با این حال نظریه‌های جدید اندازه‌گیری با استفاده از برنامه‌های کامپیوتری پر سرعت در حال توسعه و پیشرفت است و بدون شک این نظریه‌ها در بسیاری از برنامه‌های سنجش کاربرد دارد (بیکر، ۲۰۰۱).

اهمیت این پژوهش را از دو دیدگاه می‌توان بررسی کرد. دیدگاه نخست در مورد نابسته بودن به فرهنگ مقیاس کتل و دیدگاه دوم برآورد توانایی افراد براساس مدل صفت مکنون است. یکی از متغیرهای بسیار مهم و موثر در نتایج آزمون‌های اجرا شده عامل فرهنگی و استفاده از آزمون‌های نابسته به فرهنگ است. از این رو، با استفاده از آزمون هوش سیال کتل که به اعتقاد او نابسته به فرهنگ است، پاسخ‌های دو گروه از دانش آموزان دختر و پسر مورد مقایسه قرار گرفته است تا معلوم شود آیا مقیاس هوش سیال کتل این دو گروه را که از لحاظ ژنتیکی یکسان نیستند از یکدیگر متمایز می‌سازد یا نه. بدون تردید وجود تورش در پاسخ‌گویی به سوال‌های این آزمون نشان دهنده وابسته به فرهنگ بودن آزمون است. دیدگاه دوم در مورد تفسیر نمره‌ها در مدل صفت مکنون است. واضح است که مقصود اصلی اندازه‌گیری‌های روانی و تربیتی شناخت فرد یعنی توصیف کامل و جامع او به گونه‌ای است که بتوان درباره خصیصه‌های بدنی و روانی او اطلاعات مناسب و دقیقی فراهم کرد و با توجه به روابط موجود بین این اطلاعات تصویری روشن و واقعی از فرد به دست آورد. برای این امر در مدل کلاسیک از نمره‌های خام فرد استفاده می‌شود و اطلاعات درباره فرد با توجه به تعداد گویه‌های پاسخ داده شده کسب می‌شود. اما در مدل صفت مکنون، توانایی یا سطح صفت مکنون فرد با در نظرگرفتن پارامتر شیب، دشواری و حدس مشخص می‌شود و سهمی که هر گویه در توانایی فرد دارد، بسته به پارامترهای گویه متفاوت خواهد بود.

هدف اصلی این پژوهش تهیه پاسخ برای این پرسش است که آیا مقیاس نابسته به فرهنگ هوشی کتل می‌تواند دانش‌آموزان دختر را از دانش‌آموزان پسر متمایز کند؟ به بیان دیگر، آیا بین توانایی این دو گروه بر پایه هوش سیال تفاوت وجود دارد؟ از این رو با اهداف تعیین میزان پایایی[2] و روایی[3] مقیاس ۳ فرم A هوش سیال کتل در دانش‌آموزان پسر و دختر، مقایسه توانایی آنها، جایگزینی دانش‌آموزان در رشته‌های تحصیلی یا مشاغل خاص، استفاده موثر از نیروی انسانی، فراهم آوردن امکانات تحصیلی، شغلی و شناخت استعدادهای نهفته، پژوهش حاضر به انجام رسید.

روش

از جامعه دانش‌آموزان مقطع متوسطه مدارس دولتی شهر تهران در سال تحصیلی ۹۰-۱۳۸۹ گروه نمونه‌ای با حجم

1. Item Response Theory (IRT)

2. riliability
3. validity

۸۸۴ (۴۳۸ دختر، ۴۴۶ پسر) از طریق نمونه‌برداری چند مرحله‌ای تصادفی انتخاب شد. تعداد ۲۶۲ نفر از کل آزمودنی‌ها در پایه اول دبیرستان، ۳۱۳ نفراز آنها در پایه دوم و ۳۰۹ نفر از آنها در پایه سوم مشغول به تحصیل بودند. برای تحلیل داده‌ها ابتدا همسانی درونی[1] آزمون‌ها از طریق ضریب آلفای کرونباخ، درجه دشواری و قدرت تشخیص هر گویه برپایه مدل کلاسیک و نیز تفاوت میانگین دو گروه دختر و پسر از طریق اجرای آزمون t مستقل محاسبه شد. بر پایه روش IRT و بر اساس مدل سه پارامتری و به کمک برنامه ASCAL توانایی آزمودنی‌ها در دو گروه برآورد گردید و سرانجام نمره‌های آزمون هوش و توانایی دو گروه مورد مقایسه قرار گرفت.

ابزار سنجش

آزمون هوشی کتل: مقیاس ۳ فرم A آزمون هوشی کتل[2] (۱۹۶۳) ۵۰ گویه دارد که به صورت یک (پاسخ درست) و صفر (پاسخ نادرست) نمره‌گذاری می‌شود. آزمون هوشی کتل از ۴ خرده آزمون سری تصاویر، طبقه‌بندی‌ها، ماتریس‌ها و وضعیت توپولوژیکی تشکیل شده است، که به ترتیب ۱۳، ۱۴، ۱۰ و ۱۳ گویه را به خود اختصاص می‌دهند. در این پژوهش، مقیاس به صورت گروهی و پس از توضیحات لازم در مورد چگونگی پاسخ‌گویی اجرا شد. زمان لازم برای اجرای آزمون برابر دستورالعمل ۱۴ دقیقه بود که با افزودن زمان لازم برای پرکردن صفحه اول و انجام تمرین‌ها و توضیحات آزماینده، روی هم رفته از نیم ساعت تجاوز نمی‌کرد. سالویا و یسلداک (۲۰۰۹) برای پایایی مقیاس سنجش هوش سیال کتل با روش دو نیمه‌کردن (با تصحیح اسپیرمن– براون) دامنه‌ای از ۰/۷۰ تا ۰/۹۲، با فرم‌های همتا (با استفاده از فرم «ب» آزمون) دامنه‌ای از ۰/۵۸ تا ۰/۷۲ و با روش بازآزمایی (با اجرای بلافاصله) دامنه‌ای از ۰/۸۲ تا ۰/۸۵ را گزارش نموده‌اند. علاوه بر این ضریب همسانی درونی آزمون با استفاده از فرمول آلفای کرونباخ برابر با ۰/۷۷ و با فرمول ۲۱ کودر ریچاردسون ۰/۸۱ محاسبه شده است. در ارتباط با روایی مقیاس نتایج حاصل از همبستگی خرده آزمون‌ها با هوش کلی به ترتیب برابر با ۰/۵۳، ۰/۶۸، ۰/۸۹ و ۰/۹۹ بود (سالویا و یسلداک، ۲۰۰۹). افزون بر این، کاپلان (۱۹۸۹) همبستگی آزمون کتل با آزمون‌های وکسلر و استنفورد- بینه را بین ۰/۵۸ تا ۰/۸۵ گزارش نموده است (به نقل از شریفی، ۱۳۸۴). در ایران نیز فرجیان (۱۳۷۵) پایایی و روایی مقیاس ۳ کتل را در استان یزد مورد بررسی قرار داده است. نتایج این پژوهش نشان می‌دهد که ضریب همبستگی بین نمره‌های دو فرم الف و ب برابر با ۰/۷۲۲ است که حتی در سطح α = ۰/۰۰۱ از لحاظ آماری معنادار است. ضرایب همسانی درونی با استفاده از فرمول آلفای کرونباخ برای چهار آزمون فرعی به ترتیب ۰/۵۴، ۰/۵۳، ۰/۴۱ و ۰/۴۸، و ضریب همسانی درونی کل آزمون ۰/۷۱۸ است. برای گرد-آوری شواهد مربوط به روایی مقیاس شماره ۳ آزمون هوش کتل از دو روش تحلیل مولفه‌های اصلی (PC) و بیشینه احتمال (ML) استفاده شده است. در روش تحلیل مولفه-های اصلی چهار عامل دارای ارزش ویژه بیشتر از یک بود و این چهار عامل به ترتیب ۸/۸، ۲/۸، ۳/۵ و ۳/۴ درصد و روی هم ۱۹/۵ درصد از واریانس کل را تبیین می‌کردند. با استفاده از روش ML در راه حل پایانی نیز تنها سه عامل دارای ارزش ویژه بزرگتر از یک بود که به ترتیب ۷/۲ ، ۲/۴ و ۲/۱ در صد و روی هم ۱۱/۷ درصد واریانس مشترک را تبیین می‌کردند.

یافته‌ها

همسانی درونی: در پژوهش حاضر از فرمول آلفای کرونباخ برای برآورد ضریب همسانی درونی استفاده شد. این ضریب برای گروه دختران برابر با ۰/۸۷۳ و برای پسران برابر با ۰/۸۵۰ به دست آمد. همبستگی همه گویه‌ها با نمره کل آزمون مثبت است و بنابراین هیچ یک از گویه‌ها از مجموعه آزمون حذف نشده است. درجه دشواری و قدرت تشخیص سوال‌های دو گروه دختر و پسر بر پایه مدل کلاسیک در جدول ۱ نشان داده شده است. چنان که در جدول ۱ مشاهده می‌شود میانگین گویه ۲ برای گروه دختران برابر با ۰/۹۸ بیانگر آن است که ۹۸ درصد دانش‌آموزان دختر به این گویه پاسخ درست داده‌اند. به این معنا که این گویه آسان‌ترین گویه در مجموعه گویه‌های آزمون است. گویه ۳۶ دارای میانگین ۰/۰۹ و بیانگر آن است که تنها ۹ درصد دانش‌آموزان دختر توانسته‌اند به این گویه پاسخ درست

1. internal consistensy
2. Cattell's Culture Fair Intelligence Test III (form A)

دهند، یعنی این گویه دشوارترین گویه در آزمون هوشی کتل است. در گروه پسران سوال‌های ۳ و ۴ آسان‌ترین‌ها و گویه ۲۵ دشوارترین گویه در مجموعه گویه‌ها و آزمون هستند. همسانی درونی این مقیاس در گروه دختران برابر با r_{tt} = ۰/۸۷۳ با خطای استاندارد ۲/۷۵ و بالاتر از همسانی درونی این مقیاس در گروه پسران r_{tt} = ۰/۸۵۰ با خطای استاندارد ۲/۷۳ است. مشخصه آماری نمره‌های دانش آموزان دختر در جدول ۱ نشان داده شده است.

جدول ۱

میانگین، انحراف استاندارد و ضریب همبستگی هر گویه با نمره کل به تفکیک جنس

دختر				پسر			
گویه	M	SD	r_{it}	گویه	M	SD	r_{it}
۱	۰/۹۵	۰/۲۱	۰/۰۸۱	۱	۰/۹۴	۰/۲۴	۰/۱۲۶
۲	۰/۹۸	۰/۱۳	۰/۱۵۲	۲	۰/۹۵	۰/۲۱	۰/۲۱۷
۳	۰/۹۷	۰/۱۷	۰/۱۴۱	۳	۰/۹۶	۰/۱۹	۰/۱۴۴
۴	۰/۹۷	۰/۱۸	۰/۲۲۱	۴	۰/۹۶	۰/۱۹	۰/۲۱۵
۵	۰/۹۶	۰/۱۹	۰/۱۷۷	۵	۰/۹۴	۰/۲۴	۰/۱۴۸
۶	۰/۷۴	۰/۴۴	۰/۲۱۴	۶	۰/۷۴	۰/۴۴	۰/۱۵۰
۷	۰/۷۳	۰/۴۴	۰/۲۸۳	۷	۰/۷۳	۰/۴۴	۰/۳۴۵
۸	۰/۳۷	۰/۴۸	۰/۳۵۰	۸	۰/۳۸	۰/۴۹	۰/۲۹۵
۹	۰/۴۶	۰/۵۰	۰/۴۳۳	۹	۰/۴۹	۰/۵۰	۰/۵۱۰
۱۰	۰/۳۹	۰/۴۹	۰/۲۴۸	۱۰	۰/۴۱	۰/۴۹	۰/۲۶۰
۱۱	۰/۳۵	۰/۴۸	۰/۳۸۳	۱۱	۰/۲۱	۰/۴۱	۰/۱۱۱
۱۲	۰/۲۵	۰/۴۴	۰/۴۱۲	۱۲	۰/۰۹	۰/۲۹	۰/۰۴۹
۱۳	۰/۲۴	۰/۴۳	۰/۳۸۳	۱۳	۰/۱۱	۰/۳۱	۰/۰۹۲
۱۴	۰/۹۴	۰/۲۵	۰/۲۱۰	۱۴	۰/۹۲	۰/۲۷	۰/۲۵۵
۱۵	۰/۸۷	۰/۳۴	۰/۱۴۷	۱۵	۰/۸۴	۰/۳۷	۰/۲۱۷
۱۶	۰/۷۴	۰/۴۴	۰/۲۲۵	۱۶	۰/۷۲	۰/۴۵	۰/۱۸۱
۱۷	۰/۸۵	۰/۳۶	۰/۲۵۰	۱۷	۰/۷۹	۰/۴۱	۰/۱۹۸
۱۸	۰/۴۳	۰/۵۰	۰/۴۳۳	۱۸	۰/۴۹	۰/۵۰	۰/۳۹۹
۱۹	۰/۴۷	۰/۵۰	۰/۵۰۱	۱۹	۰/۴۷	۰/۵۰	۰/۴۱۰
۲۰	۰/۳۲	۰/۴۷	۰/۴۸۵	۲۰	۰/۴۰	۰/۴۹	۰/۴۷۲
۲۱	۰/۴۵	۰/۵۰	۰/۵۸۹	۲۱	۰/۴۳	۰/۵۰	۰/۵۷۸
۲۲	۰/۳۲	۰/۴۷	۰/۲۲۹	۲۲	۰/۳۳	۰/۴۷	۰/۲۸۰
۲۳	۰/۴۷	۰/۵۰	۰/۵۷۴	۲۳	۰/۴۴	۰/۵۰	۰/۵۷۳
۲۴	۰/۱۰	۰/۳۰	۰/۱۸۰	۲۴	۰/۱۰	۰/۳۰	۰/۲۸۸
۲۵	۰/۱۴	۰/۳۴	۰/۳۶۴	۲۵	۰/۰۸	۰/۲۷	۰/۱۸۸
۲۶	۰/۱۹	۰/۳۹	۰/۳۵۶	۲۶	۰/۱۴	۰/۳۴	۰/۲۷۱
۲۷	۰/۳۳	۰/۴۷	۰/۷۲۶	۲۷	۰/۲۲	۰/۴۲	۰/۶۵۰
۲۸	۰/۴۵	۰/۵۰	۰/۲۵۷	۲۸	۰/۴۳	۰/۵۰	۰/۳۱۵
۲۹	۰/۸۶	۰/۳۵	۰/۲۷۴	۲۹	۰/۸۷	۰/۳۳	۰/۲۵۸
۳۰	۰/۸۰	۰/۴۰	۰/۲۴۷	۳۰	۰/۷۶	۰/۴۳	۰/۳۳۱
۳۱	۰/۷۵	۰/۴۴	۰/۲۵۰	۳۱	۰/۸۰	۰/۴۰	۰/۲۵۰
۳۲	۰/۲۷	۰/۴۴	۰/۳۱۵	۳۲	۰/۲۷	۰/۴۵	۰/۳۷۱
۳۳	۰/۸۸	۰/۳۳	۰/۱۴۴	۳۳	۰/۸۱	۰/۴۰	۰/۱۸۰
۳۴	۰/۸۲	۰/۳۸	۰/۲۵۲	۳۴	۰/۷۸	۰/۴۱	۰/۳۴۴
۳۵	۰/۳۵	۰/۴۸	۰/۲۶۳	۳۵	۰/۳۷	۰/۴۸	۰/۳۲۸
۳۶	۰/۰۹	۰/۲۸	۰/۲۲۰	۳۶	۰/۱۱	۰/۳۱	۰/۱۱۷

ادامه جدول ۱

۳۷	۰/۲۱	۰/۴۱	۰/۴۶۹	۳۷	۰/۲۳	۰/۴۲	۰/۴۶۵
۳۸	۰/۴۹	۰/۵۰	۰/۴۲۷	۳۸	۰/۴۰	۰/۴۹	۰/۴۲۶
۳۹	۰/۳۴	۰/۴۸	۰/۵۷۱	۳۹	۰/۳۵	۰/۴۸	۰/۶۴۸
۴۰	۰/۳۵	۰/۴۸	۰/۳۴۹	۴۰	۰/۱۹	۰/۳۹	۰/۱۰۲
۴۱	۰/۹۴	۰/۲۳	۰/۲۰۷	۴۱	۰/۹۰	۰/۳۰	۰/۲۶۵
۴۲	۰/۸۴	۰/۳۷	۰/۲۱۹	۴۲	۰/۸۱	۰/۳۹	۰/۱۴۱
۴۳	۰/۳۹	۰/۴۹	۰/۰۹۲	۴۳	۰/۳۶	۰/۴۸	۰/۱۷۹
۴۴	۰/۶۹	۰/۴۶	۰/۲۵۰	۴۴	۰/۷۷	۰/۴۲	۰/۳۴۷
۴۵	۰/۳۰	۰/۴۶	۰/۰۹۵	۴۵	۰/۲۶	۰/۴۴	۰/۲۱۳
۴۶	۰/۶۳	۰/۴۸	۰/۳۰۰	۴۶	۰/۵۶	۰/۵۰	۰/۳۰۸
۴۷	۰/۴۷	۰/۵۰	۰/۵۴۲	۴۷	۰/۳۵	۰/۴۸	۰/۳۱۹
۴۸	۰/۵۳	۰/۵۰	۰/۵۳۰	۴۸	۰/۲۴	۰/۴۳	۰/۲۴۷
۴۹	۰/۱۰	۰/۳۰	۰/۲۶۸	۴۹	۰/۱۵	۰/۳۵	۰/۳۵۸
۵۰	۰/۳۱	۰/۴۶	۰/۴۵۳	۵۰	۰/۱۵	۰/۳۶	۰/۱۴۰

α = ۰/۸۷۳ برای گروه پسران، α = ۰/۸۵۰ برای گروه دختران؛ M = میانگین؛ SD = انحراف استاندارد؛ r_{it} = همبستگی هر گویه با نمره کل مجموعه

چنان که جدول ۲ نشان می‌دهد نمره‌های دانش‌آموزان دختر با میانگین ۲۶/۸۶ و در دانش‌آموزان پسر با میانگین ۲۵/۲۱ توزیع شده است. با توجه به این که انحراف استاندارد این توزیع در گروه دختران برابر با ۷/۷۱ (خطای استاندارد میانگین جامعه برابر با ۰/۳۷) و برای گروه پسران برابر با ۷/۰۴ (خطای استاندارد میانگین جامعه برابر با ۰/۳۳) است، چنانچه مفروضه تصادفی بودن افراد گروه نمونه را بپذیریم، می‌توان نتیجه گرفت که فاصله اعتماد مربوط به متوسط نمره‌ها در جامعه با اطمینان بسیار زیاد برای گروه دختران بین ۲۶/۱۳ تا ۲۷/۵۸ و برای گروه پسران بین ۲۴/۵۶ تا ۲۵/۸۶ قرار دارد. شاخص چولگی هر دو توزیع نشان می‌دهد که توزیع نمره آزمودنی‌ها به‌گونه نامحسوس متمایل به راست، و مقدار کشیدگی مبین آن است که شکل توزیع نمره‌ها به گونه نامحسوس کشیده‌تر از توزیع نرمال است. مقایسه توصیفی توزیع فراوانی دانش‌آموزان دختر با توزیع فراوانی دانش‌آموزان پسر نشان می‌دهد که دانش‌آموزان دختر نسبت به دانش‌آموزان پسر از هوش سیال بالاتری برخوردارند، مقایسه فاصله اعتماد این دو گروه نیز موید این مطلب است.

جدول ۲

مشخصه‌های آماری نمره‌های مقیاس به تفکیک جنس

جنس	میانگین	میانه	نما	انحراف استاندارد	خطای میانگین	کشیدگی	خطای کشیدگی	چولگی	خطای چولگی
دختر	۲۶/۸۶	۲۶/۰۰	۲۵/۰۰	۷/۷۱	۰/۳۷	-۰/۸۰	۰/۲۳	۰/۲۳	۰/۱۲
پسر	۲۵/۲۱	۲۴/۰۰	۲۲/۰۰	۷/۰۴	۰/۳۳	-۰/۴۹	۰/۲۳	۰/۳۴	۰/۱۲

مقایسه نمره‌های هوش سیال بر پایه مدل کلاسیک: تفاوت میانگین نمره‌های خام دو گروه دختر و پسر از طریق مشخصه t مستقل، مورد آزمون معنادار بودن قرار گرفت. نتیجه آزمون t برای مقایسه نمره‌های خام دو گروه پسر و دختر برابر با ۳/۳۲ است که برای درجه آزادی مربوط حتی در سطح ۰/۰۰۱ از لحاظ آماری معنادار است. با توجه به ارقام این جدول میانگین نمره‌های خام دانش‌آموزان دختر ($\bar{X}$ = ۲۶/۸۶) بالاتر از میانگین نمره‌های خام دانش‌آموزان پسر ($\bar{X}$ = ۲۵/۲۱) است. این یافته بیانگر آن است که تعداد بیشتری از دختران به گویه‌های دشوار مقیاس مورد مطالعه پاسخ درست داده‌اند. از دیگر سو موید یافته قبلی در توصیف داده‌هاست که نشان می‌داد فاصله اعتماد میانگین برای دانش‌آموزان دختر در جامعه بین ۲۶/۱۳ تا ۲۷/۵۸ و برای دانش‌آموزان پسر در دامنه ۲۴/۵۶ تا ۲۵/۸۶ قرار دارد.

مقایسه هوش سیال بر پایه مدل صفت مکنون: با توجه به این که گویه‌های مقیاس هوش سیال کتل از نوع چندگزینه ای است، درباره هر دو گروه دانش‌آموزان دختر و پسر مدل سه پارامتری به کار گرفته شد. بر پایه این مدل، توانایی تک تک افراد (θ) بر اساس پارامترهای سوال شامل قدرت تشخیص (a)، دشواری (b) و حدس و تصادف (c) برآورد شده است. پارامترهای سه‌گانه هر گویه برای دانش‌آموزان دختر بعد از ۱۳ دور (loop) به دست آمد. بیشینه تغییر پارامترها در دور ۱۳ام برابر با ۰/۰۳۹۱۷ است. کوچک‌تر بودن این شاخص از ۰/۰۵ نشان می‌دهد که در مدل، همگرایی حاصل شده است، و می‌توان به پارامترهای توانایی و سوال بعد از دور ۱۳ اعتماد داشت. نتایج به دست آمده نشان داد همه گویه‌ها به استثنای گویه‌های ۳، ۲۱، ۲۳ و ۲۷ که نسبت مجذور کای آنها به درجه آزادی خیلی زیاد است با مدل سه پارامتری برازش دارند. پارامترهای سه‌گانه هر گویه برای دانش‌آموزان پسر بعد از ۳۶ دور (loop) به دست آمد. در این گروه بیشینه تغییر پارامترها در دور ۳۶ ام برابر با ۰/۰۲۳۹۹ بود و همه گویه‌ها به استثنای ۳، ۱۱، ۱۹، ۲۱، ۲۳ و ۲۷ که نسبت مجذور کای آنها به درجه آزادی خیلی زیاد است با مدل سه پارامتری برازش دارد. برازش نداشتن این گویه‌ها بدون تردید تحت تاثیر بالا بودن پارامتر دشواری سوال است. به طور خلاصه، می‌توان نتیجه گرفت که از مجموعه ۵۰ گویه‌ای مقیاس ۳ فرم A کتل، تعداد ۶ گویه با مدل IRT سه پارامتری هماهنگی ندارد و بقیه گویه‌ها با مدل مذکور کاملا هماهنگ است.

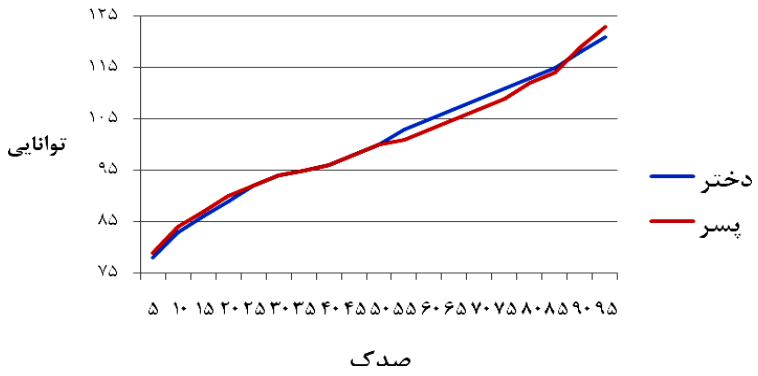
با توجه به این که در مدل صفت مکنون میانگین توانایی‌های افراد برابر با صفر و واریانس توانایی‌ها برابر با ۱/۰ است، بنابراین مقایسه آنها از طریق اجرای آزمون t مستقل امکان‌پذیر نیست. برای آن که مقایسه توانایی‌های این دو گروه امکان‌پذیر گردد، مقادیر درصدی (صدک‌های) توزیع توانایی‌های دانش‌آموزان در مقیاسی با میانگین ۱۰۰ و انحراف استاندارد ۱۵ محاسبه گردید. صدک‌های مربوط به این توزیع به فاصله ۵ درصد برای هر دو گروه محاسبه گردید. نتایج آنها در جدول ۳ و نمودار مربوط در شکل ۱ نمایش داده شده است.

جدول ۳

نمایش صدک‌های مربوط به توانایی دانش‌آموزان دختر و پسر

پسر	دختر	صدک	پسر	دختر	صدک
۱۰۱	۱۰۳	۵۵	۷۹	۷۸	۵
۱۰۳	۱۰۵	۶۰	۸۴	۸۳	۱۰
۱۰۵	۱۰۷	۶۵	۸۷	۸۶	۱۵
۱۰۷	۱۰۹	۷۰	۹۰	۸۹	۲۰
۱۰۹	۱۱۱	۷۵	۹۲	۹۲	۲۵
۱۱۲	۱۱۳	۸۰	۹۴	۹۴	۳۰
۱۱۴	۱۱۵	۸۵	۹۵	۹۵	۳۵
۱۱۹	۱۱۸	۹۰	۹۶	۹۶	۴۰
۱۲۳	۱۲۱	۹۵	۹۸	۹۸	۴۵
			۱۰۰	۱۰۰	۵۰

از نمودار شکل ۱ موارد زیر استنتاج می‌شود: ۱) بین نمره توانایی‌های (هوش سیال) دو گروه دانش‌آموزان پسر و دختر تنها در دو بخش انتهایی و ابتدایی تفاوت وجود دارد؛ ۲) نمره‌های توانایی هر دو گروه پسر و دختر در دامنه صدک‌های ۲۵ و ۵۰ (متناظر با هوشبهرهای ۹۲ و ۱۰۰) دقیقا منطبق برهم است؛ ۳) نمودار مربوط به دانش‌آموزان دختر در ابتدای توزیع (صدک‌های ۲۵ و پایین‌تر) در زیر نمودار متعلق به دانش‌آموزان پسر است. به بیان دیگر توانایی دانش‌آموزان دختر در این فاصله پایین‌تر از توانایی دانش‌آموزان پسر است؛ ۴) توانایی دانش‌آموزان دختر در دامنه صدک‌های ۵۵ تا ۸۵ بیشتر از توانایی دانش‌آموزان پسر، و توانایی دانش‌آموزان پسر در صدک‌های ۹۰ و بالاتر بیشتر از توانایی دانش‌آموزان دختر است.



شکل ۱

نمودار مقایسه توانایی دو گروه دانش‌آموزان دختر و پسر

بحث

این پژوهش با هدف مقایسه هوش سیال در دانش‌آموزان پسر و دختر بر پایه دو نظریه کلاسیک و سوال- پاسخ انجام شد. به همین منظور داده‌های به دست آمده از اجرای مقیاس ۳ فرم A هوشی کتل در دو گروه دانش‌آموزان پسر (۴۴۶ نفر) و دختر (۴۳۸ نفر) شهر تهران، بر اساس دو نظریه کلاسیک و سوال- پاسخ، مورد تحلیل قرار گرفت. یافته‌های پژوهش نتایج زیر را به دست داده است.

در پاسخ به این سوال که آیا بین سوال‌های فرم A مقیاس ۳ هوشی کتل و نمره کل مقیاس هماهنگی کافی وجود دارد، نتایج نشان داد که همبستگی همه گویه‌ها با نمره کل آزمون مثبت است و بنابراین هیچ گویه‌ای از مجموعه گویه‌های آزمون حذف نشده است. در تحلیل مقیاس مورد مطالعه با استفاده از روش کلاسیک مشخص شد که گویه‌های ۲، ۳ و ۴ آسان‌ترین و گویه‌های ۲۴، ۲۵ و ۳۶ سخت‌ترین گویه‌ها از مجموعه گویه‌های آزمون هوشی کتل هستند.

ضریب همسانی درونی به دست آمده در گروه دانش‌آموزان دختر برابر ۰/۸۷۳ و در دانش‌آموزان پسر برابر ۰/۸۵۰ بود. با توجه به ضرایب به دست آمده در هر دو گروه ملاحظه می‌شود که اعتبار آزمون در دانش‌آموزان دختر بالاتر از اعتبار در گروه دانش‌آموزان پسر است. ضرایب همسانی درونی برآورد شده تقریبا مشابه با نتیجه پژوهش فرجیان (۱۳۷۵) است که ضرایب همسانی درونی مقیاس ۳ کتل را در استان یزد، از طریق روش ضریب آلفای کرونباخ بر روی ۸۸۴ دانش‌آموز، ۰/۸۶۳ برآورد کرده است.

نتایج آزمون t مستقل برای مقایسه نمره هوش سیال در دو گروه دانش‌آموزان دختر و پسر نشان داد که بین نمره‌های دانش‌آموزان دختر و پسر تفاوت آماری معنادار وجود دارد. به این معنا که تعداد بیشتری از دختران به گویه‌های دشوارتر پاسخ درست داده‌اند. تفاوت اندک برابر با ۱/۶۵ میان میانگین نمره‌های دختران و پسران موید یافته‌های ترمن (۱۹۱۶) است که درباره نتایج گروه نمونه آمریکایی مربوط به استاندارد ساختن آزمون استنفورد- بینه در سنین ۴ تا ۱۶ سالگی، بیان می‌کند که برتری دختران بر پسران بسیار اندک است و می‌توان برای مقاصد علمی آن را نادیده گرفت. همین نظر توسط اسپیرمن (۱۹۲۳) نیز ارایه شده است. همچنین لین (۱۹۹۴) معتقد است بین سنین ۱۱ تا ۱۴ سال دختران به اندازه اندکی تقریبا در حدود یک IQ بر پسران برتری دارند زیرا زودتر بالغ می‌شوند.

نتایج مقایسه میانگین توانایی‌های دو گروه در مدل صفت مکنون حاصل نشان می‌دهد که بین نمره توانایی‌های (هوش سیال) دو گروه دانش‌آموزان پسر و دختر تنها در دو بخش انتهایی و ابتدایی تفاوت وجود دارد. نمره‌های توانایی هر دو گروه پسر و دختر در دامنه صدک‌های ۲۵ و ۵۰ (متناظر با هوشبهرهای ۹۲ و ۱۰۰) دقیقا منطبق برهم است. توانایی دانش‌آموزان دختر در صدک‌های ۲۵ و پایین‌تر کمتر از توانایی دانش‌آموزان پسر است. توانایی دانش‌آموزان دختر در دامنه صدک‌های ۵۵ تا ۸۵ بیشتر از توانایی دانش‌آموزان پسر، و توانایی دانش‌آموزان پسر در صدک‌های ۹۰ و بالاتر بیشتر از توانایی دانش‌آموزان دختر است. یافته‌های حاصل در این بخش موید عقیده جنسن (۱۹۸۰) است که در ابتدا و

انتهای توزیع هوش، بین افراد عقب مانده ذهنی و تیزهوشان تعداد مذکرها را بیش از مونث‌ها می‌داند، همچنین نتایج مطالعه جنسن و رینولدز (۱۹۸۳) نشان می‌دهد که در انتهای بالای توزیع (مانند هوشبهر ۱۳۰ و بالاتر) تعداد پسرها به صورت معنادار بیش از دخترهاست.

در تعمیم و تفسیر نتایج این پژوهش باید توجه داشت که نتایج تنها قابل تعمیم به دانش‌آموزان مقطع متوسطه شهر تهران است و سایر نقاط و گروه های سنی را دربر نمی‌گیرد. همسانی درونی آزمون از طریق محاسبه ضریب آلفای کرونباخ برآورد شده، در حالی‌که نمره‌های حاصل از آزمون شدیدا تحت تاثیر عامل سرعت است، و همین موضوع آلفای کرونباخ را تورش‌دار می‌سازد. اجرای مدل IRT متکی به مفروضه تک‌بعدی بودن مقیاس سنجش است، در حالی که در کشور تا کنون پژوهشی درباره تک بعدی بودن مقیاس سنجش هوش سیال کتل انجام نشده است. به منظور دستیابی به نتایج جامع‌تر و دقیق‌تر پیشنهاد می‌شود پژوهش در سطح وسیع‌تر اجرا شود، تا قابلیت تعمیم‌پذیری نتایج نیز افزایش یابد. برای حصول اطمینان بیشتر نسبت به اعتبار مقیاس از سایر روش‌های برآورد اعتبار استفاده شود، و در نهایت مفروضه اساسی تک بعدی بودن مقیاس هوش سیال کتل مورد بررسی قرار گیرد.

مراجع

شریفی، ح. پ. (۱۳۸۴). *نظریه و کاربرد آزمون های هوش و شخصیت*. تهران: سخن.

فرجیان، ع. م. (۱۳۷۵). *نرم‌یابی مقیاس ۳ آزمون هوشی کتل در استان یزد*. پایان‌نامه کارشناسی ارشد. دانشکده روان‌شناسی و علوم اجتماعی دانشگاه آزاد اسلامی واحد تهران مرکزی.

کوپر، ک. (۱۹۹۸). *تفاوت‌های فردی (نظریه و سنجش)*. ترجمه حسن‌پاشا شریفی و جعفر نجفی‌زند، ۱۳۷۹. تهران: انتشارات سخن.

References

Anastasi, A.(1990). *Psychological Testing (Sixth Edition)*. New York: Macmillan Publishing.

Baker, F. B. (2001). *The basics of item response theory*. New York: Marcel Dekker.

Cattell, R. B., & Cattell, H. E. P. (1963). Culture Fair Intelligence Test Scale 3. Champaign. 1L: Institute for Personalty & Abillity Testing (ITPA).

Cattell, R. B. (1971). *Abilities: Their structure, growth, and action*. Boston: Houghton Mifflin.

Cattell, R. B. (1987). *Intelligence: Its structure, growth, and action*. New York: Elsevier Science Pub. Co.

Carroll, J. B. (1993). *Human cognitive abilities: A survey of factor-analytic studies*. New York: Cambridge University Press**.**

Colom, R. & Garcia-Lopez, O. (2001). Sex differences in fluid intelligence among high school graduates. *Personality and. Individual Differences*, *32*, 445-451.

Drent, J. D. (1977). *The Use of intelligence Test in Developing Countries*. Amesterdam: Swet & Zeitlinger.

Jensen, A. R. (1980). *Bias in mental testing*. New York: Free Press.

Jensen, A. R., & Reynolds, C. R. (1983). Sex differences on the WISC-R. *Personality and Individual Differences*, *4*, 223-226.

Lynn, R. (1994). Sex differences in intelligence and brain size: A paradox resolved. *Personality and Individual Differences, 17*,257-271.

Lynna, R., & Irwing, P. (2004). Sex differences on the progressive matrices: A meta-analysis. *Intelligence*, *32*, 481- 498.

Nenty, H. J. & Dinero, T. E. (1981). A cross-cultural analysis of the fairness of the Cattell Fair Intelligence Test using the Resch model. *Applied Psychological Measurement, 5,* 355-368.

Passingham, R. (2006). Cognitive science: Brain development and IQ. *Nature, 44,* 619-626.

Redick, T. S., & Engle, R. W. (2011). Rapid communication integrating working memory capacity and context-processing views of cognitive control. *The Quaruerly Journal of Experimental Psychology, 64,* 1048-1055.

Salvia, J., & Ysseldyke, J. E. (2009). *Assessment in special and remedial education*. Boston: Houghton Mifflin.

Sewell, M. (2007). *Sex Differences in Intelligence.* Department of Computer Science. *University* College *London*.

Spearman, C. (1923). *The abilities of man*. New York. Macmillan.

Taylor, R. L. (2000). *Assessment of exceptional students: Educational and psychological procedures.* NewYork: Allyn and Bacon Company.

Terman, L. M. (1916). *The measurement of intelligence*. Boston: Houghton Mifflin.