

رواسازی، اعتباریابی و تحلیل عاملی سیاهه تمایلات تفکر انتقادی کالیفرنیا در نوجوانان ایرانی*

Factor Analysis, Validity and Reliability of the California Critical Thinking Disposition*

Elaheh Hejazi, PH.D., ✉
Seyed Amin Mousavi, M.Sc.,
Somaieh Borjalilu, M.Sc.,

دکتر الهه حجازی**
سید امین موسوی***
سمیه برجعلی‌لو****

Abstract

This study investigated the validity, reliability and factor structure of adolescent California Critical Thinking Disposition Inventory (CCTDI) (Facion, Facione & Giancarlo, ۲۰۰۱) in Iranian adolescents. ۷۱۴ high school students (۳۸۰ females, ۳۳۴ males) were selected through multi-stage sampling method and Persian version of CCTDI was administered. The results based on item analysis showed that Cronbach' alpha and test retest coefficients for the scale were .۷۱ and .۶۸ respectively. The results of principle component analysis (PC) and varimax rotation suggested that the structure of the scale in Iranian population contains ۷ factors (Truth-seeking, Open-mindedness, Analyticity, Systematicity, Ct self-confidence, Inquisitiveness and Maturity of judgment). Goodness of fit indices of confirmatory factor analysis confirmed the ۷ extracted factors.

Keywords: critical thinking disposition, validation, reliability, exploratory factor analysis, confirmatory factor analysis.

چکیده

تفکر از عالی‌ترین کنش‌های شناختی انسان است. پژوهش حاضر با هدف ارزیابی ساختار عاملی و رواسازی سیاهه تمایلات تفکر انتقادی کالیفرنیا (فشیون، فشیون و گیانکارلو، ۲۰۰۱a) در نوجوانان ایرانی با حجم ۷۱۴ نفر از دانش‌آموزان سوم دبیرستانی (۳۸۰ نفر دختر، ۳۳۴ پسر) که با روش نمونه‌گیری چند مرحله‌ای انتخاب شدند، اجرا شد. تحلیل سئوالهای مقیاس بر پایه محاسبه ضریب آلفای کرونباخ برای کل مقیاس ۰/۷۱ و ضریب بازآزمایی با فاصله (یک ماه) برابر با ۰/۶۸ بود. نتایج تحلیل مولفه اصلی با استفاده از چرخش واریماکس نشان داد که ابزار از ۷ عامل جستجوگری حقایق، آزاد اندیشی، تحلیل‌گری، نظام‌مندی، اعتماد به توانایی تفکر انتقادی خود، کنجکاوی و بلوغ در قضاوت تشکیل شده است. شاخص برازش تحلیل عاملی تأییدی وجود عوامل هفت‌گانه را تأیید کرد. براساس یافته‌ها نسخه فارسی سیاهه تمایلات تفکر انتقادی کالیفرنیا برای شناسایی تمایلات تفکر انتقادی در میان نوجوانان ایرانی مناسب تشخیص داده شد.

کلیدواژه‌ها: تمایلات تفکر انتقادی، اعتبار، روایی، تحلیل عاملی اکتشافی، تحلیل عاملی تأییدی.

*Department of Educational Psychology and Counseling,
Faculty of Psychology and Education, Tehran University,
I.R. Iran.
✉Email: ehejazi@ut.ac.ir

* دریافت مقاله: ۱۳۸۷/۱۰/۲۲ تصویب نهایی: ۱۳۸۹/۸/۹
** گروه روانشناسی تربیتی و مشاوره دانشگاه تهران
*** دانشجوی دکتری، دانشگاه شهید بهشتی
**** دانشجوی دکتری سنجش آموزش دانشگاه تهران

● مقدمه

تفکر که از عالی ترین کنش های شناختی انسان است، محصول دو عمل شناختی و فراشناختی است. نقش اعمال شناختی « معناسازی » است که تفکر را می سازد و نقش اعمال فراشناختی جهت دهی و هدایت کردن تفکر است (شعبانی، ۱۳۸۲). با ظهور جنبش تفکر انتقادی در دهه ۱۹۸۰ و رواج اندیشه پساتجددگرایی، آموزش و ترویج الگوی جدید از تربیت عقلانی که متکی بر آموزش تفکر معقول و پرورش انسان آزاد اندیش است، توسط / نیس^۱ و لیپمن^۲ به عرصه نظری و عملی تعلیم و تربیت وارد شد (جهانی، ۱۳۸۵).

/ نیس، « تفکر انتقادی »^۳ را تفکر تاملی و عقلانی می داند، که بر تصمیم گیری آنچه باید باور داشت و انجام داد متمرکز است. تفکر هنگامی عقلانی است که متفکر بکوشد مباحث را به دقت تجزیه و تحلیل کند، شواهد و مدارک معتبر را جستجو نموده و به نتیجه نهایی، درست و معقول برسد (فیشر، ۲۰۰۲). لیپمن تفکر انتقادی را تفکری ماهرانه و مسئولانه می داند که قضاوت منطقی را تسهیل می کند، زیرا متکی بر معیارهای خود اصلاح گریه و حساس به زمینه است (عباسی، ۱۳۸۰). / سمیت^۴ (به نقل از بروک فیلد ۱۹۸۷) تفکر انتقادی را توان تمیز میان تعصب و سوگیری در استدلال و تمایل به بیان حقیقت ذکر می کند.

در این راستا جهت پرورش مهارت ها و تمایلات تفکر انتقادی نیاز به آشنایی با مولفه های تفکر انتقادی و ابزاری داریم که به گونه دقیق و معتبر جایگاه یادگیرندگان را در برخوردار و عدم برخوردار تمایلات تفکر انتقادی به ما نشان دهد. تا بدین ترتیب به نقایص موجود در روشهای نظام آموزشی آگاه و با بر طرف کردن آنها به رشد، ارتقاء و پرورش روحیه تفکر انتقادی پردازیم.

« تفکر انتقادی » در کنار مهارت ها، شامل گرایش ها و تمایلات است. این گرایش ها جنبه عاطفی - هیجانی تفکر انتقادی است. « تمایلات »^۵ تفکر انتقادی اشاره به تمایل و خواسته های افراد به تفکر انتقادی است، که یکی از حیطه های شخصیت است. گرایش های تفکر انتقادی بر اساس انگیزه درونی است. مانند زمانی که فرد تمایل درونی به درگیری با مسائل را داشته باشد (فشیون و گیانکارلو، ۲۰۰۱). پژوهشگران و

نظریه پردازان این حوزه هفت تمایل عمده تفکر انتقادی را جستجوگری «حقایق»^۶، «آزاد اندیشی»^۷، «تحلیل گری»^۸، «نظام مندی»^۹، «اعتماد به توانایی تفکر انتقادی خود»^{۱۰}، «کنجکاوی»^{۱۱}، «بلوغ در قضاوت»^{۱۲} می دانند (فشیون، ۱۹۹۸).

جستجوگری حقایق از ابتدایی ترین تمایلات تفکر انتقادی است. افراد با تمایل به جستجوگری حقایق، شجاعت پرسیدن سئوالات و مسائل مختلفی را دارند. این دسته از افراد در جستجوی اطلاعات و آگاهی های درست هستند، حتی اگر از عقاید قبلی آنها حمایت نکند. در مباحثه بر حقایق و واقعیت ها تکیه می کنند و صرف پیروزی در مباحثه، حقایق را کنار نمی گذارند. در انتخاب و به کارگیری ملاک ها و معیارها مسئولیت دارند. در شناسایی انواع مختلف عقاید و باورها انعطاف پذیر هستند و بر حقایق با هدف یادگیری آنها تکیه می کنند. اطلاعات و آگاهی ها را می آموزند و خود را برای کاربرد آنها در آینده آماده می کنند.

«آزاد اندیشی» دومین تمایل تفکر انتقادی است. افراد با ذهن باز در برابر عقاید مختلف صبور هستند. به حقوق دیگران در داشتن عقاید مختلف احترام می گذارند و با صبر و شکیبایی به شنیدن و درک عقاید آنها می پردازند. از طرفی آزاد اندیشی یکی از حساس ترین عناصر شهروندان «کثرت گرا»^{۱۳} است. در جوامعی که فرهنگ های متعددی وجود دارد، افراد برای درک سبک های متفاوت زندگی و عقاید یکدیگر باید ذهنی باز داشته باشند (فشیون و فشیون، ۲۰۰۷).

«تحلیل گری» سومین تمایل تفکر انتقادی است. افراد با تمایل به تحلیل گری به بررسی هوشیارانه مسائل می پردازند و از استدلالها و راه حل ها با توجه به منابع موثق برای حل مسائل و موقعیت های چالش برانگیز استفاده می کنند. این افراد تمایل به آگاهی از مسائل و مشکلات دارند و در برابر مسائل و مشکلات شخصی استقامت می کنند.

از دیگر تمایلات تفکر انتقادی، «نظام مندی» است. افراد با تمایل به «سازمان دهی» و «نظم دهی» هنگام بررسی و جستجو های خویش یک راهبرد منظم را در پی می گیرند. به گونه ای سازمان یافته به نکات مسائل مختلف توجه می کنند. در انجام فعالیت ها و امور پیچیده منظم هستند. بدین ترتیب این افراد از تمرکز بالایی برخوردارند و با این تمرکز و توجه بالا به بررسی اطلاعات مرتبط با مسائل می پردازند.

«اعتماد به توانایی‌های تفکر انتقادی خود»، از دیگر تمایلات تفکر انتقادی است. افراد در این سطح به توانایی‌های خود اطمینان دارند و تمایل به ارزیابی و بررسی استدلال‌های مختلف دارند. بر اساس حقایق و یافته‌های موثق و مستند به قضاوت می‌پردازند و دیگران برای تصمیم‌گیری به آنها مراجعه می‌کنند.

ششمین گرایش و تمایل تفکر انتقادی «کنجکاوی» است. افراد با این نوع گرایش، تمایل به آگاهی‌های جدید دارند. آگاهی نسبت به چگونگی عملکرد امور مختلف در آنها احساس لذت به وجود می‌آورد. تمایل به آگاهی نسبت به طیف وسیعی از مسائل دارند. به یادگیری و آموزش اطلاعات مختلف علاقه نشان می‌دهند، هر چند که از آنها به صورت مستقیم در حل مسائل خود استفاده نکنند.

آخرین و مهمترین گرایش تفکر انتقادی «بلوغ در قضاوت» است. بلوغ و رشد در قضاوت هنگامی حاصل می‌شود که قضاوت‌ها و ارزیابی‌های متفکرانه همراه با رشد شناختی باشد. قضاوت‌های متفکرانه همراه با معیارهایی است. بدین معنی افراد با این نوع تمایل به قضاوت و ارزیابی با استفاده از ملاک‌ها و معیارها توجه دارند. در قضاوت‌های خود به بافت و موقعیت مسائل توجه می‌کنند و برای ارزیابی، ذهن منصف دارند. در جهت توجه به شقوق مختلف راه حل مسائل، تصمیم‌گیری خود را به تعویق می‌اندازند و در بررسی‌های خود دقت بالایی را به کار می‌گیرند. در پایان قضاوت‌های خود را اصلاح می‌کنند.

لازمه‌شناسایی تمایلات تفکر انتقادی وجود ابزاری مناسب است، که با ویژگی‌های بافتی جامعه ما مناسبت داشته باشد. در حال حاضر تنها ابزاری که می‌تواند به طور مناسب به بررسی تمایلات تفکر انتقادی بپردازد، «سیاهه تمایلات تفکر انتقادی کالیفرنیا»^{۱۴} است. سیاهه تمایلات تفکر انتقادی کالیفرنیا توسط پیترفشیون و نورن فشیون اولین بار (از طریق اقتباس مفاهیم تمایلات تفکر انتقادی که حاصل مطالعات پژوهش‌های دلفی) در سال ۱۹۹۲ تهیه شده است. زیربنای نظری این سیاهه، نظریه «خود حکومت‌گری ذهنی»^{۱۵} است. این ابزار به ارزیابی «حیطه خلق و خوی ذهنی»^{۱۶} می‌پردازد و به جمع‌آوری، شواهدی از نیمرخ تمایلات تفکر انتقادی فردی و جمعی می‌پردازد. (فشیون، فشیون و گیانکارلو، ۲۰۰۱ b)

پژوهشگران مختلف به بررسی ویژگی‌های فنی ابزار حاضر پرداختند. فشیون و

فشیون (۱۹۹۵) در پژوهشی که میان دانشجویان سال دوم ($n=1019$) صورت دادند. آلفای کرنباخ تمام مقیاس‌ها را $0/95$ گزارش کردند. فشیون و فشیون و جالینکرلو (۲۰۰۱a) به بررسی مجدد ضریب قابلیت اعتماد سیاهه پرداختند و از آلفای کرنباخ استفاده کردند. میانگین آلفای کرنباخ تمام مقیاس‌ها $0/91$ گزارش شد. ژانگ (۲۰۰۳) ضریب همبستگی آلفای کرنباخ سیاهه مزبور را میان $0/80 - 0/70$ برای تمام خرده مقیاس‌ها گزارش داد.

به (۲۰۰۲) به بررسی هنجاریابی فرم چینی سیاهه تمایلات تفکر انتقادی پرداخت. وی سیاهه حاضر را میان دانشجویان پرستاری تایوان و آمریکا اجرا کرد. آلفای کل را $0/71$ گزارش کرد. تحلیل عاملی تأییدی، روایی سازه موجود در جستجوگری، آزاد اندیشی و نظام مندی و بلوغ در قضاوت را نشان داد. بعد از حذف ۳ ماده، خطای سایر عامل‌ها رفع شد و آنها نیز تأیید شدند. وی در نهایت پیشنهاد داد که سیاهه تمایلات تفکر انتقادی نیاز به تجدید نظر دارد.

کاکایی (۲۰۰۳) به بررسی تحلیل عاملی مقیاس تمایلات تفکر انتقادی پرداخت. در پژوهش وی هفت عامل شناسایی شد که مطابق با عوامل اصلی بودند.

والش (۲۰۰۷) در راستای بررسی اعتبار ساختار عاملی سیاهه حاضر نمونه‌ای بالغ بر ۸۰۰ نفر از دانشجویان دوره کارشناسی پرستاری انتخاب کرد. تحلیل عاملی با روش مولفه اصلی صورت گرفت و مولفه‌های اصلی مقیاس تکرار شدند. زمانی که وی ۲۵ ماده از ۷۵ مواد سیاهه را حذف کرد، مقدار واریانسی که این مقیاس به تبیین آن می‌پرداخت از ۲۷ درصد به ۴۴ درصد ارتقاء یافت.

با توجه به موارد عنوان شده، بررسی ویژگی‌های روانسنجی ابزار مبتنی بر بافت جامعه ایرانی امری ضروری است، زیرا اگر ابزار از مشخصه‌های مطلوب برای سنجش تفکر انتقادی برخوردار نباشد، نتایج بدست آمده از لحاظ علمی قابل اتکا نخواهند بود. لذا این پژوهش به «روسازی، اعتباریابی و بررسی ساختار عاملی سیاهه حاضر در نوجوانان شهر تهران» می‌پردازد.

● روش

○ در پژوهش حاضر نمونه‌ای متشکل از ۷۱۴ نفر (۳۹۰ نفر دختر و ۳۲۴ نفر پسر

که ۳۸۰ نفر آنها در رشته ریاضی و ۳۳۴ نفر علوم انسانی بودند) بامیانگین سنی ۱۷/۵ و انحراف معیار ۰/۳۶ از میان کلیه دانش‌آموزان پایه سوم دبیرستان‌های دولتی شهر تهران در سال ۸۶-۱۳۸۵ انتخاب شد. برای انتخاب نمونه از روش نمونه‌گیری تصادفی چند مرحله استفاده شد. از میان مناطق ۲۰ گانه آموزش و پرورش تهران منطقه ۱۱ و ۶ انتخاب و از میان دبیرستانهای این مناطق به طور تصادفی ۱۶ دبیرستان دخترانه (۸ کلاس ریاضی و ۸ کلاس علوم انسانی) و ۱۶ دبیرستان پسرانه (۸ کلاس ریاضی و ۸ کلاس علوم انسانی) انتخاب شدند. ۲۵ دانش‌آموز از هر کدام به صورت تصادفی انتخاب شدند. بعد از انتخاب تصادفی آزمودنی‌ها، «سیاهه تمایلات تفکر انتقادی» در اختیار دانش‌آموزان قرار گرفت. ارائه سوالهای سیاهه به صورت تصادفی تنظیم شده بود. جهت بررسی اعتبار بازمیابی مقیاس از میان نمونه حاضر، نمونه ۸۰ نفری انتخاب و برای ایجاد انگیزه جهت شرکت مجدد در آزمون دوم به فاصله چهار هفته به آنها گفته شد که هر کس مایل باشد نتیجه آزمون را دریافت کند، می‌تواند نام یا نشانه‌ای از خود را یادداشت نماید، سپس بعد از سپری شدن زمان مورد اشاره به آنها مراجعه شد تا بازمیابی انجام شود.

○ ابزار

□ سیاهه تمایلات تفکر انتقادی کالیفرنیا: به منظور جمع آوری داده‌های مورد نیاز، از نسخه ترجمه شده سیاهه تمایلات تفکر انتقادی کالیفرنیا (فشیون، فشیون و گیانکارلو، ۲۰۰۱، b) استفاده شد. این سیاهه دارای ۷۵ گویه است و از ۷ مؤلفه تشکیل شده است. که عبارتند از «تحلیل‌گری»، «نظام‌مندی»، «کنجکاوی»، «آزاداندیشی»، «اعتماد به توانایی تفکر انتقادی خود»، «جستجوگری حقایق» و «بلوغ در قضاوت» هر هفت مؤلفه متشکل از ۱۲-۹ گویه می‌باشد. پیوستار پاسخ‌ها از ۱ (کاملاً مخالفم) تا ۶ (کاملاً موافقم) رتبه بندی شده است. همانطور که پیش‌تر عنوان شد، میزان اعتبار ابزار توسط فشیون و فشیون (۱۹۹۵) با استفاده از ضریب آلفای کرونباخ برای کل سیاهه ۰/۹۵ گزارش شده است. این ابزار، ابتدا به فارسی ترجمه شد و سپس برای اطمینان بیش‌تر از صحت ترجمه و مطابقت دو نسخه انگلیسی و فارسی، ترجمه فارسی سیاهه حاضر در

اختیار متخصصان زبان انگلیسی قرار داده شد تا به انگلیسی برگردانده شود. پس از چند مرحله بررسی و اعمال تغییرات فرم فارسی برای اجرای پژوهش آماده شد. در جهت تجزیه و تحلیل داده‌ها بر پایه اهداف پژوهش از روشهای متدوال در آمار توصیفی استفاده شد. برآورد ضریب اعتبار سیاهه از طریق آلفای کرونباخ و باز آزمایی با فاصله یک ماه انجام گرفته است. روایی سازه سیاهه حاضر از طریق تحلیل عاملی اکتشافی با روش تحلیل مولفه اصلی و با استفاده از چرخش واریماکس و تأیید عوامل استخراج شده با بهره‌گیری از روش تحلیل عاملی تاییدی صورت گرفت.

● یافته‌های پژوهش

روائی: جهت بررسی روایی نسخه فارسی «سیاهه تمایلات تفکر انتقادی کالیفرنیا» پیش از پرداختن به تحلیل‌های اکتشافی داده‌ها لازم بود، تا وجود یا عدم وجود رابطه هم‌خطی چندگانه بین مؤلفه‌ها مورد بررسی قرار گیرد. بدین منظور آمار توصیفی و ضریب همبستگی پیرسون میان مؤلفه‌ها محاسبه گردید. (جدول ۱)

جدول ۱- آماره‌های توصیفی و نتایج تحلیل همبستگی میان عوامل

| عامل‌ها | ۱ | ۲ | ۳ | ۴ | ۵ | ۶ | ۷ میانگین | انحراف معیار | کجی کشیدگی |
|---------------------------|---------|---------|--------|--------|--------|--------|-----------|--------------|------------|
| ۱) تحلیل‌گری | ۱ | | | | | | ۴۲/۵۴ | ۴/۵ | -۰/۰۶ |
| ۲) نظام‌مندی | ۰/۲۶** | ۱ | | | | | ۳۲/۲۹ | ۴/۸۲ | -۰/۲۱ |
| ۳) کنجکاوی | ۰/۲۷** | ۰/۳۴** | ۱ | | | | ۳۶/۴۵ | ۵/۰۴ | -۰/۴۶ |
| ۴) اعتماد به توانایی تفکر | ۰/۲۳۸** | ۰/۲۳۹** | ۰/۲۶** | ۱ | | | ۴۴/۱۲ | ۵/۶۴ | -۰/۱۹ |
| ۵) بلوغ در قضاوت | ۰/۲۴** | ۰/۱۶** | ۰/۲۵** | ۰/۱۶** | ۱ | | ۴۳/۷۴ | ۴/۵۳ | -۰/۲۳ |
| ۶) جستجوگری حقایق | ۰/۲۰** | ۰/۰۸* | ۰/۰۳ | -۰/۰۲ | ۰/۱۳** | ۱ | ۳۴/۹۳ | ۵/۵۷ | -۰/۰۱ |
| ۷) آزاد اندیشی | ۰/۲۰** | ۰/۱۲** | ۰/۰۷ | ۰/۰۲ | ۰/۱۶** | ۰/۲۴** | ۴۱/۸۶ | ۵/۰۹ | -۰/۱۲ |

N=۷۱۴ *p < ۰/۵ **p < ۰/۰۱

بر اساس نتایج جدول ۱ و از آنجا که همه ضرائب همبستگی مشاهده شده کمتر از ۰/۸۵ بودند می‌توان چنین نتیجه گرفت که رابطه هم‌خطی چندگانه بین مؤلفه‌ها وجود ندارد. بنابراین انجام تحلیل‌های اکتشافی توجیه پذیر است (تاباچنیک و فیدل، ۱۹۹۶). همانطور که پیش‌تر عنوان شد، جهت بررسی روایی سیاهه فوق از روش تحلیل مولفه‌های اصلی با چرخش واریماکس و تحلیل عاملی تاییدی استفاده شد. برای انجام

تحلیل مولفه‌های اصلی ابتدا باید معتبر بودن ماتریس همبستگی داده‌ها و کفایت نمونه برداری مورد بررسی قرار گیرد. به منظور تحقق امر فوق از آزمون کرویت بارتلت و شاخص KMO استفاده شد. براساس مقادیر جدول ۲ مقدار آزمون بارتلت برابر با $60.36/0.09$ بدست آمد که در سطح $\alpha = 0.0001$ معنادار است. از طرف دیگر مقدار KMO برابر با 0.771 نشان دهنده کفایت حجم نمونه برای انجام تحلیل است.

جدول ۲- مقدار KMO و نتایج آزمون کرویت بارتلت

| KMO | آزمون کرویت بارتلت | سطح معنی داری |
|-------|--------------------|---------------|
| ۰/۷۷۱ | ۶۰۳۶/۰۰۹ | ۰/۰۰۰۱ |

با توجه به مقادیر فوق می‌توان گفت که انجام تحلیل مولفه‌های اصلی قابل توجیه و مولفه‌های استخراج شده قابل اطمینان هستند. برای تعیین این مطلب که ابزار از چه عواملی تشکیل شده است باید به سه عامل توجه نمود، که عبارت است از:

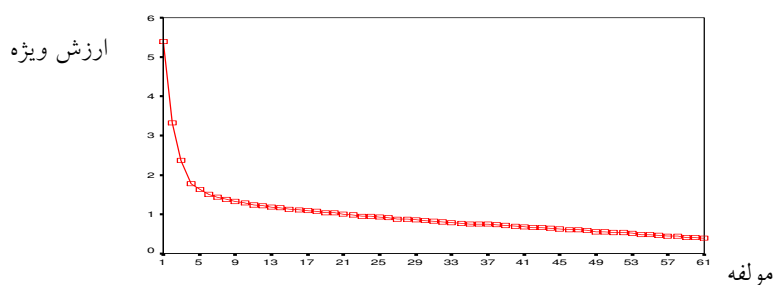
۱. ارزش ویژه عوامل استخراج شده
 ۲. نسبت واریانس تبیین شده توسط هر عامل
 ۳. نمودار چرخش یافته ارزش‌های ویژه یا نمودار سنگریزه (صخره‌ای)
- نتایج تحلیل مولفه‌های اصلی پس از انجام چرخش در جدول ۳ نشان داده شده است.

جدول ۳- مشخصه‌های آماری سیاهه ۶۰ سوال با روش PC

| عوامل | ارزش ویژه | درصد واریانس | درصد تراکمی |
|-------|-----------|--------------|-------------|
| ۱ | ۶/۱۶ | ۸/۳۲ | ۸/۳۲ |
| ۲ | ۴/۲۸ | ۶/۲۳ | ۱۴/۵۵ |
| ۳ | ۲/۶۱ | ۶/۱۱ | ۲۰/۶۶ |
| ۴ | ۲/۰۷ | ۵/۴۰ | ۲۶/۰۶ |
| ۵ | ۱/۷۸ | ۴/۲۰ | ۳۰/۲۶ |
| ۶ | ۱/۶۱ | ۴/۱۲ | ۳۴/۳۸ |
| ۷ | ۱/۵۵ | ۴/۰۲ | ۳۸/۴۰ |

براساس جدول ۳ ابزار مورد نظر از هفت مولفه تشکیل شده است که $38/40$ درصد از واریانس را تبیین می‌کند. در این بین مولفه اول با ارزش ویژه $6/16$ در حدود

| | |
|------|----|
| ۰/۴۹ | ۵۹ |
| ۰/۳۳ | ۵۱ |
| ۰/۳۳ | ۴۵ |



شکل ۱- نمودار سنگریزه (صخره‌ای) تعداد مولفه‌های سیاهه

ماتریس عاملی به صورت مجموعه گویه‌هایی که به صورت مشترک با یک مولفه همبستگی دارند و تشکیل یک مؤلفه را می‌دهند به شرح جدول ۴ است
 به منظور تایید عامل‌های استخراج شده از سیاهه ۶۰ سوالی، تحلیل عامل تاییدی با استفاده از نرم‌افزار لیزرل صورت گرفت. مشخصات حاصل از اجرای این تحلیل برای بررسی مطلوبیت عوامل استخراج شامل مجذور کما (χ^2)، شاخص خوبی برازندگی (GFI)، شاخص تعدیل یافته خوبی برازندگی (AGFI)، شاخص برازش تطبیقی (CFI) و RMSEA مورد محاسبه قرار گرفت و در جدول ۵ گزارش شده‌اند.

جدول ۵- نتایج تحلیل عامل تایید برای عوامل هفت‌گانه

| عوامل | χ^2 | Df | P | RMSEA | GFI | AGFI | CFI |
|-------|----------|----|-------|-------|------|------|------|
| ۱ | ۱۱۶/۰۹ | ۵۴ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۴۳ | ۰/۹۶ | ۰/۹۵ | ۰/۹۰ |
| ۲ | ۱۹۵/۸ | ۶۵ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۳۱ | ۰/۹۶ | ۰/۹۴ | ۰/۹۰ |
| ۳ | ۹۵/۳۳ | ۴۴ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۴ | ۰/۹۸ | ۰/۹۶ | ۰/۹۱ |
| ۴ | ۷۸/۷۷ | ۳۵ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۴۲ | ۰/۹۸ | ۰/۹۷ | ۰/۸۹ |
| ۵ | ۲۵/۱۴ | ۲ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۲۷ | ۰/۹۸ | ۰/۹۱ | ۰/۹۲ |
| ۶ | ۹۳/۰۷ | ۳۵ | ۰/۰۰۱ | ۰/۰۴۸ | ۰/۹۷ | ۰/۹۶ | ۰/۸۰ |
| ۷ | ۱۸/۸۱ | ۹ | ۰/۰۲ | ۰/۰۳۹ | ۰/۹۹ | ۰/۹۸ | ۰/۸۸ |

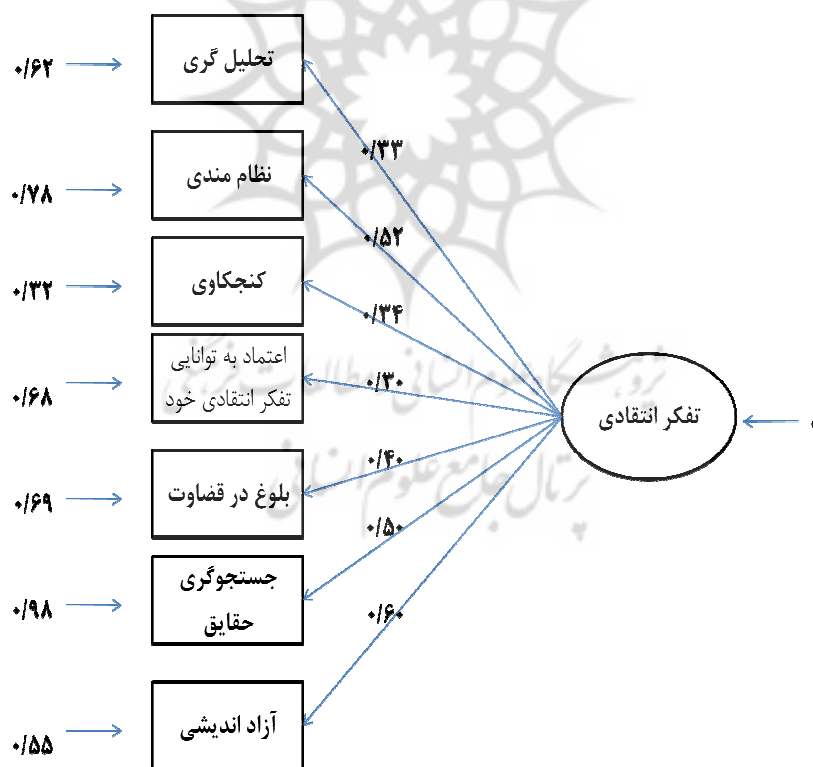
چنانکه در جدول ۵ دیده می‌شود با توجه به شاخص‌های محاسبه شده، عوامل هفت‌گانه از برازش مناسبی برخوردارند. این امر حاکی از صحت نتایج تحلیل مولفه‌های اصلی با روش واریماکس است.

از سوی دیگر به منظور بررسی اینکه آیا ترکیب خطی عوامل استخراج شده، خود تشکیل یک صفت مکنون زیربنایی برای عوامل استخراج شده از تحلیل مولفه‌های اصلی را می‌دهد یا خیر، مدل تک عاملی از مولفه‌های هفت‌گانه مورد بررسی قرار گرفت.

نتایج حاصل از بررسی برازش داده‌ها با مدل تک عاملی (جدول ۶ و شکل ۲) نشان می‌دهد که مدل تک عاملی از برازش مناسبی با داده‌ها برخوردار است. این امر نشانگر این مطلب است که ترکیب خطی مجموعه مولفه‌های هفت‌گانه سیاهه تمایلات تفکر انتقادی می‌تواند سازه تفکر انتقادی را بسازد.

جدول ۶- مشخصه‌های برازندگی مدل تک عاملی تفکر انتقادی

| CFI | AGFI | GFI | RMSEA | p | df | χ^2 | مدل تک عاملی |
|------|------|------|-------|-------|----|----------|--------------|
| ۰/۸۷ | ۰/۸۳ | ۰/۹۱ | ۰/۰۱۵ | ۰/۰۰۱ | ۱۴ | ۲۳۸/۶۸ | |



شکل ۲- نمودار مسیر مدل تک عاملی

○ اعتباریابی: به منظور بررسی اعتبار سیاهه فوق از دو روش آلفای کرونباخ و بازآزمایی استفاده شد. در محاسبه اعتبار از طریق بازآزمایی علاوه بر ویژگی‌های اصلی اعتبار ابزار، میزان اعتبار ابزار در طول زمان نیز مورد محاسبه قرار می‌گیرد. اما روش آلفای کرونباخ یکی از روش‌های سنجش اعتبار ابزار براساس ثبات درونی آن است (گیلفورد، ۱۹۵۴). بنابراین به منظور اطمینان از اعتبار ابزار فوق، اعتبار از هر دو روش مورد محاسبه قرار گرفت. نتایج بررسی اعتبار از طریق آلفای کرونباخ برای عامل «تحلیل‌گری» ۰/۵۴، «نظام مندی» ۰/۶۶، «کنجکاوی» ۰/۶۸، «اعتماد به توانایی تفکر خود» ۰/۴۷، «بلوغ در قضاوت» ۰/۶۴، «جستجوگری حقایق» ۰/۵۸ و در نهایت «آزاد اندیشی» ۰/۷۵ به دست آمد.

براساس نتایج تحلیل و بررسی همبستگی گویه‌های سیاهه که با نمره کل همان سیاهه، همبستگی ضعیف (کمتر از ۰/۳) داشتند، به شرح زیر از سیاهه حذف شدند (تاباچنیک و فیدل، ۱۹۹۶). گویه‌های ۷۲ و ۶۲ از مؤلفه تحلیل‌گری، گویه‌های ۳۵، ۱۵، ۴ از مؤلفه نظام‌مندی، گویه‌های ۵۵ و ۳۴ از مؤلفه کنجکاوی، گویه ۱۹ از مؤلفه اعتماد به توانایی تفکر انتقادی خود، گویه‌های ۳۷، ۳۳، ۳۲ از مؤلفه بلوغ در قضاوت، گویه ۶۵ از مؤلفه نظام‌جستجوگری حقایق و گویه‌های ۶۲، ۳۶، ۳۰ از مؤلفه آزاد اندیشی. بدین ترتیب تعداد سوالات سیاهه از ۷۵ به ۶۰ کاهش یافت. ضریب آلفای کرونباخ برای کل سیاهه پیش از حذف گویه‌ها برابر با ۰/۶۸ بود و پس از حذف گویه‌های فوق به ۰/۷۱ تغییر یافت.

به منظور محاسبه اعتبار به روش بازآزمایی، نسخه اصلاح شده دو بار و به فاصله یک ماه بر روی گروه نمونه اجرا گردید. ضریب همبستگی پیرسون بین دو بار اجرای سیاهه برابر با ۰/۶۸ بدست آمده که در سطح $\alpha = 0/01$ معنادار است.

● بحث و نتیجه‌گیری

○ نیس و لیپمن تفکر انتقادی را متشکل از اعتقاد و عمل می‌دانند که قضاوت کردن را تسهیل می‌کند. از سوی دیگر تفکر انتقادی، تفکری هدفمند است که ارتباط شناختی را با جهان گسترش می‌دهد (گلدر، ۲۰۰۵). جان دیوئی (به نقل از فیشر ۲۰۰۲) ماهیت تفکر انتقادی را «قضاوت معلق» یا «تردید سالم» می‌داند. وی متفکر

منطقی را فردی می داند که به طور دقیق و مداوم یک عمل، یا اعتقاد را بررسی می کند و دانش را برای آزمون نتایج و راه حلهای ممکن به کار می برد.

در پژوهش حاضر برای اولین بار ویژگی های فنی نسخه فارسی «سیاهه تمایلات تفکر انتقادی کالیفرنیا» مورد بررسی قرار گرفت. نتایج به طور کلی موید قابلیت به کارگیری سیاهه حاضر در نمونه مورد بررسی است.

○ در این پژوهش «اعتبار» ابزار با روش های بازآزمایی و آلفای کرونباخ مورد بررسی قرار گرفت. همانطور که در بخش یافته ها عنوان شد هدف از محاسبه اعتبار از طریق بازآزمایی علاوه بر ویژگی های اصلی اعتبار ابزار، سنجش میزان اعتبار ابزار در طول زمان و در روش آلفای کرونباخ سنجش ثبات درونی آن است. براساس یافته های بدست آمده می توان چنین استنباط نمود که ابزار به طور کلی از ثبات درونی نسبتاً مطلوبی برخوردار است، به ویژه پس از حذف گویه هایی که همبستگی پایینی با کل سیاهه داشتند مقدار ضریب آلفای کرونباخ از ۰/۶۸ به ۰/۷۱ افزایش یافت. البته این ضریب اعتبار در مقایسه با نسخه انگلیسی (ضریب آلفا با دامنه ای بین ۰/۹۱ تا ۰/۹۵) فاصله زیادی دارد. این امر بنا به دلایل مختلفی روی داده است. مثلاً در تحقیقی که یه (۲۰۰۲) در آن به بررسی نسخه چینی سیاهه تمایلات تفکر انتقادی کالیفرنیا پرداخت، وی نیز به ضریب آلفایی برابر با ۰/۷۱ دست یافت. ولی میان نسخه فارسی و چینی در ضریب آلفا تفاوت هایی وجود دارد. در نسخه فارسی کمترین ضریب آلفای کرونباخ مربوط به مؤلفه «اعتماد به تفکر انتقادی خود» و در نسخه چینی مربوط به مؤلفه «آزاد اندیشی» بود. نکته جالب توجه اینجاست که در نسخه فارسی مؤلفه «اعتماد به تفکر انتقادی خود» پایین ترین ضریب و در نسخه چینی بالاترین ضریب آلفای کرونباخ را به خود اختصاص داده است. البته عکس این مطلب درباره مؤلفه «آزاد اندیشی» صادق است. به این معنی که در نسخه فارسی مؤلفه «آزاد اندیشی» بالاترین ضریب و در نسخه چینی پایین ترین ضریب آلفای کرونباخ را به خود اختصاص داده است. این تفاوت ها در مقدار آلفای کرونباخ را می توان ناشی از تفاوت های بافت اجتماعی پاسخ دهندگان دانست. مثلاً یکی از علل پایین بودن ضریب آلفای مؤلفه «اعتماد به توانایی تفکر انتقادی خود» دانش آموزان ایرانی، عدم آشنایی ایشان با مفاهیم و مؤلفه های تفکر انتقادی است. که این امر به خوبی در زمان اجرای ابزار حاضر خود را نشان داد.

یکی از جلوه های کمبود و ضعف این امر در نظام آموزشی ما عدم توجه به مباحثه، یادگیری مشارکتی و کاوشگری است، که خود یکی از عوامل تقویت کننده توانایی ها و مولفه های تفکر انتقادی است (سانتراک، ۱۳۸۵). بنابراین به خوبی می توان به این نکته پی برد که در دانش آموزان و فراگیران تمایل به تفکر انتقادی وجود دارد، ولی به علت عدم آشنایی با این مفهوم و عدم تسلط کامل بر مهارت های تفکر انتقادی، اعتماد و ادراک شایستگی پائینی از توانایی تفکر انتقادی خود دارند. که این امر به خوبی عملکرد بافت اجتماعی و تاثیرات بافت اجتماعی بر رشد و پرورش تمایلات را نشان می دهد. از طرفی بالا بودن ضریب آلفای آزاد اندیشی موید این امر است که فضای مناسبی برای دانش آموزان ایرانی وجود دارد و آنها متمایل به باورها و عقاید متفاوت هستند. البته همان طور که مطرح شد تمایلات، متأثر از بافت اجتماعی هستند و شاید ساختار سیاسی متفاوت جمهوری اسلامی ایران و جمهوری خلق چین (کمونیستی) در ایجاد این تمایلات متفاوت موثر باشند. از طرفی شاید پایین بودن واریانس مؤلفه در جامعه موردنظر، تفاسیر مختلف و یا متفاوت از یک مفهوم در جوامع گوناگون، کم بودن تعداد گویه های مربوط به مؤلفه از علل اصلی این تفاوت در دو بافت / ایران و چین باشد. در بازآزمایی ابزار، مقدار ضریب همبستگی پیرسون برابر با ۰/۶۸ بدست آمد که در سطح ۰/۰۱ معنادار بود. این ضریب نشان می دهد که حداقل در ۴۷ درصد موارد ابزار از اعتبار خوبی برخوردار است. از آنجا که این ضریب در فاصله زمانی یک ماه محاسبه شده است احتمال دارد که در بازده زمانی کمتر، ضرائب بالاتری بدست آید. زیرا تغییرات فرد در طول زمان تاثیر زیادی در نحوه تفکر آنها گذاشته و موجب کاهش نمره ایشان و به تبع آن جایگاه آنها در توزیع نمرات تغییر کند. این تغییر نیز به نوبه خود باعث پایین آمدن ضریب همبستگی می شود.

○ به منظور بررسی «روایی» ابزار از تحلیل عامل اکتشافی استفاده شد. تحلیل حاضر ۷ مؤلفه اصلی، مؤلفه را نشان داد. از طرفی تحلیل عامل تاییدی با هدف پاسخ به این سؤال که گویه های تعیین شده برای هر مؤلفه که براساس نتایج تحلیل عامل اکتشافی مشخص شده بودند تا چه اندازه معرف مؤلفه موردنظر هستند؟ و یا به عبارت بهتر آیا ترکیب خطی گویه های معین شده می تواند واریانس صفت مکنون (مؤلفه) مورد نظر را تبیین کند؟ انجام شد. با توجه به داده های جدول ۶ می توان اذعان داشت که در

تمامی مؤلفه‌ها برآزش بسیار مطلوبی بین داده‌ها و مدل مورد بررسی وجود دارد. این امر موید این مطلب است که گویه‌های تعیین شده به نحو مطلوبی معرف صفت مکنون مورد نظر هستند پس ابزار از روایی سازه مطلوبی برای سنجش مؤلفه‌های معین شده برخوردار است. به عبارت بهتر ابزار همان چیزی را می‌سنجد که برای سنجش آن ساخته شده است. با توجه به نتایج تحلیل عامل تاییدی می‌توان چنین استنباط نمود که پایین بودن واریانس نمرات مؤلفه‌ها و در نتیجه پایین آمدن ضریب آلفای کرونباخ به احتمال کمتر تحت تاثیر تعداد گویه‌های منتسب به مؤلفه‌ها باشد و ضعف در ضریب آلفای کرونباخ را باید در مورد اشاره شده جستجو کرد.

○ در پژوهش حاضر یکی از مشکلات «سیاهه تمایلات تفکر انتقادی» پائین بودن مقادیر آلفای زیر مؤلفه‌ها می‌باشد، اما می‌توان با توجه به توضیحات ارائه شده همچنان از این مؤلفه استفاده کرد. در مطالعه حاضر و در بررسی ساختار عاملی ابزار، با توجه به مبانی نظری و پیشینه ساخت ابزار یک مدل تک عاملی مورد تحلیل قرار گرفت. بدین صورت که مؤلفه‌های هفت‌گانه در کنار یکدیگر سازنده سازه‌ای هستند که «تفکر انتقادی» نامیده می‌شود. داده‌های جدول ۷ نشانگر برآزش مطلوب داده‌ها با مدل پیشنهادی است. اما با بررسی مجدد مقادیر GFI و AGFI در جدول ۷ می‌توان به این مطلب اشاره نمود که احتمال وجود مدل‌های رقیب که بتوانند برآزش بهتری با داده‌ها داشته باشند وجود دارد (کلین، ۲۰۰۵). مدل تک عاملی براساس مبانی نظری و پیشینه ساخت ابزار مورد بررسی قرار گرفت اما امکان دارد با تحول و تجدید نظر در چارچوب نظری تمایلات تفکر انتقادی مدل‌های مرتبه دوم یا سوم وجود داشته باشد که برآزش بهتری با داده‌ها پیدا کنند. به بیان دیگر احتمال اینکه سازه تفکر انتقادی، خود از سازه‌های زیربنایی دیگری تشکیل شده باشد وجود دارد.

بنابراین از ابزار حاضر با توجه به مشخصات فنی اشاره شده در شناسایی میزان تمایلات تفکر انتقادی در محیط‌های آموزشی و تربیتی می‌توان بهره برد و از این طریق به جایگاه ایشان در بهره مندی و عدم بهره مندی تمایلات اشاره شده پی برد و از طریق راهبردهای مناسب به رشد و اعتلاء تمایلات تفکر انتقادی، جهت تربیت شهروندان منطقی، مسئول و متعهد پرداخت.



یادداشت‌ها

- | | |
|--|-----------------------|
| ۱- Ennis,R. | ۲- Lipman, M. |
| ۳- critical thinking | ۴- Smith |
| ۵- disposition | ۶- truth-seeking |
| ۷- open- mindedness | ۸- analyticity |
| ۹- systematicity | |
| ۱۰- self- confidence to critical thinking | ۱۱- inquisitiveness |
| ۱۲- maturity of judgment | ۱۳- pluralistic |
| ۱۴- California Critical Thinking Disposition Inventory (CCTDI) | |
| ۱۵- Mental self-government | ۱۶- intellectual vice |

منابع

- جهانی، جعفر (۱۳۸۵) بررسی تحلیلی و مقایسه‌ای تاثیر رویکردهای مختلف آموزش خلاقیت بر پرورش روحیه پژوهشگری کودکان و نوجوانان، فصل‌نامه علوم اجتماعی و انسانی دانشگاه شیراز، ۲۵ (۴) ویژه نامه علوم تربیتی، ۶۶-۴۸.
- ساتراک، جان (۱۳۸۵) روانشناسی تربیتی، ترجمه مرتضی امیدیان، انتشارات دانشگاه یزد.
- شعبانی، حسن (۱۳۸۲) روش تدریس پیشرفته (آموزش مهارت‌ها و راهبردهای تفکر)، تهران: انتشارات سمت.
- عباسی، عفت (۱۳۸۰) بررسی مهارت‌های موثر بر پرورش تفکر انتقادی در برنامه درسی جامعه شناسی دوره متوسطه سال تحصیلی ۸۰-۱۳۷۹ شهر تهران، پایان‌نامه کارشناسی ارشد: دانشگاه تربیت معلم.
- Brookfield, S. (۱۹۸۷) *Developing critical thinking*, Milton Keynes: SRHE and Open University Press.
- Facione, P. (۱۹۹۸) *Critical thinking, what it is and why it count?*, California: Academic Press.
- Facione, P., & Facione, N. (۱۹۹۵) The disposition toward critical thinking, *Journal of General Education*, ۴۴ (۱), ۲۵-۴۰.
- Facione, P., & Facione, N. (۲۰۰۷) *The California Critical Thinking Disposition Inventory (CCTDI)*, California: Academic Press.
- Facione, P & Giancarlo, C. (۲۰۰۱) A look across four years at the disposition toward critical thinking among undergraduate student, *Journal of General Education*, ۵۰, (۱), ۲۹-۵۵.
- Facione, P., Facione, N., & Giancarlo, C. (۲۰۰۱) a) *The California Critical Thinking Disposition Inventory (CCTDI)*, California: Academic Press.
- Facione, P. Facione, N. & Giancarlo, C. (۲۰۰۱) b) *The disposition toward critical thinking: Its -character, measurement and relationship to critical thinking skill*, California: Academic Press.
- Facione, P. & Facione, N. (۲۰۰۷) *The California Critical Thinking Disposition Inventory (CCTDI)*, Published by Insight Assessment, California: Academic Press.

- Fisher, A. (۲۰۰۲) *Critical thinking*. Cambridge University. www.cambridge.org
- Gelder, G. (۲۰۰۵) *Definition of critical thinking*. www.austhink.org
- Guilford, J. P. (۱۹۵۴). *Psychometric methods*. New York: McGraw-Hill.
- Kakai, H (۲۰۰۳) Reexamining the factor structure of the California Critical Thinking Disposition Inventory, *Perceptual and Motor Skills*, ۹۶, ۴۳۵ – ۴۳۸.
- Kline, R.B (۲۰۰۵) *Principles and practice of structural equation modeling* (۳ ed), New York: Guilford Press.
- Paul, R., & Elder, L. (۲۰۰۵). *Critical thinking competency standards*. www.criticalthinking.org.
- Tabachnick, B.G., & Fidel, L. (۱۹۹۶) *Using multivariate statistics*, New York: Happer Collins College.
- Walsh, C. M., Seldomridgl.E A., & Badrosk. K. (۲۰۰۷). California Critical Thinking Disposition Inventory: Further factor analytic examination, *Perceptual and Motor Skills*, ۱۰۴, ۱۴۱-۱۵۱.
- Yeh, M. (۲۰۰۲) Assessing the reliability and validity of the Chinese version of California Critical Thinking Disposition Inventory. *International Journal of Nursing Studies*, ۳۹, ۱۲۳-۱۳۲.
- Zhang, L.F. (۲۰۰۳) Contribution of thinking style to critical thinking disposition, *Journal of Psychology*, ۱۳۷, ۵۱۷-۵۴۴.



پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
رتال جامع علوم انسانی