

تحلیل دو عاملی اکتشافی مقیاس هوش وکسلر برای کودکان-نسخه پنجم با 16 زیر

آزمون اصلی وفرعی

چکیده :

علی رغم اصلاحات قابل توجه در ایجاد مقیاس هوش برای کودکان نسخه پنجم (WISC-V; Wechsler, 2014a)، ناشر آزمون به طور منحصر به فردی به روش های تحلیل عاملی تاییدی برای تعیین ساختار ابزار متکی است و قادر به تقسیم واریانس در میان زیر آزمونها و عوامل نیست. برای پر کردن این خلاء، ساختار عاملی 16 زیر مجموعه اصلی و فرعی نمونه استاندارد سازی WISC-V با تحلیل دو فاکتوره (دو عاملی) اکتشافی بررسی شد (EBFA). نتایج EBFA قویا یک فاکتور هوش عمومی را تایید می کند، با این حال شواهد کم تری برای سه گروه از عوامل (سرعت پردازش، حافظه کاری و استدلال ادراکی) ارائه می کند. هیچ گونه شواهدی برای عوامل شفاهی، استدلال سیال یا عوامل بصری-مکانی مشاهده نشد. فاکتور g بخش های زیادی از واریانس زیر آزمون کل و مشترک توجیه کرد، در حالی که فاکتورهای گروهی بخش های کمی از واریانس کل و مشترک را توجیه کردند. این نتایج پیشنهاد می کند که تفسیر بالینی WISC-V بایستی در سطح کلی انجام شود (کل مقیاس های IQ).

کلمات کلیدی: WISC-V، چرخش دو عاملی، تحلیل عاملی اکتشافی، هوش، روایی ساختاری، پایایی مبتنی بر مدل

1- مقدمه

توسعه دهندگان نسخه پنجم مقیاس هوش وکسلر برای کودکان (WISC-V، وکسلر 2014 الف) بیان داشته اند که آنها نه تنها از تئوری های شناختی، فکری و عصبی روانی (کارول 1993، 2003، کاتلو هورن 1978، هورن 1991، هورن و بلانکسون 2012، هورن و کاتل 1966، نک کلاسکی، ویتاگر، مورفی، راجر 2012، میلر و ماریکل 2012) برای ایجاد این مقیاس استفاده کرده اند، در عین حال ارتباط طولانی مدت خود را با مفهوم هوش عمومی اسپیرمن (1904) حفظ کرده اند. شواهد روایی ساختاری از طریق تحلیل عاملی تاییدی ایجاد و در راهنمای فنی و تفسیری WISC-V (وکسلر 2014 ب) گزارش شده اند که شامل مشخصات مدل های فاکتور

مرتبۀ بالاتر با یک فاکتور هوش عمومی مرتبۀ دوم می باشد که بر زیر مجموعه ها از طریق پنج فاکتور مرتبۀ اول اثر دارد. با این حال، دانشمندان نگرانی هایی را در خصوص این ساختار مطرح کرده اند (کانویزو و واتکین، کانویزو، واتکین و دامبروسکی 2015). کانویزو و واتکین و کانویزو، واتکین، جیمز، جیمز و گود (2014) خاطر نشان کرده اند که جزئیات کافی در توصیف شیوه تعریف عوامل و دلیل استفاده از برآورد حداقل مربعات وزنی وجود داشت. برای مثال، برآورد WLS معمولاً با داده های غیر طبیعی یا مقوله ای استفاده شده و نیازمند اندازه نمونه های بزرگ تربوده و می تواند منجر به تغییر غلط مدل نسبت به برآورد حداکثر درست نمایی شوند (هو، بنتلر و کانو، 1992، السون، فاس، تروی و هاوول 2000 یان و چان 2005). کانویزو و همکاران نیز نشان داده اند که مدل CFA مطلوب موجب برطرف شدن سادگی بیش از حد ساختار ساده با بارگذاری متقابل زیرآزمون های حسابی می شود. به علاوه یک ضریب مسیر استاندارد 1.00 بین فاکتور هوش عمومی مرتبۀ بالاتر و فاکتور استدلال سیال مرتبۀ اول وجود داشت که نشان میدهد g و FR دارای افزونگی تجربی هستند (لی، اشمیدت، هارترو لاور 2010). کانویزو و همکاران نیز نگرانی خود را در مورد استفاده از آزمون های تفاضل کای اسکوتر مدل های تو در تو برای شناسایی مدل 5 عاملی بیان کرده اند زیرا این رویکرد زمانی که مدل پایه به طور غلط تعیین شده باشد، مشکل آفرین خواهد بود (یان و بنتلر 2004) و این رویکرد با اندازه های نمونه بزرگ قوی تر است. (میلسپ 2007).

5 مسئله دیگر مربوط به رویکرد ناشر آزمون در ثبت ساختار WISC-V وجود دارد. در ابتدا، ناشر آزمون قادر به بررسی مدل های رقیب نظیر مدل دو عاملی نبود. مدل های دو عاملی گاهی اوقات برتر از مدل های مرتبۀ بالاتر می باشند (کانویزو، ریس 2012) و برای تستهای قابلیت شناختی توصیه شده اند، زیرا آنها امکان تقسیم بندی واریانس فاکتور عمومی و فاکتور گروهی را میدهند (بیجن، پارگین و پارکر 2014، کانویزو 2014 ب، کانویزو همکاران 2015، 2014، کارول 1997، گیگانک 2005، گیگانک و واتکین 201، نلسون، کانویزو و واتکین 2003، واتکین 2010، واتکین و بیجن 2014، واتگین، کانویزو، جینز 2013، واتکین، کانویزو، جیمز، گود 2013، برنر، ناگی و ویلهم 2012) و مطابق با تئوری سه لایه ای قابلیت شناختی کارول است (بیجن 2015). این به متخصصان بالینی و محققان در تعیین تفسیر پذیری عوامل گروهی کمک می کند (انجمن تحقیقات

آموزشی آمریکا، انجمن روان شناسی آمریکا و شورای ملی سنجش آموزش 2014، گاستفون و ابرگ بنگفسون (2010).

دوما، برآورد های پایایی مبتنی بر مدل از جمله زیر مقیاس های امگا و سلسله مراتبی امگا(گیکناک و واتکینز 2013، ریس 2012، ریس، بونیفای و هاویلاند 2013، شروتو لین 2012، زینبارگ، راول، یاول و لی 2005، 2009) در راهنمای تفسیری و فنی در نظر گرفته نشد. محققان مختلف(کانیوز 2010، کانیوز 2014 الف، کانیوز و کاش 2013) و نیز معیار های آزمون روانی و آموزشی(انجمن تحقیقات آموزشی آمریکا، انجمن روان شناسی آمریکا و شورای ملی سنجش آموزش 2014) بر لزوم این آمار در راهنمای آزمون ای کیوتاکید کرده اند که زیر این آماره، تفسیری را از زیر امتیازها ارائه میکند. همراه با اندازه گیری واریانس مشترک وکل، برآوردهای ω به تعیین میزان تاکید تفسیری بر امتیازات طراحی شده برای اندازه گیری عوامل اصلی و فرعی کمک می کند.

سوم، محققان WISC-V به بررسی نتایج EFA نپرداخته اند: بلکه آن ها منحصرآ بر روشهای CFA در زمان ارائه شواهد روایی ساختاری متکی بوده اند. گارسوچ(1983) و سایرین(براون 2015، کارول 1993، ریس 2012) نشان داده اند که EFA و CFA مکمل هم هستند و کاربران آزمون می توانند اطمینان زیادی به ساختار ابزارکنند به خصوص زمانی که هر دو روش ابزار اصلاح و مجددا فرموله شده باشد. برای مثال، حذف زیرآزمون های تکمیل تصویر و استدلال کلامی و افزودن پازل های دیدار می تواند منجر به تغییرات غیر منتظره در ساختار عامل WISC-V شود که از EFA بیشتر از CFA استفاده میکند(استراس، اسپرین و هانت 2000).

چهارم، تحقیقات مستقل قبلی در خصوص ساختار های عاملی آزمون هوش با استفاده از روش های EFA نتایج متفاوتی از مدل های مبتنی بر CFA زیر آزمون های آی کیو موجود ارائه کرده اند(کانیوز 2008، کانیوز و واتکین 2010 الف، 2010، دی استفانو و دامبروسکی 2006). درحقیقت، برخی از محققان خاطرنشان کرده اند که تست های ای کیو امروزی دارای عوامل زیادی هستند(فرازیر و سانگ استورم 2007).

در نهایت، کانیوزو همکاران(2015، 2014) اخیرا ماتریس همبستگی نمونه راتحت آزمون EFA با استفاده از روش شامید-لیمان قرار داده اند. روش SL راه حل عامل مرتبه دوم را به ساختار متعامد مرتبه اول تبدیل کردند که در آن عوامل گروهی و عمومی هر دو به طور مستقیم بر متغیر های شاخص اثر دارند. اشمید و

لیمان (1957) استدلال کرده اند که این فرایند ویژگی های مطلوب راه حل اریب را حفظ کرده ساختار سلسله مراتبی متغیرها را افشامی کند. کارول 1995 تاکید کرده اند که عوامل متعامد تنها زمانی مناسب هستند که در زمینه راه حل اشمید لیمان تولید شوند. تحلیل SL کانویزو همکاران منجر به یک راه حل چهار عاملی شد که در آن استدلال سیال و زیر ازمون های مکانی ترگیب شده تشکیل WISC-IV دادند. به علاوه، نتایج حاکی از برتری عامل مرتبه بالاتر بوده و توصیه می کند که تاکید تفسیرانه اصلی بایستی بر FSIQ با تاکید تفسیری فرعی بر پردازش امتیاز شاخص سرعت متمرکز باشد.

اگرچه روش SL برای پارامتر سازی مجدد مدل مرتبه بالاتر برای شیوه ارتباط متغیر های اندازه گیری شده با عامل مرتبه دوم می باشد، مقادیر بار گذاری از تبدیل SL در صورتی می تواند اریبی داشته باشد که بار گذاری های متقابل وجود داشته باشد. هم چنین بار های همه متغیر های اندازه گیری شده بر روی عامل گروهی به صورت تناسبی است. با توجه به این مسائل، جنریچ و بنتلر 2011 یک شیوه جایزین را برای روش EFA ارائه کرده است: تحلیل دو عاملی اکتشافی. آنها Ebfa را یک تحلیل عاملی اکتشافی ساده در نظر گرفته اند. EBFA برای برآورد بار ها از مدل های دو عاملی به طور مستقیم طراحی شده است که به گفته جنریچ و بنتلر می تواند بهتر از تبدیل SL در برخی موارد باشند. تنها مقاله منتشر شده که به مقایسه دو روش در داده های توانایی شناختی پرداخته اند نتایج متناسبی را بین EBFA و SL نشان داده اند (دامبروسکی 2014 ب).

2- روش

2-1 شرکت کننده ها

شرکت کننده ها شامل نمونه استاندارد سازی WISC-V با سن متغیر 6 تا 16 سال بودند. ویژگی های جمعیت شناختی در راهنمای فنی و تفسیری WISC-V (وسکلر 2014 ب) موجود می باشند. نمونه استاندارد سازی با استفاده از نمونه گیری تناسبی لایه بندی شده در میان متغیر های سن، جنسیت، قومیت، سطح تحصیلات و منطقه جغرافیایی بدست آمد. سطح تحصیلات به عنوان شاخص وضعیت اجتماعی اقتصادی در نظر گرفته شد. بررسی جداول در راهنمای فنی و تفسیری انطباق خوبی را با متغیر های لایه بندی مختلف نشان داد.

2-2 ابزار

WISC-V یک آزمون فردی از توانایی شناختی برای کودکان سنین 6 تا 16 سال است. مقیاس کامل IQ متشکل از زیر 7 زیر آزمون اصلی در پنج حوزه درک شفاهی، مکانی شفاهی، استدلال سیال، حافظه کار و سرعت فراوری بود. سطح مقیاس شاخص‌های متشکل از ده زیر آزمون WISC-V می باشد که برای برآورد امتیازات شاخص عاملی WISC-V استفاده می شود. شکل 1 ساختار عاملی پنهان ناشر را نشان میدهد.

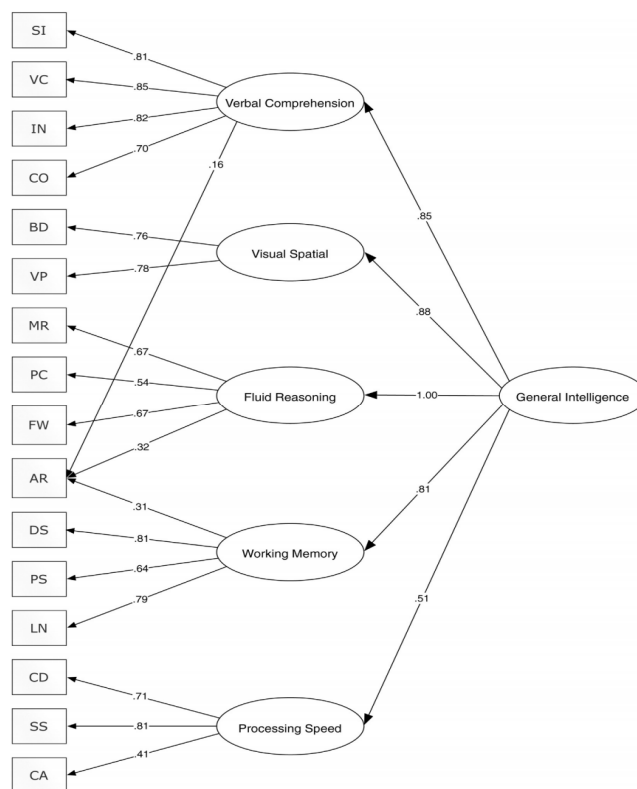
3-2 تحلیل و روش

ماتریس همبستگی زیر آزمون WISC-V برای نمونه استاندارد سازی کامل از راهنمای تفسیری و فنی بدست آمد. علاوه بر استخراج 2 تا 5 فاکتور بر روی مدل های CFA در راهنمای تفسیری و فنی WISC-V، معیار های استخراج عامل تجربی بررسی شد و تفسیر پذیری عاملی و انطباق با ساختار ساده استفاده شدند (تراستون 19479). به طور ویژه، مقادیر ویژه <1، آزمون اسکری، خطای معیار، تحلیل موازی هوزن و آزمون متوسط حداقل بررسی شد. پس از تعیین تعداد عوامل مورد استخراج، عوامل با استفاده از چرخش دو فاکتوره با عوامل گروه متعامد چرخیده شدند. همه تحلیل های EBFA با استفاده از زبان برنامه نویسی R و بسته بیلورسایک و سایک انجام شدند. برآورد های امگا با استفاده از برنامه امگا توسعه یافت (واتکینز 2013).

3- نتایج

3-1 مقایسه معیار های استخراج عامل

MAP یک عامل مقدار ویژه <1، اسکری و HPA را با 2-3 فاکتور پیشنهاد کرده است، در حالی که ناشر آزمون، 5 عامل را توصیه کرده است. با توجه به این که استخراج بیشتر بهتر از استخراج کم تر است، و برای تکرار مدل 5 عاملی ناشر، 5 عامل را استخراج می کنیم. مدل های با چهار، سه و دو عامل نیز از نظر کفایت بررسی شدند.



2-3 تحلیل های دو عاملی اکتشافی

جدول 1 نتایج خلاصه استخراج دو تا پنج عامل و چرخش عوامل را با استفاده از یک چرخش دو عاملی نشان می‌دهد (جنیرسچو بنتلر 2011). در میان همه عوامل، عامل عمومی بیش از 38 درصد واریانس کل زیرآزمون را توجیه کرده و در واریانس مشترک زیرآزمون‌ها این برابر با 66.1 تا 77.2 درصد بود. عامل عمومی 4.8 درصد تا 67.2 درصد از کل واریانس زیر نمونه‌ها را نشان داد. در میان همه مدل‌ها، عوامل گروه، نسبت کوچکی از واریانس کل زیر آزمون‌ها و واریانس مشترک را نشان داد. عوامل کلیه عمومی در واریانس دو و پنج‌عاملی ترکیب شده برای اندازه‌گیری 49.7 تا 58.2 درصد واریانس زیر آزمون در WISC-V استفاده گردید که 41.8 و 50.3 درصد واریانس زیر آزمون را به صورت توجیه نشده نشان داده است.

Table 1

Summary results of exploratory bifactor analysis models including two to five group factors.

	5 Factor	4 Factor	3 Factor	2 Factor
<i>g</i>				
Total S^2 (%)	38.6	38.5	38.8	38.4
Common S^2 (%)	68.6	66.1	73.6	77.2
Subtest S^2 (%)	7.3 to 64.0	7.8 to 64.0	4.8 to 67.2	6.3 to 62.4
	Mdn = 38.4	Mdn = 39.1	Mdn = 39.7	Mdn = 38.4
Group				
Total S^2 (%)	1.5 to 5.6	2.8 to 5.9	3.3 to 6.4	5.0 & 6.3
Common S^2 (%)	2.6 to 10.0	4.8 to 10.1	6.3 to 12.1	12.8 & 10.1
h^2	56.3	58.2	52.7	49.7
u^2	47.7	41.8	47.3	50.3
<i>g</i> loadings	.27 to .80	.28 to .80	.22 to .82	.25 to .79
Subtests with poor <i>g</i> loadings	PC & CO	CO & CN	CO, SS & CN	CO & CN
ω_h	.85	.849	.802	.828
ω_s	.166 to .247	.166 to .244	.159 to .281	.25 & .185
	(only 3 factors)	(only 3 factors)		

Note: All factors were rotated using the analytic bifactor rotation (Jennrich & Bentler, 2011). S^2 = variance explained, h^2 = communality, u^2 = uniqueness, ω_h = omega hierarchical, ω_s = omega subscale. PC = Picture Concepts; CO = Coding; CN = Cancellation and SS = Symbol Search.

بارگذاری های *g* زیرامون های WISC-V از 0.22 تا 0.82 در میان مدل ها متغیر بوده و براساس معیار های کافمن (1994) از نسبتا خوب تا خوب متغیر بود. یک سری موارد استثنا شامل کد گذاری در همه مدلها، مفاهیم تصویر با استخراج پنج عاملی، لغو با دو تا چهار عامل و جست و جوی نماد با سه عامل بودند.

پایایی عامل پنهان WISC-V با ω_h و ω_s برآورد شد. ریس (2012) و ریس، بونیفایو هاویلاند (2013) به طور آزمایشی نشان داده اند که مقادیر ω بزرگ تر از 0.50 است و مقادیر مطلوب بزرگتر از 0.75 می باشد با این حال این مقادیر معیار به طور کامل بررسی نشده اند. مقادیر پایین ω_s نشان می دهد که وزن تفسیری کم تری باید بر امتیازات بیانگر این عوامل تاکید شود زیرا واریانس امتیاز واقعی کم تر در سطح عمومی وجود دارند که مستقل از فاکتور کل هستند. ضریب ω_h برای عامل عمومی در میان همه مدل های عاملی بالا و برای تفسیر کافی بود. ضرایب زیر مقیاس امگا تنها برای سه عامل با یک بارگذاری بر روی دو عامل گروهیدر مدل های پنج و چهار عاملی در نظر گرفته شدند. ضرایب زیر مقیاس امگا از 0.159 تا 0.281 متغیر بود که بسیار کم تر از حداقل پیشنهاد کم تر بود.

هنگام استخراج پنج عامل WISC-V، (جدول 2)، نتایج تولید سه عامل با درجات متغیر باز ساختارهای ارایه شده در راهنمای تفسیریوفنی کردند (وچلر 2014 ب). طرح بلوک و پازل بصری دارای بارهای تقریباً 0.40 بر روی عامل استدلال ادراکی بودند. با این حال، استدلال ماتریس و اوزان یک عامل منحصر به فرد FR راتشکیل ندادند. در عوض آن ها بر روی عامل PR قرارداد شده اند که هر دوی بار آن ها نسبتاً پایین بود. دیجیت اسپت، پیکچراسپن و دنباله یابی حرفی- عددی بر روی عامل حافظه کاری بار گذاری شد، و این در حالی است که بارهای آن ها قوی نبود. زیرآزمون حسابی دارای بزرگترین بار گروهی بر روی عامل VM بود با این حال نسبتاً پایین بود. کدگذاری و جست و جوی نماد در میان بارها نسبتاً قوی بود. با این حال، لغو دارای بارپایین بر روی این فاکتور بود. چهارمین و پنجمین عامل از این مدل قابل تفسیر بود زیرا دارای تنها یک زیرآزمون بار گذاری برجسته بود. سپس زیرآزمون درک و تشابه بار برجسته ای را بر روی عامل گروه وارد نکرد

هنگام استخراج WISC-V، نتایج تولید سه عامل منطبق با درجات متغیر با ساختار نظری در راهنمای فنی و تفسیری کرد. همانند مدل 5 عاملی، لغو دارای بار پایین بود در حالی که اطلاعات و واژگان دارای بار منفی و ضعیف بودند. استدلال ماتریس و اوزان اشکال تشگیل یک عامل FR مجزا کردند در عوض آن ها دارای بار بودند. دیجیت اسپن، پیکچراسپن و دنباله حرفی- عددی دارای فاکتور حافظه کاری بودند و این در حالی است که بار آن ها قوی تر نبود. زیرآزمون حسابی دارای بیشترین بار بر روی این عامل VM بود با این حال نسبتاً پایین بود. چهارمین عامل قابل تفسیر نبود زیرا تنها دارای یک زیرآزمون با بار برجسته بود. تشابه، درگ و مفاهیم تصویر متناسب با عامل گروهی نبود.

Table 2

Sources of variance in the Wechsler Intelligence Scale for Children–Fifth Edition (WISC-V) for the total standardization sample ($N = 2200$) using exploratory bifactor analysis with five first-order factors.

WISC-V subtest	General		F1: Processing Speed		F2: Working Memory		F3: Perceptual Reasoning		F4: ?		F5: ?		h^2	u^2
	b	S^2	b	S^2	b	S^2	b	S^2	b	S^2	b	S^2		
Similarities	.78	.608	-.170	.029	-.020	.000	-.090	.008	-.110	.012	-.05	.003	.660	.340
Vocabulary	.80	.640	-.240	.058	-.080	.006	-.090	.008	-.120	.014	-.02	.000	.727	.273
Information	.78	.608	-.210	.044	-.060	.004	-.070	.005	-.070	.005	-.04	.002	.668	.333
Comprehension	.69	.476	-.120	.014	-.010	.000	-.140	.020	-.040	.002	-.02	.000	.512	.488
Block Design	.64	.410	.040	.002	-.010	.000	.410	.168	.010	.000	-.02	.000	.580	.420
Visual Puzzles	.64	.410	-.090	.008	.000	.000	.420	.176	-.030	.001	.07	.005	.600	.400
Matrix Reasoning	.60	.360	-.030	.001	.130	.017	.220	.048	-.030	.001	.05	.003	.430	.570
Figure Weights	.60	.360	-.120	.014	.100	.010	.260	.068	-.030	.001	-.01	.000	.453	.547
Picture Concepts	.52	.270	-.050	.003	.020	.000	.040	.002	-.020	.000	.47	.221	.496	.504
Arithmetic	.69	.476	-.020	.000	.220	.048	.060	.004	-.030	.001	-.01	.000	.530	.471
Digit Span	.62	.384	.010	.000	.520	.270	.040	.002	-.050	.003	.01	.000	.659	.341
Picture Span	.52	.270	.040	.002	.350	.123	.050	.003	-.060	.004	.05	.003	.403	.597
Letter–Number Sequencing	.62	.384	-.010	.000	.490	.240	-.050	.003	-.050	.003	-.01	.000	.630	.370
Coding	.45	.203	.630	.397	.020	.000	-.040	.002	.080	.006	-.02	.000	.608	.392
Symbol Search	.50	.250	.540	.292	-.020	.000	.010	.000	.130	.017	.00	.000	.559	.441
Cancellation	.27	.073	.200	.040	-.060	.004	-.010	.000	.620	.384	-.01	.000	.501	.499
Total variance		.386		.056		.045		.032		.028		.015	.563	.437
Common variance		.686		.100		.080		.057		.050		.026		
	$\omega_h = .850$		$\omega_s = .166$		$\omega_2 = .242$		$\omega_3 = .174$							

Note. b = loading of subtest on factor, S^2 = variance explained, h^2 = communality, u^2 = uniqueness, ω_h = omega hierarchical, ω_s = omega subscale. Bold type indicates salient loading ($b \geq .30$). Italic type indicates coefficient and variance estimate alignment ($.20 \leq b < .30$) with theoretically posited factor.

Table 3

Sources of variance in the Wechsler Intelligence Scale for Children–Fifth Edition (WISC-V) for the total standardization sample ($N = 2200$) using exploratory bifactor analysis with four first-order factors.

WISC-V subtest	General		F1: Processing Speed		F2: Working Memory		F3: Perceptual Reasoning		F4: ?		h^2	u^2
	b	S^2	b	S^2	b	S^2	B	S^2	B	S^2		
Similarities	0.77	.593	-.180	.032	-.020	.000	-.070	.005	-.110	.012	.800	.200
Vocabulary	0.80	.640	-.240	.058	-.080	.006	-.070	.005	-.130	.017	.740	.260
Information	0.78	.608	-.220	.048	-.060	.004	-.050	.003	-.070	.005	.660	.340
Comprehension	0.69	.476	-.130	.017	-.010	.000	-.120	.014	-.050	.003	.510	.490
Block Design	0.63	.397	.030	.001	.000	.000	.410	.168	.020	.000	.710	.290
Visual Puzzles	0.63	.397	-.100	.010	.010	.000	.450	.203	-.030	.001	.600	.400
Matrix Reasoning	0.59	.348	-.030	.010	.140	.020	.240	.058	-.020	.000	.440	.560
Figure Weights	0.60	.360	-.120	.014	.100	.010	.270	.073	-.040	.002	.510	.490
Picture Concepts	0.51	.260	-.060	.004	.050	.003	.100	.010	-.020	.000	.390	.610
Arithmetic	0.69	.476	-.030	.001	.220	.048	.070	.005	-.030	.001	.660	.340
Digit Span	0.62	.384	.010	.000	.530	.281	.040	.002	-.040	.002	.700	.300
Picture Span	0.52	.270	.030	.001	.350	.123	.070	.005	-.050	.003	.480	.520
Letter–Number Sequencing	0.63	.397	-.010	.000	.490	.240	-.040	.002	-.050	.003	.680	.320
Coding	0.47	.221	.690	.476	.000	.000	-.040	.002	.060	.004	.570	.430
Symbol Search	0.50	.250	.490	.240	.000	.000	.030	.001	.160	.026	.630	.370
Cancellation	0.28	.078	.190	.036	-.070	.005	-.010	.000	.610	.372	.230	.770
Total variance		.385		.059		.046		.035		.028	.582	.418
Common variance		.661		.101		.079		.059		.048		
	$\omega_h = .849$		$\omega_s = .162$		$\omega_2 = .190$		$\omega_3 = .244$					

Note. All factors were rotated using the analytic bifactor rotation b = loading of subtest on factor, S^2 = variance explained, h^2 = communality, u^2 = uniqueness, ω_h = omega hierarchical, ω_s = omega subscale. Bold type indicates salient loading ($b \geq .30$). Italic type indicates coefficient and variance estimate alignment ($.20 \leq b < .30$) with theoretically posited factor.

هنگام استخراج عوامل WISC-V (جدول 4)، نتایج تولید سه عامل با ساختار نظری در راهنمای نظری و تفسیری را ایجاد کرد. نتایج تولید یک عامل سرعت پردازشی را کرده که متناسب با ساختار نظری بود، اگرچه واژگان دارای بار منفی ب روی این عامل بود. دومین عامل شامل زیر ازمون های حافظه کاری بود. سومین عامل، استدلال ادراکی را اندازه گیری کرده که ترکیبی از طرح بلوک و پازل بصری و بارهای نسبتاً قوی و استدلال ماتریس با بار نسبتاً ضعیف بود. تشابه، اطلاعات، درک، مفاهیم تصویری و درک حسابی بار قابل توجهی بر روی فاکتور گروهی داشت.

هنگام استخراج عوامل WISC-V (جدول 5)، نتایج تولید دو عامل با ساختار نظری در راهنمای نظری و تفسیری را ایجاد کرد. نتایج تولید یک عامل سرعت پردازشی را کرده که متناسب با ساختار نظری بود، اگرچه واژگان دارای بار منفی ب روی این عامل بود. دومین عامل شامل زیر ازمون های حافظه کاری بود. سومین عامل، استدلال ادراکی را اندازه گیری کرده که ترکیبی از طرح بلوک و پازل بصری و بارهای نسبتاً قوی و استدلال ماتریس با بار نسبتاً ضعیف بود. تشابه، اطلاعات، درک، مفاهیم تصویری و درک حسابی بار قابل توجهی بر روی فاکتور گروهی داشت.

Table 4

Sources of variance in the Wechsler Intelligence Scale for Children-Fifth Edition (WISC-V) for the total standardization sample (N = 2200) according to exploratory bifactor analysis with three first-order factors.

WISC-V subtest	General		F1: Processing Speed		F2: Working Memory		F3: Perceptual Reasoning		h ²	u ²
	b	S ²	b	S ²	b	S ²	b	S ²		
Similarities	0.79	.624	-.140	.020	-.060	.004	-.080	.006	.654	.346
Vocabulary	0.82	.672	-.200	.040	-.120	.014	-.090	.008	.735	.265
Information	0.79	.624	-.150	.023	-.100	.010	-.060	.004	.660	.340
Comprehension	0.69	.476	-.070	.005	-.040	.002	-.130	.017	.500	.501
Block Design	0.63	.397	.090	.008	-.020	.000	.400	.160	.565	.435
Visual Puzzles	0.64	.410	-.060	.004	-.010	.000	.440	.194	.607	.393
Matrix Reasoning	0.60	.360	.010	.000	.120	.014	.230	.053	.427	.573
Figure Weights	0.61	.372	-.080	.006	.070	.005	.260	.068	.451	.549
Picture Concepts	0.51	.260	-.020	.000	.020	.000	.090	.008	.269	.731
Arithmetic	0.70	.490	.010	.000	.190	.036	.060	.004	.530	.470
Digit Span	0.64	.410	.030	.001	.500	.250	.030	.001	.661	.339
Picture Span	0.53	.281	.040	.002	.340	.116	.050	.003	.401	.599
Letter-Number Sequencing	0.64	.410	.000	.000	.460	.212	-.060	.004	.625	.375
Coding	0.40	.160	.630	.397	.040	.002	-.030	.001	.559	.441
Symbol Search	0.46	.212	.620	.384	-.010	.000	.020	.000	.597	.404
Cancellation	0.22	.048	.360	.130	-.080	.006	.030	.001	.185	.815
Total variance		.388		.064		.042		.033	.527	.473
Common variance		.736		.121		.080		.063		
	$\omega_0 = .802$		$\omega_1 = .159$		$\omega_2 = .240$		$\omega_3 = .281$			

Note. b = loading of subtest on factor, S² = variance explained, h² = communality, u² = uniqueness, ω_0 = omega hierarchical, ω_1 = omega subscale.
 Bold type indicates salient loading ($h > .30$). Italic type indicates coefficient and variance estimate alignment ($20 < h < .30$) with theoretically posited factor.

Table 5

Sources of variance in the Wechsler Intelligence Scale for Children—Fifth Edition (WISC-V) for the total standardization sample ($N = 2200$) according to exploratory bifactor analysis with two first-order factors.

WISC-V subtest	General		F1: Processing Speed		F2: Working Memory		h^2	u^2
	b	S^2	b	S^2	b	S^2		
Similarities	0.76	.578	-.200	.040	.020	.000	.618	.382
Vocabulary	0.79	.624	-.270	.073	-.030	.001	.698	.302
Information	0.77	.593	-.220	.048	-.020	.000	.642	.358
Comprehension	0.66	.436	-.130	.017	.030	.001	.453	.557
Block Design	0.67	.449	.040	.002	.030	.001	.451	.549
Visual Puzzles	0.67	.449	-.080	.006	.040	.002	.457	.543
Matrix Reasoning	0.62	.384	-.030	.001	.150	.023	.408	.592
Figure Weights	0.62	.384	-.011	.012	.110	.012	.409	.591
Picture Concepts	0.52	.270	-.050	.003	.060	.004	.277	.724
Arithmetic	0.69	.476	-.030	.001	.240	.058	.535	.465
Digit Span	0.60	.360	.010	.000	.550	.303	.663	.337
Picture Span	0.51	.260	.020	.000	.370	.137	.397	.603
Letter-Number Sequencing	0.60	.360	-.020	.000	.500	.250	.610	.390
Coding	0.44	.194	.590	.348	.040	.002	.543	.457
Symbol Search	0.51	.260	.590	.348	-.020	.000	.609	.391
Cancellation	0.25	.063	.340	.116	-.090	.008	.186	.815
Total variance		.384		.063		.050	.497	.503
Common variance		.772		.128		.101		
	$\omega_h = .828$		$\omega_s = .250$		$\omega_s = .185$			

Note. b = loading of subtest on factor, S^2 = variance explained, h^2 = communality, u^2 = uniqueness, ω_h = omega hierarchical, ω_s = omega subscale. Bold type indicates salient loading ($b \geq .30$). Italic type indicates coefficient and variance estimate alignment ($.20 \leq b < .30$) with theoretically posited factor.

4- بحث

ساختار عامل WISC-V با استفاده از تحلیل عامل دو عاملی اکتشافی بررسی شد (EBFA) یعنی تحلیل عاملی اکتشافی با یک چرخش دو عاملی). این نشان می‌دهد که عامل عمومی اثرمستقیمی بر روی عملکرد در زیر آزمون‌ها به جای اثر غیرمستقیم بر عملکرد از طریق واسطه‌گری کامل با عوامل مرتبه اول دارد. نه مدل‌های پنج عاملی نه مدل‌های چهار عاملی برای زیرآزمون‌های WISC-V با استفاده از EBFA مناسب نبودند زیرا آن‌ها تولید عوامل مجهول کردند. در عوض نتایج نشان داد که یک راه حل سه عاملی موجه‌ترین بود که متشکل از سرعت پردازش، حافظه کاری و استدلال ادراکی می‌باشد. طرح بلوکی، پازل‌های بصری، استدلال ماتریس و

اوزان ارقام همگی ترکیب شده و تشکیل یک عامل استدلال ادراکی نسبت به عوامل استدلال سیال و مکانی کردند. عوامل حافظه کاری و سرعت پردازش دارای همه زیرتستهای پیشنهادی توسط راهنمای تفسیری و فنی بودند و این در حالی است که بسیاری از زیرآزمونهای درک شفاهی بار منفی بر روی عامل PS دارند.

این عوامل دو قطبی در راه حل های عامل بدون چرخش رایج بوده و پیشنهاد می کنند که عوامل نیازمند چرخش برای حذف بارهای منفی است (کامری ولی 1992). از آن جا که این عامل دو قطبی چرخشی است، پیشنهاد می شود که بارهای منفی کوچک از زیرآزمون های VC منعکس کننده ماهیت ساختار PS است. به طور ویژه، زیر آزمونهای PS قویا به سرعت پردازش اطلاعات وابسته هستند زیرا آن ها دارای محدودیتهای زمانی می باشند. با این حال، زیر آزمون های درک شفاهی فاقد محدودیت زمانی است و از این روی کم تر تحت تاثیر سرعت پردازش قرار می گیرند.

نه مدل سه فاکتوره و نه مدل های دیگر، شواهدی را در خصوص استدلال منطقی یا درک شفاهی نشان ندادند. نبود شواهد برای یک فاکتور استدلال سیال متناسب با تحلیل کانویزو همکاران (2014-2015) از WISC-V و نیز تحلیل سایر مقیاس های وکسلر می باشد. ناتوانی در یافتن یک عامل درک شفاهی با ساختار نظری ارائه شده در راهنمای فنی و تفسیری WISC-V و منابع موجود در خصوص مقیاس های وکسلر تناقض دارد (باک 2002). و یک نتیجه پیچیده و غیر طبیعی است. مقیاس های وکسلر به زیر آزمون های شفاهی دسترسی داشته و مدل های عاملی شواهدی را برای عامل درک زبانی نشان داده اند. شاید نتایج FBFA در خصوص WISC-V منعکس کننده ماهیت دلخواه عوامل گروهی باشد که اسپیرمن 1993 به این مسئله اشاره کرده است

به علاوه این تقسیم بندی ثانویه به عوامل گروهی بر خلاف تقسیم بندی اولیه (به عوامل عمومی و ویژه) ناپایدار باشد. به طور کلی همه این بخش ها از توانایی بستگی به سایر توانایی هایی دارد که در یک مجموعه قرار می گیرد. اگرچه تقسیم اولیه به عوامل عمومی و غیر عمومی نقض نشده است، با این حال بستگی به ترکیب مجموعه خاصی از توانایی ها ندارد بلکه نشان دهنده اساسی ترین ویژگی در توانایی هستند

یک سری سوالات در این خصوص وجود دارد که چرا تحلیل فعلی تولید برآیند متفاوتی (بدون عامل زبانی) از روش اشמיד- لیمان مورد استفاده توسط کانویز 2015، 2014 کرده است. اگرچه مدل های دو عاملی معادل با

مدل های مرتبه بالاتر با تبدیل SL می باشند با این حال از نظر مفهومی و روش شناسی بسیار متفاوت هستند. در مدل دو فاکتوری، همه عوامل از جمله g ، مرتبه اول هستند از این روی مستقیماً از متغیرهای شاخص استخراج می شوند. این متفاوت از مدل های مرتبه بالاتر می باشد که g را به عنوان عامل مرتبه دوم در نظر میگیرد که از عامل مرتبه اول استخراج شده است. در مدل های دو فاکتوره، عوامل با یکدیگر برای توجیه کواریانس زیر ازمونها رقابت می کند. چرخش SI این مدل های مرتبه بالاتر به طور هم زمان همه روابط غیر مستقیم را با g محاسبه می کند. این تولید یک مدل دو عاملی به صورت رابطه g با زیر ازمون های غیر مستقیمی می کند. برای یک توضیح دقیق تر به بیجن 2015 و بیجن و همکاران 2014 مراجعه کنید

در تحلیل دو عاملی اکتشافی فعلی داده های زیر ازمون WISC-V، بدیهی است که g توضیح می دهد که همه آنها در زیر ازمون های شفاهی مشترک است از این روی کواریانس باقی مانده از این ازمون ها توسط عوامل خاص واریانس ازمون توضیح داده می شود. این توضیح توسط پیوستگی عامل VC به ازای مدل های دیگر تایید شده است. اگر عامل VC یافت نشود، چون مدل سه عاملی استخراج شده بسیار کم تر هستند، در زمان استخراج عوامل بیشتر، این فرایند رخ نمی دهد. از این روی یافتن گروههایی از عوامل در زمان استفاده از مدل دو عاملی در صورتی مطلوب است که عامل عمومی به خوبی تعریف نشده باشد (بینچین 2014)

بر عکس، مدل های مرتبه بالاتر نیازمند استخراج عوامل گروهی استخراج شده و استخراج g می باشند. برای این که g اثر رابطه غیر مستقیم با زیر ازمون هاداشته باشد، دو فرایند رخ می دهد: زیر ازمون ها بایستی بار قوی بر روی عوامل گروهی داشته باشند و عوامل گروهی بایستی بار بار قوی بر روی g باشند. اگر هیچ یک از این شرایط برقرار نباشند، رابطه g با یک زیر ازمون کوچک است. در نتیجه، در مدل های مرتبه بالاتر از داده های WISC-V، اگر عامل درک زبانی به طور قوی تعریف نشده باشد، سپس g فاقد رابطه معنی دار با این زیر ازمون ها خواهد بود که برعکس مطالعاتی است که به بررسی ارتباط توانایی زبانی و g پرداخته اند (کارول 1993، جنسن 2001)

به طور خلاصه، نتایج این مطالعه نشان داده است که WISC-V یک شاخص مهم g است زیرا اکثریت واریانس مشترک و کل را توجیه می کند. غالبیت g در این مطالعه مشابه با یافته های سایر مطالعات مقیاس های وکسلر با استفاده از هر دو EFA و CFA (بادین، برادین، بارنز و استیون 2009، کانویز، 2014 ب، کانویزو

واتکین 2010 الف، ب، کیگان و واتکین 2013، نلسون، کانویزو واتکین 2013) و سایر ازمون های هوش است) کانویز 2008، کانویزو همکاران 2009، کانویز 2011، دیسفاتنو و دامروسکی 2013، 2006، 2014 الف و ب، دامبروسکی و واتکینز 2013، 2009، نلسونو کانویز 2012). هم چنین نتایج با منابع و مطالعات گسترده در خصوص اهمیت هوش عمومی هم خوانی دارد. متاسفانه، محدودیت این تحلیل، استفاده از ماتریس همبستگی برای تحلیل عاملی می باشد ولی در این تحلیل دسترسی مستقل به داده های خام WISC-V وجود نداشت با توجه به این که بیشتر واریانس WISC-V ناشی از ضرایب g و W_s پایین است، تاکید تفسیری اولیه بایستی بر این عامل عمومی همانند FSIQ وارد شود. این نتایج توجیه اندکی برای تفسیر بالینی عوامل گروهی یا تجلی آن ها در تفسیر بالینی عوامل گروهی یا در امتیازات شاخص و مقایسات محاسبه شده از زیرآزمون WISC-V ارائه می کند (ریس 2012، ریس و همکاران 2013). معیارها (انجمن تحقیقات آموزشی امریکا، انجمن روان شناسی امریکا و شورای ملی سنجش آموزش امریکا 2014) بیان می دارد که تفسیر زیر نمرات مستلزم اثبات امتیازات " تمایز و پایایی " (معیار 1.14) است و این برای نمرات شاخص WISC-V وجود نداشته است. ضمن این که بر امتیازات شاخص های WISC-V تاکید می شود امکان انتشار پارادایم ها و الگوهای تفسیر غیر دقیق را می دهد که موجب می شود تا متخصصان بالینی بامشکل مواجه شوند (دامبروسکی 2015).