فصل‌نامه پژوهش‌های کاربردی روانشناختی
1393, 5(4), 13-28

Applied Psychological Research Quarterly
2015, 5(4), 13-28

# نیاز به شناخت: ساختار عاملی و تفاوت‌های جنسیتی در دانش آموزان

# Need for Cognition: Factor Structure and Gender Differences among Students

**مریم صداقت** *
**حمیدرضا حسن‌آبادی** **
**راحله محمدی** ***
**محمدرضا حسن‌زاده توکلی** ****

**Maryam Sedaghat**
**Hamidreza Hassanabadi**
**Raheleh Mohammad**
**Mohamadreza Hasanzade Tavakoli**

## چکیده

مقیاس نیاز به شناخت ابزاری برای سنجش تمایل افراد به درگیرشدن در فعالیت‌های فکری پیچیده است و دارای دو فرم کوتاه و بلند می‌باشد. فرم کوتاه این مقیاس با 18 گویه در مطالعات مختلف در سطح جهان مورد استفاده قرار گرفته است. مطالعه حاضر با هدف شناسایی ساختار عاملی مقیاس فارسی نیاز به شناخت (فرم کوتاه)، و بررسی تفاوت‌های جنسیتی در جمعیت دانش‌آموزان ایرانی انجام شد. شرکت‌کنندگان شامل 662 دختر و 708 پسر مشغول به تحصیل در پایه سوم دبیرستان‌های دولتی شهر تهران بودند که با روش نمونه‌گیری خوشه‌ای تصادفی انتخاب شدند. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی از طریق روش مؤلفه‌های اصلی با چرخش واریماکس وجود دو عامل را نشان داد. بر اساس مطالعات قبلی و همچنین نتایج تحلیل عاملی اکتشافی برای ساختار عاملی این ابزار سه مدل تک عاملی، دو عاملی و تک عاملی با خطاهای همبسته پیشنهاد شد. تحلیل عاملی تأییدی با استفاده از نرم افزار لیزرل 8/54 بین سه مدل رقیب پیشنهاد شده، ساختار تک عاملی مقیاس را تأیید کرد. همچنین نتایج نشان داد بین نیاز به شناخت دانش آموزان دختر و پسر تفاوت معنادار وجود دارد، به طوری که میانگین نیاز به شناخت دختران بیش از پسران است.

**واژه‌های کلیدی:** نیاز به شناخت، تحلیل عاملی تأییدی، جنسیت

## Abstract

Need for cognition scale (NCS) is an instrument for assessing individual's interest to engage in complex thinking activities and consists both long and short forms. The short form of this scale with 18 items has been used in various researches around the world. The objective of this research was to obtain the factor structure of the Persian version of NCS (short form) and study of gender differences in need for cognition among Iranian students. Participants were 662 girls and 708 boys studied in third grade of the public high school in Tehran, who were selected by random cluster sampling. Exploratory factor analysis of the items through principle component and varimax rotation showed a two factor measurement model. On the basis of previous studies and confirmatory analysis result, three models, one factor, two factors and one factor with correlated errors were proposed as competing models. The result of confirmatory factor analyses through 8.54 lisrel software showed that among three assumed models, the one-factor structure has better fit index. Additionally the results revealed the significant difference between the need for cognition of female and male so that the girls scored higher than boys.

**Keywords:** Need for cognition, Confirmatory factor analysis, gender

---

* عضو هیات علمی پژوهشکده مطالعات توسعه جهاد دانشگاهی
** عضو هیئت علمی دانشگاه خوارزمی
***کارشناس ارشد روانشناسی
****دکتری روانشناسی تربیتی

**email:** sedaghat@ut.ac.ir

**دریافت:** 92/7/14 **پذیرش:** 93/6/15

**Received**: 6 Oct 2013 **Accepted:** 6 Sep 2014

**مقدمه**

نیاز به شناخت[1] (NFC) یکی از گرایش‌های فکری است که توسط کاسیوپو و پتی در سال 1982 معرفی شد. این صفت گرایشی که به آمادگی افراد برای سرمایه گذاری فکری در فعالیت‌های شناختی اشاره دارد، به عنوان تمایل افراد به فکرکردن و لذت بردن از آن تعریف می‌شود (کاسیوپو، پتی، فینشتاین و جرویس، 1996). افراد دارای نیاز به شناخت بالا ذهن فعال و اکتشافی دارند و به کمک هوش تجارب را از محیط می‌گیرند (قربانی، واتسون، دیویسون و بینگ،2004). در سال 1982 کاسیوپو و پتی مقیاسی را طراحی کردند که نیاز به شناخت را می‌سنجد. افرادی که در این مقیاس نمره‌ی بالاتری می‌گیرند، در فرایند فهمیدن به دنبال نتیجه نیستند، بلکه بر فرایند معنا دادن به رویدادها و محرک‌ها تمرکز می‌کنند و دارای نگرش توأم با شک نسبت به اطلاعات هستند، به کسب اطلاعات دست اول تمایل بیشتری دارند و آن را به‌طور موثرتری پردازش می‌کنند (لوین، هونکه و جاسپر، 2000) تا بدین طریق به محرک‌ها، روابط و رویدادهای جهان پیرامون خود معنا بخشند (کاسیوپو و دیگران، 1996). این افراد خودشان را عوامل فعالی می‌بینند و از ابهام لذت می‌برند و نه تنها درگیر جستجو و ارزشیابی اطلاعات هستند، بلکه همچنین به نظارت و تنظیم فعالیت فکری در معنایی فراشناختی می‌پردازند (پرکینز، تیشمن، ریچارت، دونیس و آندریاد، 2000). افرادی که نیاز به شناخت در آنها پائین است، بیشتر جهان را از طریق اطلاعات دست دوم تجـربه می‌کنند، یعنی به دیگران، مکاشفه‌های شناختی و یا فرایندهای مقایسه اجتماعی متکی هستند (کاسیوپو و دیگران، 1996). کسی که نمره بالایی در این مقیاس می‌گیرد، تمایل دارد بیشتر فکر کرده و اطلاعات ارائه شده را بسط داده و تفسیر کند، در حالی که فرد دارای نمرات پایین ترجیح می‌دهد از فعالیت‌های شناختی اجتناب کند (کالهان، موررا و هوچ،2004).

اولین مقیاس ارائه شده توسط کاسیوپو و پتی (1982) دارای 34 گویه بود که در یک لیکرت نه درجه‌ای از 4- تا 4+ نمره‌گذاری می‌شد. اگر چه معمولاً ابزارهای دیگری که به این اندازه سوال دارند شامل چندین عامل مختلف هستند، اما سازندگان NFC دریافتند که این مقیاس تنها دارای یک عامل است (کاسیوپو و پتی،1982). ساختار تک عاملی این مقیاس در چندین مطالعه مورد تأیید قرار گرفته است (سادسکی و گالکوز،1996؛ کالهان، موررا و هوچ،2004؛ بورس، ویگنیو و لالاندی،2006).

کاسیوپو، پتی و کاو (1984) برای ساختن ابزاری کوتاهتر و کارآمدتر جهت سنجش نیاز به شناخت، مقیاسی 18 گویه‌ای را طراحی کردند که عبارات آن برگرفته شده از مقیاس 34 گویه‌ای بود و همبستگی قابل ملاحظه ای با آن داشت ($r=0.95,p<0.001$). این مقیاس جدید در لیکرت پنج درجه‌ای از کاملا مخالفم (نمره یک) تا کاملا موافقم (نمره پنج) نمره‌گذاری می‌شد. برای جلوگیری از سوگیری در

1- need for cognition

پاسخگویی، مانند بسیاری از مقیاس‌های دیگر این مقیاس هم شامل گویه‌های مثبت و منفی است، به طوری که نیمی از آنها به صورت مستقیم و نیمی دیگر به صورت معکوس نمره‌گذاری می‌شوند. اعتبار و روایی این مقیاس در مطالعات متعددی تأیید شده است (اوسبرگ،1987؛ سادسکی و گالکوز،1995؛ ایوانز، کیربی، فابریگار،2003)؛ کالهان و همکاران،2004).

ساختار عاملی فرم کوتاه نیاز به شناخت در مطالعات مختلف بررسی، و برای آن نیز یک عامل غالب گزارش شده است (سادوسکی،1993، فوراسترلی و هاو، 1999 و کالهان و همکاران، 2004). پری و ولفگانگ (1988) مقیاس 16 گویه‌ای را که بیشترین برازش عاملی با مقیاس 34 آیتمی کاسیوپو و پتی(1982) داشت انتخاب، و در یک نمونه 155 نفری اجرا کردند. تحلیل عاملی این مقیاس چهار عامل با ارزش‌های ویژه بزرگتر از یک را نشان داد، ولی نمودار صخره‌ای فقط یک عامل غالب که 38.8% واریانس را تبیین می‌کرد، تایید نمود. بنابراین، صرف‌نظر از نمونه و روش اجرای متفاوت، پری و ولفگانگ (1988) نیز ساختار عاملی و ثبات درونی مقیاس کاسیوپو و پتی را تایید کردند. ایوانز و همکاران(2003) برای بررسی تعداد عامل‌های این مقیاس از تحلیل عاملی اکتشافی استفاده کردند. در تحلیل عاملی اکتشافی، این داده‌ها هستند که تحلیل را به سمت مدل خاصی هدایت می‌کنند، در حالی که، تحلیل عاملی تأییدی هنگامی استفاده می‌شود که هدف بررسی میزان هماهنگی داده‌ها با مدل‌های مشخص‌شده توسط محقق و مقایسه مدل‌های رقیب باشد (فابریگار، وگنر، مک کالوم و استراهان،1999). در این مطالعه، در استخراج عامل‌ها از روش حداکثر درست نمایی استفاده شد و مشخص شد که مقیاس نیاز به شناخت تنها یک عامل دارد و این عامل 21.74% واریانس را تبیین می کند. این نتایج با یافته‌های کاسیوپو و همکاران (1996) شباهت داشت. تنها دو آیتم 8 و 18 نتوانستند با این عامل به خوبی برازش یابند و ضریب همبستگی کمتر از 0.3 داشتند. سادوسکی (1993) نیز این مقیاس را در نمونه‌ای متشکل از 1218 دانشجو اجرا کرد و تنها یک عامل را شناسایی کرد. چایکن (1987) در بررسی این که آیا نمرات بالا و پایین نیاز به شناخت دو عامل جداگانه را نشان می‌دهند یا خیر، سه مطالعه مختلف روی 882 دانشجوی دروه لیسانس انجام داد و از 20 آیتم مقیاس 34 آیتمی استفاده کرد. در مطالعات او نیز گویه‌ها بر یک عامل غالب برازش یافتند. نکته قابل توجه این بود که افرادی که نیاز به شناخت آنان پایین بود، بیشتر احتمال داشت در گویه‌های مربوط به پردازش اکتشافی[1] نمره‌ی بهتری کسب کنند، در حالی که افراد دارای نیاز به شناخت بالا بیشتر احتمال داشت تا گویه‌های مربوط به پردازش کوشش مدار[2] را تصدیق کنند. لازم به توضیح است که در پردازش اکتشافی فرد درگیر تفسیر و تحلیل نتایج نمی گردد، یک راه حل را حدس می‌زند، آن را امتحان می‌کند و سراغ راه‌حل دیگر می‌رود. به عبارت دیگر، رویکرد

[1] - Heuristic processing
[2] - Effortful processing

اکتشافی و تخمینی در مقابل روش تحلیلی و منطقی مطرح می‌شود. در کنار مطالعاتی که از ساختار تک عاملی مقیاس نیاز به شناخت حمایت می‌کنند، مطالعاتی نیز وجود دارد که نشان می‌دهد این مقیاس دارای چند عامل می‌باشد. برای مثال در دو مطالعه که بر 288 دانشجوی آمریکایی با استفاده از مقیاس 45 آیتمی نیاز به شناخت انجام شد، نتایج نشان داد که این مقیاس دارای سه مولفه پشتکار شناختی[1]، اطمینان شناختی[2] و پیچیدگی شناختی[3] است و این سه عامل 25% کل واریانس را تبیین می‌کند (تاناکا، پانتر و وینبورن، 1988). از آنجا که، تاناکا و همکاران هیچ اطلاعاتی راجع به واریانس تبیین شده توسط هر عامل ارائه نکردند، واضح نیست که آیا این سه عامل با گزارش‌های تک عاملی بودن این مقیاس تفاوتی دارد یا خیر. علاوه بر این، تاناکا و همکاران از مقیاسی با پاسخنامه دو مقوله‌ای درست و غلط استفاده کردند که استفاده از چنین شکلی نسبت به تفاوت بین افراد کمتر حساسیت دارد (کاسیوپو، پتی، فینشتاین و جرویس،1996). در مطالعه دیگری که در نمونه دانشجویان، اساتید و کارکنان دانشگاه در کشور اسپانیا انجام شد، تحلیل عاملی تأییدی از وجود دو عامل در مقیاس 18 گویه‌ای حمایت کرده است (فلاسز، برینور، سایرا، بکرا، و آلیر،2001). در این ساختار یک عامل مثبت بوده و گرایش به بسط دادن و دقت به جزئیات را نشان می‌دهد و عامل دیگر منفی بوده و گرایش به اجتناب از موقعیت‌های مستلزم زحمت فکری را منعکس می‌کند. NFC به زبان‌های مختلف ترجمه شده و در کشورهایی مانند آلمان (بلس، وانک، بوهنر، فلهاوور و اسکوارز[4]، 1994)، ترکیه (گالگوز و سادوسکی، اسپانیا (گاتیرز، باجن، سینتاز و آمات، 1993)، فرانسه (گینت و پای، 2000)، استرالیا (فورستارلی و هاو ،1999)، چین (کاو،1994) و ایران (قربانی و همکاران، 2004؛ حسینی و لطیفیان، 1388؛ صداقت، 1389) اجرا شده است. ساندرز و همکارانش (1992) این مقیاس را در نمونه‌ای متشکل از دانشجویان انگلیسی، اسپانیایی و آسیایی ـ آمریکایی اجرا، و در نمرات نیاز به شناخت، تفاوت‌های ملیتی مشاهده کردند. بدین صورت که آسیایی ـ آمریکایی‌ها نسبت به انگلیسی‌ها و اسپانیایی‌ها نمرات کمتری به دست آوردند. اما به نظر نمی‌رسد این تفاوت امری ذاتی و اجتناب ناپذیر باشد و احتمالاً ناشی از تفاوت فرهنگی است، زیرا گرایش‌های فکری ساختارهای نورونی نیستند که در سخت افزار مغز جای داشته باشند، بلکه پدیده‌های فرهنگی و متفاوت از عواملی هستند که ساختار نورونی مغز را بازنمایی می‌کنند (پرکینز و تیشمن، 1998).

[1] -Cognitive Persistence
[2] -Cognitive Confidence
[3] -Cognitive Complexity
[4] - Bless, Wanke, Bohner, Fellhauer, & Schwarz

نیاز به شناخت سازه‌ای است که پس از معرفی، در گستره ی وسیعی مورد استفاده قرار گرفت. از سوی دیگر، بر اساس یافته‌ها به نظر می‌رسد نیاز به شناخت سازه‌ای وابسته به فرهنگ باشد که برای استفاده از آن شناسایی مقتضیات فرهنگی، نحوه‌ی پاسخگویی و ساختار عاملی و همچنین میانگین و دامنه‌ی نمرات و برخی تفاوت‌ها از جمله تفاوت‌های جنسیتی در نمره‌ی آن روشن گردد. بنابراین، از آنجا که درباره‌ی ساختار عاملی فرم کوتاه نیاز به شناخت نتایج مختلفی وجود دارد (کالهان، موررا و هوچ،2004) این پژوهش درصدد شناسایی ساختار عاملی فرم کوتاه آن در نمونه ایرانی است. از سوی دیگر، با وجود استفاده گسترده از این مقیاس در نمونه‌های دانش‌آموزی (جانسون و آلوود، 2003؛ هاردری و همکاران، 2006؛ پرکل، هولینگ و وک، 2006؛ لودویک و گائو، 2010) مطالعه ای که ساختار عاملی این ابزار را در نمونه‌ی دانش‌آموزی مورد بررسی قرارا داده باشد، وجود ندارد. علاوه بر این، مطالعاتی که در ایران انجام شده‌اند (جوینده، 1390؛ شهائیان، یوسفی، 1386) نیز به این مهم نپرداخته و بر اساس یافته‌های به دست آمده از نمونه‌های دانشجویی خارجی از آن استفاده کرده اند.

از سوی دیگر، به علت این که پژوهش‌های مختلف از ساختارهای عاملی متفاوتی حمایت می‌کنند، پژوهش حاضر درصدد است تا با انجام تحلیل عاملی تأییدی مدل‌های رقیب را با یکدیگر مقایسه کند. بررسی تفاوت ویژگی‌های دو جنس مانند تفاوت در هوش، توانش‌های شناختی، صفات شخصیتی و سبک‌های تفکر از موضوعات جالب توجه و مورد علاقه پژوهشگران در روانشناسی بوده است. اگر چه نتایج پژوهش‌ها در این خصوص هماهنگ نبوده، اما به نظر می‌رسد تفاوت‌ها کمتر از آن چیزی باشد که استباط می‌شد. حداقل در حوزه توانش‌های شناختی پژوهش‌های متعددی وجود دارد که از عدم تفاوت دو جنس حمایت می‌کنند (لوهمن و لاکین، 2008) . با وجود این، به سبب تاثیرپذیری گرایش‌های فکری از عوامل فرهنگی- اجتماعی، به نظر می‌رسد به سبب ریشه‌دار بودن باورهای مربوط به تفاوت دو جنس در برخی جوامع، لازم است تا تفاوت جنسیتی گرایش‌ها از جمله نیاز به شناخت مورد پژوهش قرار گیرد. از آنجا که تصور بر آن است که مردان بیشتر از زنان ظرفیت تفکر داشته و در زنان فرایندهای ذهنی کمتر پردازش می‌شوند، بر همین اساس، در خانواده‌ها معمولاً از دوران کودکی از فرزندان دختر انتظار انجام تکالیف پیچیده ذهنی را ندارند. در نتیجه به نظر می‌رسد زنان در بزرگسالی نیز از فرایندهای تفکر کمتر استفاده کرده، در حل مسائل و تصمیم‌گیری ضعیف‌تر از مردان عمل می‌کنند. از نظر پدیدآورندگان، این مقیاس از نظر جنسیتی خنثی است و نمرات زنان و مردان با یکدیگر تفاوتی ندارد (کاسیپو و پتی،1982). هر چند بسیاری از مطالعات تفاوتی بین نمرات زنان و مردان گزارش نکرده‌اند (سادوسکی ،1993؛ سادوسکی و کاگ برن،1997؛ کالهان، موررا و هوچ،2004 و بورس، ویگنیو و لالاندی،2006؛ گیلمن، اش بای، شورکو، فلورل و وارجاس، 2005)، اما مطالعاتی نیز وجود دارد که نتایج آنها حاکی از وجود تفاوت در دو جنس می‌باشد. برای مثال تاناکا، پانتر و وینبورن (1988) بین نمره نیاز به شناخت زنان و

مردان تفاوت مشاهده کردند. با توجه به جمعیت بالای دانش‌آموزان در ایران و لزوم ایجاد بستر مناسب جهت رشد فکری آنان که از اهداف مهم آموزش و پرورش می‌باشد و همچنین فزونی یافتن مطالعاتی که از NFC برای روشن کردن ابعاد و ارتباطات این سازه با سایر متغیرهای روانشناختی استفاده کرده‌اند، این مطالعه بر آن است که وضعیت نیاز به شناخت، ساختار عاملی ابزار مربوطه و تفاوت در گرایش به تفکر را در دانش آموزان دختر و پسر ایرانی مورد بررسی قرار داده و به سوالات زیر پاسخ دهد.

1. نتیجه تحلیل عاملی تأییدی فرم کوتاه مقیاس نیاز به شناخت در جمعیت دانش‌آموزی ایران چگونه است؟
2. آیا در نمرات این مقیاس تفاوت‌های جنسیتی دیده می‌شود؟

## روش

در این مطالعه 1400 نفر از دانش آموزان پایه‌ی سوم دبیرستان که در مدارس دولتی روزانه شهر تهران تحصیل می‌کردند، شرکت داشتند. این دانش‌آموزان با روش خوشه‌ای تصادفی چند مرحله‌ای از 19 منطقه‌ی آموزش و پرورش شهر تهران و از 52 مدرسه و از هر مدرسه یک کلاس انتخاب شد. 662 نفر از شرکت کنندگان دختر و 708 نفر پسر بودند.

### ابزار

در این مطالعه، از فرم کوتاه مقیاس نیاز به شناخت (NFC-SH) که دارای 18 گویه است و در سال 1984 توسط کاسیوپو و پتی منتشر گردید، استفاده شده است. در این پژوهش، این ابزار بر اساس لیکرت شش درجه‌ای از کاملاً مخالفم (نمره 1) تا کاملاً موافقم (نمره 6) نمره‌گذاری شده است. نمره‌های بالاتر نشان‌دهنده نیاز به شناخت بیشتر هستند. کاسیپو و پتی آلفای کرونباخ آن را 0/9 گزارش کردند. این مقیاس ابتدا توسط کارشناس به فارسی ترجمه، و سپس توسط فردی دو زبانه به انگلیسی بازگردانده شد. در ایران ضریب همسانی این پرسش نامه روی جمعیت دانشجویی 0/84 گزارش شده است (حسینی و لطیفیان، 1388).

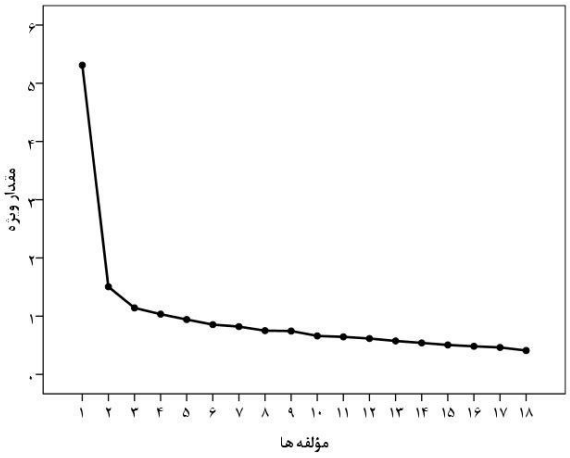
### شیوه‌ی اجرا

با حضور پرسشگران در مدرسه و انجام هماهنگی های اولیه، یک کلاس پایه سوم به صورت تصادفی انتخاب می شد.. جهت فراهم آوردن شرایط مناسب برای پاسخگویی دقیق دانش آموزان، کلاس یک ساعت بدون حضور معلم در اختیار پرسشگران قرار می گرفت. پس از توضیح در مورد اهداف پژوهش و جلب اعتماد و همکاری دانش‌آموزان و اطمینان بخشی از محرمانه بودن نتایج، از دانش‌آموزان خواسته می‌شد، با دقت و صداقت به گویه‌ها پاسخ دهند. سپس مجموعه سوالاتی که مقیاس NFC-SH بخشی از آن بود، در اختیار دانش‌آموزان قرار می‌گرفت.

**یافته‌ها**

برای تحلیل عاملی مقیاس نیاز به شناخت از نرم‌افزار SPSS استفاده شد. اما از آنجا که این نرم‌افزار در تحلیل عاملی سؤال‌هایی که با طیف لیکرت طراحی شده‌اند، دارای محدودیت است (SPSS تحلیل عاملی را بر اساس همبستگی پیرسون انجام می‌دهد که برای چنین سؤالهایی مناسب نیست)، برای رفع این مشکل ابتدا همبستگی پلی‌کوریک سؤال‌های پرسشنامه با استفاده از نرم‌افزار LISREL محاسبه، و در قدم بعد با تکیه بر این همبستگی‌ها تحلیل عاملی در نرم‌افزار SPSS اجرا شد. تحلیل مقدماتی نشان داد که مقدار KMO برای این ماتریس همبستگی این سؤال‌ها برابر با 0/904 و مقدار MSA، در مورد تمامی سؤال‌ها قابل توجه است، به طوری که کمترین مقدار آن برابر با 0/81 است. این یافته‌ها در کنار معناداری آزمون بارتلت ($\chi^2$=5249/2، p<0/001)، نشان از مناسب بودن ماتریس همبستگی مذکور برای تحلیل عاملی اکتشافی دارد. بر اساس ملاک مقادیر ویژه بزرگتر از یک، سه عامل با تبیین50 درصد واریانس سؤال‌ها و بر اساس تغییر شیب در نمودار صخره‌ای دو یا سه عامل که به ترتیب دربردارنده 38 تا 44 درصد از واریانس سؤال‌ها هستند برای چرخش پیشنهاد می‌شود. راه حل‌های یک، دو و سه عاملی با شیوه‌های مختلف استخراج و روش‌های مختلف چرخش آزمون شد و در نهایت بهترین نتیجه برای راه حل دو عاملی، با ملاک ساختار ساده از روش مؤلفه‌های اصلی با چرخش واریماکس به دست آمد. این دو عامل پس از چرخش به ترتیب 21 و 17 درصد واریانس سؤال‌ها را تبیین می‌کنند. راه حل تک عاملی 29 درصد واریانس را تبیین می‌کند که با در نظر گرفتن عامل دوم، این واریانس به 21 درصد کاهش می‌یابد. این موضوع ساختگی بودن مقدار اولیه را نشان می‌دهد. در راه‌حل‌های دو و سه عاملی، عامل‌هایی با حضور دو سؤال ظاهر شدند. از آنجا که در تحلیل عاملی بار شدن حداقل سه سؤال روی یک عامل

**شکل1: نمودار صخره‌ای مربوط به مقادیر ویژه**



ضروری است، این راه‌حل‌ها پذیرفته نیستند. بارهای عاملی مربوط به سؤال‌ها در جدول 1 ارائه شده‌اند. سؤال‌ها به ترتیب بارهای عاملی ردیف شده و بارهای عاملی کمتر از 0/3 نمایش داده نشده‌اند. دقت در مضمون سؤال‌ها نشان می‌دهد که تمامی سؤال‌هایی که ساختار دستوری مثبت داشته‌اند، در عامل نخست و تمامی آن‌ها که ساختار دستوری منفی داشته‌اند، در عامل دوم گرفته‌اند. این نتیجه مبنای مقایسه مدل‌های مختلفی است که در ادامه با تحلیل عاملی تأییدی مد نظر قرار گرفته‌اند.

همان‌گونه که قبلا اشاره شد در خصوص ساختار عاملی فرم کوتاه نیاز به شناخت، پژوهش‌های مختلف از ساختارهای مختلفی حمایت می‌کنند. با توجه به مدل به دست آمده از تحلیل عاملی اکتشافی، این نتیجه همراه با مدل‌های رقیبی که نظریه‌های مختلف برآمده‌اند، مبنای مقایسه مدل‌های مختلفی است که در ادامه با تحلیل عاملی تأییدی مورد بررسی قرار گرفته‌اند (جدول 1 و شکل 2 به پیوست).

بر اساس این یافته که عامل متشکل از عبارات مثبت، واریانس بیشتری را تبیین می‌کند، مدل 1 که یک مدل تک عاملی است، پیشنهاد شد. مبتنی بر نتایج تحلیل عاملی اکتشافی، یک مدل دو عاملی فرض شد که یک عامل مشتمل بر گویه‌های مثبت، و عامل دیگر متشکل از گویه‌های منفی بود. در این مدل، همه ضرایب عاملی آزاد و به آنها اجازه داده شد تا در یک عامل بار بگیرند. همچنین اجازه داده شد تا عوامل همبسته شوند.

در پیشنهاد مدل3 ملاحظاتی مورد توجه قرار گرفت. اول این که در مورد معناداری پاسخ‌های به دست آمده از مقیاس‌های رتبه‌بندی که دارای گویه‌های مثبت و منفی هستند، تردید قابل ملاحظه‌ای وجود دارد. از سوی دیگر، شواهدی وجود دارد که پیشنهاد می‌کند شرکت کنندگان (به ویژه جوانان) اغلب در دادن پاسخ مناسب به گویه‌های منفی مشکل دارند مارش (1986)، و این گونه پاسخ‌دهی نامناسب به عبارات منفی می تواند به صورت مجازی سبب ظهور عوامل جداگانه مثبت و منفی در تحلیل اکتشافی اولیه شود. از آنجا که، بر اساس پژوهش‌های قبل، وجود یک عامل غالب محتمل‌تر به نظر می‌رسید، برای آزمون این فرض که ظهور عامل دوم اساسا به علت اثر گویه‌های منفی است، مدل سوم به صورت یک مدل تک عاملی با خطاهای همبسته در گویه‌های منفی پیشنهاد شد.

**جدول2. شاخص های برازش برای سه مدل**

| مدل | $\chi^2$ | Df | P | NFI | CFI | IFI | NNFI | GFI | AGFI |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| مدل 1 | 729/28 | 135 | 0/00000 | 0/92 | 0/93 | 0/93 | 0/92 | 0/92 | 0/90 |
| مدل 2 | 442/42 | 134 | 0/00000 | 0/95 | 0/97 | 0/97 | 0/96 | 0/96 | 0/95 |
| مدل 3 | 303/18 | 99 | 0/00000 | 0/97 | 0/98 | 0/98 | 0/96 | 0/97 | 0/95 |

همانگونه که در جدول 2 ملاحظه می‌شود، همسو با نتایج تحلیل عاملی اکتشافی، مدل دو عاملی (مدل2) در مقایسه با مدل یک عاملی (مدل1) برازش بهتری با داده‌ها دارد. مدل3 که مدل تک عاملی

با خطای همبسته بین واریانس‌های باقی مانده در گویه‌های منفی است، در مقایسه با دو مدل دیگر شاخص‌های برازش را بهبود بخشید. نتیجه این ادعا را که اثر روش گویه منفی مسئول ظهور عامل ثانویه ضعیف و متشکل از گویه‌های منفی است را تایید کرد. خطاهای همبسته میان گویه‌های منفی از این نتیجه که گویه‌های نیاز به شناخت منعکس‌کننده ی یک سازه معنادار است، حمایت می‌کند.

برای بررسی تفاوت نیاز به شناخت در دو جنس از آزمون t دو گروه مستقل استفاده شد که نتایج آن حاکی از بیشتر بودن نیاز به شناخت دانش‌آموزان دختر نسبت به دانش‌آموزان پسر است. میانگین نیاز به شناخت دختران 76.95 با انحراف استاندارد 13.97 است، در حالی که میانگین نمره پسران 73.46 با انحراف استاندارد 13.11 است. مقدار t بین این دو گروه برابر 4.78 با سطح معناداری 0.001 شده است.

## بحث و نتیجه‌گیری

یافته‌های این پژوهش که از نمونه‌ی دانش‌آموزان ایرانی به دست آمده، با ادبیات پژوهش مطابقت دارد و همانند نتایج کسب شده توسط کاسیپو و پتی (1982)، بورس، ویگنیو و لالاندی (2006)، سادوسکی و گالکوز (1995) کالهان، موررا و هوچ (2004) از وجود یک عامل غالب حمایت می‌کند. برای تعیین ساختار عاملی این مقیاس در بیشتر مطالعات قبلی تنها از تحلیل عاملی اکتشافی استفاده شده است (کاسیپو و پتی، 1982؛ کاسیپو و دیگران،1984؛ سادوسکی،1993، تاناکا و همکاران،1988). اما در پژوهش حاضر مانند پژوهش فوراسترلی و هاو (1999) از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شده است. در این رویکرد، ساختار از قبل مشخص شده مورد آزمایش قرار می‌گیرد. بنابراین، برخلاف تحلیل عاملی اکتشافی، در تحلیل عاملی تأییدی اعتبار یک ساختار عاملی فرضی مورد بررسی قرار می‌گیرد. دو نیمه شدن گویه‌های مثبت و معکوس دلیل دو عاملی بودن این مقیاس نمی‌باشد. تمام ضرایب عاملی برای 18 گویه مثبت و منفی آزاد شد. در مورد معناداری پاسخ‌های به دست آمده از مقیاس‌های رتبه‌بندی که شامل گویه‌های مثبت و منفی هستند، تردید قابل ملاحظه‌ای وجود دارد. متخصصان اندازه‌گیری مانند نونالی (1967)، پداژور و شمکین (1991) و اسپکتور (1992) تشخیص داده‌اند که مقیاس‌های رتبه‌بندی باید دارای گویه‌های مثبت و منفی باشند. این اقدام برای کاهش سوگیری هایی در پاسخگویی نظیر رضایت[1] می‌شود. از سوی دیگر، شواهدی وجود دارد که پیشنهاد می‌کند شرکت کنندگان (به ویژه جوانان) اغلب در دادن پاسخ مناسب به گویه‌های منفی مشکل دارند. برای مثال در بررسی پاسخ‌های دانش‌آموزان نوجوان، مارش (1986) نشان داد که دانش‌آموزانی که به طور یکسان به عبارات مثبت پاسخ "صحیح" می‌دادند، به طور واضح به گویه‌های منفی نیز پاسخ نامناسب "صحیح" می‌دادند. این گونه پاسخ‌دهی نامناسب به عبارات منفی می‌تواند به صورت مجازی سبب ظهور عوامل جداگانه مثبت و منفی در تحلیل اکتشافی اولیه شود. از سوی دیگر، همچنان که در پژوهش بورس و همکاران (2006) نیز

نشان داده شده است، بارگیری گویه‌های مثبت و منفی بر روی دو عامل را می‌توان با توانایی‌های ادراک کلامی افراد توجیه نمود. علاوه بر انجام تحلیل عاملی، نتایج این مطالعه دارای اهمیت کاربردی نیز می-باشد. این نتایج هم در اجرا و هم در تفسیر پژوهش‌های مبتنی بر داده‌های حاصل از مقیاس‌های رتبه‌ای، کاربرد گسترده‌ای دارد. مانند آنچه در اینجا مشاهده شد، اثرات استفاده از عبارات منفی که به صورت معکوس نمره گذاری می‌شوند، احتمال دارد در بسیاری از مقیاس‌های دیگری که با روش رتبه‌ای نمره گذاری می‌شوند و دارای عبارات مثبت و منفی هستند نیز مشاهده شود و این موضوع در تحلیل و تفسیر داده ها باید مورد توجه قرار گیرد.

برخلاف بسیاری از مطالعات قبلی که تفاوتی بین نمرات دو جنس گزارش نکرده‌اند (کاسیپو و پتی،1982؛ سادوسکی ،1993؛ سادوسکی و کاگ برن،1997؛ کالهان، موررا و هوچ،2004 و بورس، ویگنیو و لالاندی،2006) نتایج این مطالعه حاکی از وجود تفاوت‌های جنسیتی در نمره نیاز به شناخت است به‌طوری‌که نیاز به شناخت دانش‌آموزان دختر بیشتر از دانش‌آموزان پسر است. این یافته با نتایج پژوهش تاناکا و همکاران (1988) مطابقت دارد. افراد اطلاعات خود را بر اساس جهت‌گیری آنها نسبت به جهان بیرون و آنچه با اجتماع و فرهنگ اطرافشان همخوان است، پردازش می‌کنند. بنابراین، تفاوت در جهت‌گیری‌های اجتماعی به داشتن رویکردهای مختلف در پردازش‌های شناختی منجر می‌گردد. این رویکردهای شناختی مختلف می‌توانند به عنوان مکانیسم‌های انطباقی عمل کنند. آنچه افراد تعبیر و تفسیر می‌کنند در جهت سازگاری و انعطاف آنها با شرایط محیط است و به بهبود کارکرد آنان کمک می‌کند. در جوامع شرقی از جمله ایران زنان به طور سنتی از موقعیت‌های اجتماعی فرعی و پایین‌تری نسبت به مردان برخوردارند، بنابراین اتخاذ رویکرد عمیق‌تر به پردازش اطلاعاتی که از اطراف دریافت می‌کنند جهت تضمین بقا و کسب جایگاه اجتماعی مطلوب، غیر منتظره و دور از انتظار نمی‌باشد. در سال‌های اخیر مطالعات داخلی نیز نشان دهنده بیشتر بودن پیشرفت تحصیلی دختران نسبت به پسران بوده است (صداقت،1389)، همچنین بیشتر شدن درصد قبولی دختران در کنکور سراسری (طباطبایی یزدی، 1386) نیز می‌تواند در تأیید و تکمیل نتیجه مطالعه‌ی حاضر یاری‌کننده باشد. از سوی دیگر، جرم و همکاران (2004) در بررسی تفاوت‌های شناختی زنان و مردان به نقش متغیرهای تعدیل کننده‌ای همچون سلامت و عادات بهتر در مردان متمرکز شدند و دریافتند این متغیرها یعنی وضعیت و عادات سلامت در ایجاد تفاوت عملکردهای شناختی بین دو جنس حمایت می کند. به عبارت دیگر، تطبیق این متغیرها باعث حذف همهٔ مزیت های شناختی مردان و تشدید تمامی مزیت های شناختی زنان می‌شود. به بیان دیگر، سلامت بیشتر و عادات بهتر در مردان می تواند مسبب عملکرد بهتر آنان در بعضی آزمون-های شناختی شود. این در حالی است که شواهد تجربی در مورد وجود تفاوت‌های جنسیتی در پردازش-های شناختی با هم متفاوت بوده و موضع هماهنگی ندارند (مانند مک کوبی و جاکلین، 1974؛ اسپنس و

هلمریچ ،1975) اما در قلمروهای شناختی ـ اجتماعی نتایج تحقیقات هماهنگی بیشتری با یکدیگر دارند. به عنوان مثال مشخص شده که زنان در آزمون‌های حوزه‌ی استقلال/وابستگی، بر نشانه‌های وابسته به متن بیشتر از مردان متکی هستند (ناش،1979)، یا معلوم گردیده که زنان در رمز گردانی زبان غیرکلامی و نشانه‌های بدنی دقیق‌تر از مردان هستند (هال،1984). از طرفی کاسیوپو و دیگران (1996) عملکرد نیاز به شناخت را با میزان انگیزه افراد مرتبط دانسته‌اند. به عبارت دیگر، انگیزه افراد به درگیر شدن در فعالیت های شناختی بر نیاز به شناخت آنها تاثیر می‌گذارد، به گونه‌ای که علی‌رغم مشاهده ارتباط متوسط بین ضریب هوشی و نیاز به شناخت، مشخص شد زمانی که بافت اجتماعی ایجاب می‌کند افراد دارای نیاز به شناخت پایین هم درگیر فعالیت های شناختی پیچیده شده و میزان نیاز آنها تغییر می‌کند (ایوانز و همکاران،2003). در نتیجه مشاهده نیاز به شناخت بیشتر دانش‌آموزان دختر در بافت اجتماعی امروز ایران و تفاوت ها و تبعیض‌های مختلفی که بین زنان و مردان در جامعه وجود دارد، قابل تبیین است.

در پایان شایان ذکر است به استلزامات کاربردی از نتایج این پژوهش اشاره شود. از آنجا که سازه نیاز به شناخت در چند دهه اخیر توجه بسیاری از متخصصان تربیتی و روانشناسان شخصیت را به خود معطوف ساخته و ارتباط آن با بسیاری از متغیرهای مرتبط با سلامت، خودشکوفایی، خلاقیت، رضایت از زندگی و پیشرفت تحصیلی نشان داده شده است (حسینی و لطیفیان،1388؛ شهائیان، یوسفی،1386)، توجه به آن می تواند راهگشای بسیاری از مشکلات تحصیلی، شناختی، انگیزشی و تربیتی افراد شده و به سیستم آموزش و پرورش و آموزش عالی یاری رساند تا با تمرکز بر افزایش نیاز به شناخت در جهت بهبود مشکلات انگیزشی و تحصیلی دانش‌آموزان و دانشجویان اقدام نمایند. با توجه به این که نیاز به شناخت با پیشرفت تحصیلی دانش‌آموزان ارتباط مثبت داشته (برترامز و دیکهاسر، 2009)، و علاقه به دانستن و مطالعه از مشخصه‌های نیاز به شناخت بالاست، بنابراین این سازه می‌تواند از متغیرهای مرتبط با پیشرفت در دروسی مانند ریاضی، علوم، فیزیک و شیمی باشد که معمولا دانش‌آموزان در آنها عملکرد و پیشرفت ضعیفی دارند. توجه به ارتقاء سطح نیاز به شناخت دانش‌آموزان علاقه آنها به درگیر شدن در این دروس ترغیب کرده و بینش درستی در آنان ایجاد می‌نماید، به گونه‌ای که در فعالیت‌های علمی و حل مسأله بیشتر و مؤثرتر درگیر شوند. همچنین روشن شدن ساختار عاملی این مقیاس و تایید نتایج اخذ شده در برخی مطالعات ساختاری به محققان کمک می‌کند تا در آینده با آگاهی از ویژگی‌های روانسنجی ابزار در مطالعات خود در نمونه‌ی دانش‌آموزی از آن بهره جویند.

## منابع

جوینده، نادیا (1390). رابطه نیاز به شناخت و ادراک از محیط یادگیری کلاس درس با درگیری شناختی: نقش واسطه ای توانایی و سودمندی ادراک شده. پایان نامه کارشناسی ارشد، دانشکده روان شناسی و علوم تربیتی دانشگاه تهران.

حسینی، فریده سادات و لطیفیان، مرتضی(1388) . پنج عامل بزرگ شخصیت و نیاز به شناخت. فصلنامه روانشناسان ایرانی، سال ششم، شماره 21، صص 68-60.

شهائیان، آمنه و یوسفی، فریده (1386). رابطه بین خود شکوفایی، رضایت از زندگی و نیاز به شناخت در دانش آموزان با استعدادهای درخشان.پژوهش در حیطه کودکان استثنایی ،سال هفتم، شماره 3، 317-336.

طباطبایی، مژگان (1385). مطالعه روند افزایش دانشجویان دختر نسبت به پسر و سهم عوامل مؤثر بر این روند .پایان نامه کارشناسی ارشد علوم تربیتی گرایش تحقیقات آموزشی، دانشگاه آزاد اسلامی

Bertrams, A., Dickhäuser, O. (2009). High-school students' need for cognition, self-control capacity, and school achievement: Testing a mediation hypothesis. *Learning and Individual Differences*, 19, 135–138

Bors, D. A., Vigneau, F., & Lalande, F. (2006). Measuring the need for cognition: item polarity, dimensionality, and the relation with ability. *Journal of personality and individual differences*, 40, 819-828.

Cacippo, J. T., & Petty, R.E. (1982). The need for cognition. *Journal of personality and social psychology*, 42, 116-131.

Cacippo, J. T., & Petty, R.E. & Morris, K.J. (1983). Effects of need for cognition on message evaluation, recall, and persuasion. *Journal of personality and social psychology*, 45, no 4, 805-818.

Cacippo, J. T., & Petty, R.E. & Kao, C.F. (1984). The efficient assessment of need for cognition. *Journal of personality assessment*, 48, 306-307.

Cacioppo, J. T., Petty, R. E, Feinstein, J. A., and Jarvis, W.B. G. (1996). Dispositional differences in cognitive motivation: the life and times of individuals varying in need for cognition. *Psych. Bull. 119: 197-253.*

Carr, A. (2004). *Positive Psychology: The Science of Happiness and Human Strengths*. Hove and New York: Brunner-Routledge.

Cohen, A.R., Stotland, E., & Wolf, D. M. (1955). An experimental investigation of need for cognition. *Journal of abnormal and social psychology*, 51, 291-294.

Coutinho, S. A. (2006). The relationship between the need for cognition, metacognition, and intellectual task performance. *Educational research and reviews*, 1, 162-164.

Culhane, S. E, Morera, O. F., &Hosch, H.M.(2004). The factor structure of the need for cognition short form in a Hispanic sample. *The Journal of Psychology*, 138(1), 77-88.

Culhane, S. E., Morena, O. F., Watson, P. J. (2006). The assessment of factorial invariance in need for cognition using Hispanic and Anglo samples. *The Journal of Psychology*, 140, 53-67.

Evans, C. J., Kirby, J.R., & Fabrigar, L.R.(2003). Approaches to learning, need for cognition, and strategic flexibility among university students. *British journal of educational psychology*, 73, 507-528.

Fabrigar, L. R, Wegener, D. T., MacCallum, R C., & Strahan, E. J. (1999). Evaluating the use of exploratory factor analysis in psychological research. *Psychological methods*, 4,272-299.

Falces, C., Brinol, P., Sierra, B., Beccerra, A., & Alier, E. (2001). Validation of the need for cognition scale and its application to attitude change. *Psicothema, 13, 622-628.*

Fenigstein, A., Scheier, M. F., & Buss, A. H. (1975). Public and private self-consciousness: assessment and theory. *Journal of counseling and clinical psychology*, 43, 522-527.

Forsterlee, R., & Ho, R. (1999). An examination of the short form of the need for cognition scale applied in an Australian sample. *Educational and psychological measurement*, 59, 471-480.

Ghorbani, N., Watson, P. J., Davison, H. K., Bing, M. N. (2004). Private self consciousness factors: relationship with need for cognition, locus of control and obsessive thinking in Iran and the United State. *The Journal of Social Psychology.144*, 359-372.

Gilman, R., Ashby, J. S., Sverko, D., Florell, D., Varjas, K. (2005). The relationship between perfectionism and multidimensional life satisfaction among Croatian and American youth. *Personality and Individual differences*, 39,155-166.

Gulgoz, S. (2001). Need for cognition and cognitive performance from a cross-cultural perspective: Examples of academic success and solving anagrams. *The journal of psychology*, 135(1), 100-112.

Hall, J.A. (1984). *Nonverbal sex differences: communication accuracy and expressive style.* Baltimorem, MD: Johns Hopkins University Press.

Hardre´, P. L., Chen, C. H., Huang, S. H., Chiang, C. T., Jen, F.L. and Warden, L. (2006). Factors affecting high school students' academic motivation in Taiwan. *Asia Pacific Journal of Education.* 26, (2) 189–207

Preckel, F., Holling, H., Vock, M. (2006). Academic underachievement: Relationship with cognitive motivation, achievement motivation, and conscientiousness. *Psychology in the Schools*, 43(3), 401-411.

Jonsson, A. C., Allwood, C. M. (2003). Stability and variability in the realism of confidence judgments over time, content domain, and gender. *Personality and Individual Differences*, 34, 559–574.

Jorm, A. F., Anstey, K. J., Christensen, H., & Rodgers, B. (2004). Gender differences in cognitive abilities: the mediating role of health state and health habits. *Intelligences, 32*, 7-23.

Kretschmann HJ, Schleicher A, Wingert F, Zilles K, Loblich HJ.(1979). Human brain growth in the 19th and 20th century. *J Neurol Sci*. 213(40): 169-188.

Leone, C., Dalton, C. (1988). Some effects of need for cognition on course grades. *Perceptual and motor skills*, 67, 175-178.

Levin, I. P., Huneke, M. E., & Jasper, J. D. (2000). Organizational Behavior and Human Decision Processes, 82, 171-193.

Lodewyk, K. R., Gao, Z. (2010). Beliefs, Reflective Persistence, and Achievement. Reflective Persistence ediating the Role of Value-Laden Beliefs on Achievement in Secondary Physical Education Students. *European Journal of Physical & Health Education,* 3(2), 5-11.

Lohman, D. F., & Lakin, J. (2008). Consistencies in Sex Differences on the Cognitive Abilities Test across Countries, Grades, and Cohorts, http://faculty.education.uiowa.edu/dlohman/pdf/BJEP%2004%2021%2008%20Final.pdf

Maccobey, E.E, & Jacklin, C, N. (1974). *The psychology of sex difference*. Stanford, CA: Stanford University Press.

Nash, S. C. (1979). Sex role as a mediator of intellectual functioning. In M., A., Witting & A. C. Peterson (Eds), *Sex related differences in cognitive functioning* (pp.263- 302). New York Academic.

Perkins, D. N., Tishman, S. (1998). *Dispositional aspect of intelligence*. Retrieved January 20, 2007, from http:// learnweb. harvard.edu/alps/thinking/docs/Plymouth.htm.

Perkins, D. N., Tishman, S., Ritchhart, R., Donis, K. & Andrade, A. (2000). Intelligence in the wild: A dispositional view of Intellectual traits. *Educational Psychology Review, 12, (3) 269-293.*

Pfister H. (1897). Das Hirngewicht im Kindesalter. *Arch Kinderheilk*. 23: 164-192.

Roseboro, K. A., & Osberg, T. M.(1986). *Need for cognition versus measures of academic motivation in the prediction of academic achievement*. Paper presented at the annual meeting of the eastern psychological association, New York.

Rotter, J. B.(1966). Generalized expectations for internal versus external control of reinforcements. *Psychological monographs* 80(1). 609.

Sadowski, C.J., Gulgoz, S. (1996). Elaborative processing mediates the relationship between need for cognition and academic performance. *The journal of psychology*, 130(3), 303-307.

Sadowski, C.J., Cogburn, H. E.(1997). Need for cognition in the big-five factor structure. *The journal of psychology*, 131, 307-312.

Spence, J.T. & Helmreich, R.L. (1975). *Masculinity and femininity: their psychological dimensions, correlates, and antecedents*. Austin, TX: University of Texas Press.

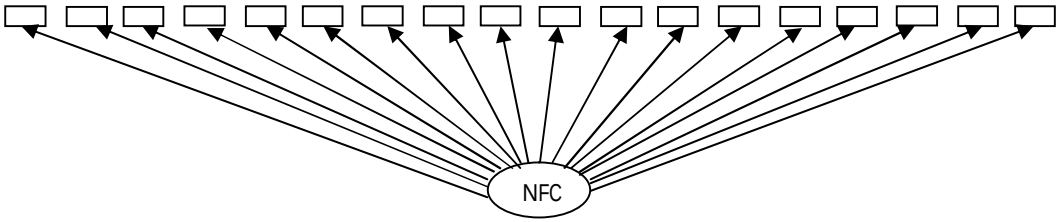
Swaab, D.F., Hofman, M.A. (1984). Sexual differentiation of the human brain. A historical perspective. *Prog Brain Res*, 61:361-74.

Tanaka, J.S., Panter, A. T., & Winborne, W. C. (1988). Dimensions of need for cognition: subscales and gender differences. *Multivariate behavioral research*, 23, 35-50.

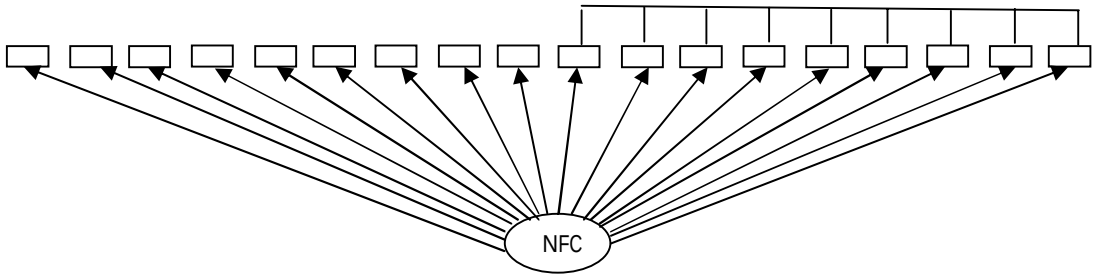
Unnikrishnan Nair, R. and Ramnaryan, S. (2000). Individual differences in need for cognition and complex problem solving. *Journal of Research in Personality, 34, 305-328.*

**جدول1: بار عاملی سؤال‌ها بر عامل‌های استخراج شده**

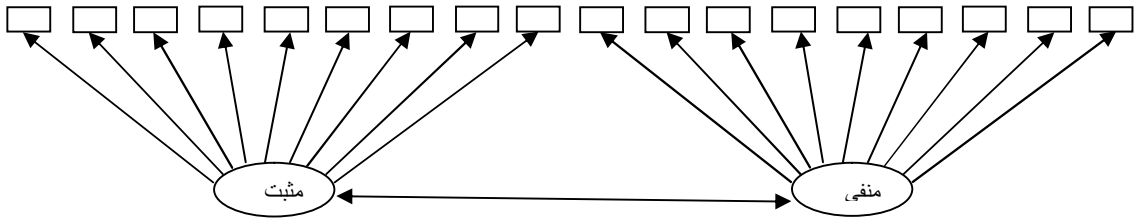
| سوال | 4 | 5 | 7 | 3 | 9 | 16 | 17 | 12 | 8 | 13 | 1 | 2 | 6 | 14 | 10 | 11 | 15 | 18 |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| عامل 1 | 0/70 | 0/68 | 0/70 | 0/62 | 0/60 | 0/59 | 0/56 | 0/53 | 0/49 | | | 0/31 | 0/33 | | 0/32 | | | |
| عامل 2 | | | | | | | | | | 0/67 | 0/61 | 0/60 | 0/60 | 0/52 | 0/52 | 0/50 | 0/48 | 0/35 |




مدل 1




مدل 2




مدل 3

**شکل2**: مدل1: یک عامل مشترک برای تمامی؛ مدل 2: یک عامل برای سؤال‌های مثبت و یک عامل برای سؤال‌های منفی؛ مدل3: یک عامل مشترک با خطاهای همبسته در سؤال‌های منفی سؤال‌ها