Psychometric Properties of the Persian Version of the Cognitive Reflection Test among Iranian Undergraduate Students

Zahra Boroumand [1], Maryam Mohsenpour[2]

[1] Ph.D Student in Educational Psychology, Department of Educational Psychology, Faculty of Education and Psychology, Alzahra University, Tehran, Iran. Email: Z.Boroumand@alzahra.ac.ir ,Orcid: 0009-0009-6062-1734

[2] Associate Professor, Department of Educational Psychology, Faculty of Education and Psychology, Alzahra University, Tehran, Iran. (*Corresponding author) Email: m.mohsenpour@alzahra.ac.ir ,Orcid 0000-0002-1620-3625

Abstract

Objective: Cognitive reflection is a key construct explaining individual differences in judgment, decision-making, and inhibition of intuitive responses. This study examined the psychometric properties of the Persian version of the Cognitive Reflection Test developed by Primi et al. (2016) among Iranian university students.

Method: This correlational study used factor analysis. The population comprised undergraduate students at universities in Tehran during the first semester of the 2025–2026 academic year. A total of 389 participants were recruited voluntarily. Psychometric properties were assessed using Cronbach's alpha, composite reliability, and content and construct validity. Convergent validity was examined through correlation with the Need for Cognition Scale developed by Cacioppo, Petty, and Kao (1984).

Results: Exploratory factor analysis confirmed a single-factor structure, explaining 74.63% of the total variance. Confirmatory factor analysis also supported the model's good fit. Cronbach's alpha was 0.89, composite reliability was 0.934, and average variance extracted was 0.64. Cognitive reflection was positively and significantly correlated with need for cognition ($r = 0.69$, $p < 0.001$), supporting convergent validity. Measurement invariance analysis also indicated equivalence of the test structure across female and male students.

Conclusion: The Persian version of the Cognitive Reflection Test has desirable psychometric properties and can be used as a valid instrument for assessing cognitive reflection among Iranian university students.

***Keywords*:** Cognitive reflection, psychometric properties, university students.

Preliminary Version

بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی آزمون تأمل شناختی در بین دانشجویان کارشناسی ایرانی

زهرا برومند [۱]، مریم محسن پور [۲]

۱. دانشجوی دکتری، گروه روان‌شناسی تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه الزهرا، تهران. ایران پست الکترونیکی: Z.Boroumand@alzahra.ac.ir

۲. دانشیار، گروه روان‌شناسی تربیتی، دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی، دانشگاه الزهرا، تهران.، ایران (نویسنده مسئول). پست الکترونیکی: m.mohsenpour@alzahra.ac.ir

چکیده

هدف: تأمل شناختی یکی از سازه‌های کلیدی در تبیین تفاوت‌های فردی در قضاوت، تصمیم‌گیری و مهار پاسخ‌های شهودی است که در سال‌های اخیر کاربرد گسترده‌ای در پژوهش‌های روان‌شناسی شناختی داشته است. پژوهش حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی آزمون تأمل شناختی پریمی و همکاران (۲۰۱۶) در دانشجویان ایرانی انجام شد.

روش: این پژوهش از نوع همبستگی و مبتنی بر تحلیل عاملی بود. جامعه آماری شامل دانشجویان مقطع کارشناسی دانشگاه‌های تهران در نیمسال اول سال تحصیلی ۱۴۰۵-۱۴۰۴ بود که ۳۸۹ نفر به روش داوطلبانه انتخاب شدند. برای تعیین ویژگی‌های روان‌سنجی از آلفای کرونباخ، پایایی مرکب و روایی محتوا و سازه استفاده شد. روایی همگرا نیز از طریق همبستگی با مقیاس نیاز به شناخت کاسیوپو، پتی و کائو (۱۹۸۴) بررسی گردید.

یافته‌ها: نتایج تحلیل عاملی اکتشافی، ساختار تک‌عاملی آزمون را تأیید کرد که ۷۳/۶۴ درصد واریانس کل را تبیین می‌کرد. تحلیل عاملی تأییدی نیز برازش مطلوب مدل تک‌عاملی را تأیید کرد. ضریب آلفای کرونباخ آزمون ۰/۸۹، پایایی مرکب ۰/۹۳۴ و میانگین واریانس استخراج‌شده ۰/۶۴ به دست آمد. علاوه‌براین، همبستگی مثبت و معناداری میان تأمل شناختی و نیاز به شناخت مشاهده شد (r=۰/۶۹، p<۰/۰۰۱) که مؤید روایی همگرای آزمون بود. نتایج تحلیل تغییرناپذیری اندازه‌گیری نیز نشان داد که ساختار آزمون در دو گروه زنان و مردان هم‌ارز است.

نتیجه‌گیری: نسخه فارسی آزمون تأمل شناختی از ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوبی برخوردار بوده و می‌تواند به‌عنوان ابزاری روا برای سنجش تأمل شناختی در دانشجویان ایرانی استفاده شود.

واژگان کلیدی: تأمل شناختی، ویژگی‌های روان‌سنجی، دانشجویان.

مقدمه

تصمیم‌گیری[1] یکی از بنیادی‌ترین فرایندهای شناختی است که افراد از طریق آن در میان گزینه‌های مختلف دست به انتخاب می‌زنند و پیامدهای رفتاری، تحصیلی، اقتصادی و اجتماعی خود را شکل می‌دهند. کیفیت تصمیم‌گیری نقش مهمی در سازگاری فرد با محیط، حل مسائل روزمره و دستیابی به اهداف فردی و حرفه‌ای دارد. از این رو، شناسایی عوامل شناختی مؤثر بر تصمیم‌گیری به یکی از موضوعات اصلی پژوهش‌های روان‌شناسی شناختی و علوم رفتاری تبدیل شده است. در میان این عوامل، توانایی‌های شناختی[2] به دلیل نقش آن‌ها در پردازش اطلاعات، ارزیابی گزینه‌ها و کنترل پاسخ‌های تکانشی، جایگاه ویژه‌ای دارند (خدائی و رحیمی، ۱۴۰۴). شواهد پژوهشی نیز نشان می‌دهد که افراد با سطوح متفاوت توانایی‌های شناختی در کیفیت قضاوت، میزان اتکا به پاسخ‌های شهودی، حساسیت به سوگیری‌های شناختی و ارزیابی موقعیت‌های تصمیم‌گیری تفاوت‌های معناداری دارند (میبر و همکاران، ۲۰۲۴؛ راچوا و همکاران، ۲۰۲۵؛ تاپلاک و همکاران، ۲۰۲۱؛ پنی‌کوک و همکاران، ۲۰۱۵).

برای تبیین این تفاوت‌ها، چارچوب‌های نظری مختلفی ارائه شده است که در میان آن‌ها، نظریه‌های دوفرایندی[3] از تأثیرگذارترین دیدگاه‌ها به شمار می‌روند. این نظریه‌ها بر این فرض استوارند که تفکر انسان حاصل تعامل دو نظام پردازش اطلاعات است: نظام شناختی شهودی (سیستم ۱) که سریع، شهودی، خودکار و مبتنی بر تجربه‌های پیشین عمل می‌کند، و نظام شناختی تحلیلی (سیستم ۲) که کند، تحلیلی، آگاهانه و نیازمند صرف منابع شناختی است (استانوویچ و وست، ۲۰۰۰؛ کانمن و فردریک، ۲۰۰۲). بر اساس این نظریه‌ها، کیفیت قضاوت و تصمیم‌گیری تا حد زیادی به نحوه تعامل این دو نظام وابسته است. هنگامی که پاسخ‌های شهودی حاصل از سیستم ۱ بدون ارزیابی مجدد پذیرفته شوند، احتمال بروز خطاهای شناختی و قضاوت‌های نادرست افزایش می‌یابد؛ در مقابل، فعال‌سازی سیستم ۲ و پردازش تحلیلی می‌تواند به بازبینی پاسخ‌های اولیه و اصلاح این خطاها منجر شود (دنیز و همکاران، ۲۰۱۳).

در چارچوب نظریه‌های دوفرایندی، تأمل شناختی به توانایی فرد در مهار پاسخ‌های اولیه و شهودی و جایگزین کردن آن‌ها با پردازش تحلیلی و تأملی اشاره دارد (فردریک، ۲۰۰۵؛ ماتا و همکاران، ۲۰۱۳). این سازه صرفاً بیانگر توانایی شناختی نیست، بلکه سطحی از پایش فراشناختی را نیز منعکس می‌کند که به فرد امکان می‌دهد پاسخ‌های تکانشی خود را مورد بازبینی قرار داده و در صورت لزوم آن‌ها را اصلاح

---

[1] Decision Making

[2] Cognitive Abilities

[3] Dual-Process Theories

کند (ماتا و همکاران، ۲۰۱۳؛ مارتیر و همکاران، ۲۰۲۳). از این‌رو، تأمل شناختی به‌عنوان یکی از مهم‌ترین سازه‌های تبیین‌کننده تفاوت‌های فردی در کیفیت قضاوت و تصمیم‌گیری شناخته می‌شود.

به‌منظور سنجش این سازه، فردریک (۲۰۰۵) آزمون تأمل شناختی را طراحی کرد تا توانایی افراد در بازداری پاسخ‌های شهودی اولیه و فعال‌سازی پردازش تحلیلی را اندازه‌گیری کند. نسخه اولیه این آزمون شامل سه سؤال است که به‌گونه‌ای طراحی شده‌اند که در نگاه نخست یک پاسخ شهودی اما نادرست را فعال می‌کنند و دستیابی به پاسخ صحیح مستلزم مهار این پاسخ اولیه و به‌کارگیری تفکر تحلیلی است. یکی از ویژگی‌های مهم این آزمون آن است که پاسخ‌های افراد معمولاً یا در قالب پاسخ صحیح یا در قالب یک پاسخ شهودی رایج ظاهر می‌شوند؛ ویژگی‌ای که نشان می‌دهد خطاهای شناختی در این آزمون ماهیتی نظام‌مند دارند و صرفاً ناشی از حدس یا خطاهای تصادفی نیستند (پریمی و همکاران، ۲۰۱۶).

پژوهش‌های متعدد نشان داده‌اند که نمرات آزمون تأمل شناختی با طیف گسترده‌ای از پیامدهای شناختی و رفتاری مرتبط است. برای مثال، افراد دارای نمرات بالاتر در این آزمون معمولاً تمایل کمتری به ترجیح پاداش‌های کوچک و فوری نسبت به پاداش‌های بزرگ‌تر و دیرهنگام، ارزیابی سنجیده‌تری از موقعیت‌های مخاطره‌آمیز و انتخاب گزینه‌هایی با ارزش مورد انتظار بالاتر در تصمیم‌های اقتصادی دارند (فردریک، ۲۰۰۵؛ پنی‌کوک و همکاران، ۲۰۱۵). افزون بر این، عملکرد در آزمون تأمل شناختی با استدلال منطقی، عددآگاهی، مهارت‌های فراشناختی و کیفیت تصمیم‌گیری نیز رابطه مثبت نشان داده است (لیبرالی و همکاران، ۲۰۱۲؛ تاپلاک و همکاران، ۲۰۱۴). همچنین، مطالعات اخیر حاکی از آن است که نمرات این آزمون می‌تواند کیفیت قضاوت و تصمیم‌گیری افراد در موقعیت‌های واقعی را پیش‌بینی کند و از این رو، آزمون تأمل شناختی به یکی از پرکاربردترین ابزارهای پژوهشی در حوزه روان‌شناسی شناختی و علوم رفتاری تبدیل شده است (پریمی و همکاران، ۲۰۱۶).

از منظر نظری، نیاز به شناخت به گرایش نسبتاً پایدار فرد برای درگیر شدن در فعالیت‌های شناختی تلاش‌بر و لذت بردن از آن‌ها اشاره دارد و به‌عنوان یکی از سازه‌های مرتبط با تأمل شناختی در نظر گرفته می‌شود (چن و همکاران، ۲۰۲۴؛ مارتری و همکاران، ۲۰۲۳). بااین‌حال، این سازه با تأمل شناختی یکسان نیست. نیاز به شناخت عمدتاً بیانگر تمایل فرد به درگیر شدن در تفکر است و به‌صورت خودگزارشی سنجیده می‌شود، درحالی‌که تأمل شناختی به غلبه بر پاسخ شهودی اولیه و درگیر شدن در پردازش تحلیلی اشاره دارد و از طریق عملکرد در یک تکلیف شناختی ارزیابی می‌شود (فردریک، ۲۰۰۵؛ تاپلاک، وست و استانوویچ، ۲۰۱۴). بنابراین، اگرچه میان دو سازه رابطه مفهومی و تجربی وجود دارد، تفاوت در ماهیت و شیوه سنجش آن‌ها نشان می‌دهد که تأمل شناختی صرفاً تکرار نیاز به شناخت نیست.

در سال‌های اخیر، پژوهشگران ایرانی از آزمون تأمل شناختی در مطالعات مختلف برای بررسی سوگیری‌های شناختی و تصمیم‌گیری استفاده کرده‌اند. برای مثال، نوری (۲۰۱۶) با استفاده از نسخه سه‌سؤالی فردریک (۲۰۰۵)، رابطه تأمل شناختی را با سوگیری‌هایی مانند خطای ترکیب، توهم کنترل و بیش‌اعتمادی در دانشجویان ایرانی بررسی کرد. بااین‌حال، هدف اصلی این پژوهش بررسی روابط بین تأمل شناختی و سوگیری‌های رفتاری بود و شواهدی مبنی بر بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی در مطالعه وی یافت نشد. همچنین دل‌دوست و همکاران (۲۰۱۹) با بهره‌گیری از نسخه اصلی آزمون تأمل شناختی فردریک (۲۰۰۵)، در کنار سنجش عدد‌آگاهی، به پیش‌بینی انتخاب رشته دانشجویان پرداختند. بااین‌حال، در این مطالعات تمرکز اصلی بر کاربرد آزمون در مدل‌های رابطه‌ای و پیش‌بینی بوده و شواهد مستقلی درباره پایایی، روایی و ساختار عاملی آن در نمونه‌های ایرانی ارائه نشده است. بنابراین، به‌کارگیری این آزمون در پژوهش‌های داخلی، بدون بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی در جامعه ایرانی، نمی‌تواند کفایت آن را به‌عنوان ابزاری اندازه‌گیری قابل اعتماد و اتکا در مطالعات داخلی تأیید کند. ازاین‌رو، شناسایی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی آزمون تأمل شناختی به‌منظور به‌کارگیری در مطالعات ایرانی ضرورتی اجتناب‌ناپذیر تلقی می‌شود.

همان‌طور که پیش‌تر اشاره شد، نسخه اولیه آزمون تأمل شناختی که توسط فردریک (۲۰۰۵) معرفی شد، اگرچه به‌طور گسترده در پژوهش‌های حوزه قضاوت و تصمیم‌گیری مورد استفاده قرار گرفته است، بااین‌حال شواهد پژوهشی به محدودیت‌های مهمی در این ابزار اشاره کرده‌اند. از جمله این محدودیت‌ها می‌توان به پایایی نسبتاً پایین، به دلیل تعداد اندک سؤال‌ها (سه سؤال)، و توزیع نامتوازن نمرات (تجمع زیاد پاسخ‌دهندگان در نمره صفر) اشاره کرد که توان تمایز این آزمون را، به‌ویژه در نمونه‌هایی با سطوح مختلف توانایی شناختی، کاهش می‌دهد (لیبرالی و همکاران، ۲۰۱۲؛ کمپیتلی و جرنز، ۲۰۱۳). در پاسخ به این کاستی‌ها، پژوهشگران به توسعه نسخه‌های گسترش‌یافته‌ای از آزمون تأمل شناختی روی آورده‌اند. در این میان، نسخه توسعه‌یافته توسط پریمی و همکاران (۲۰۱۶) جایگاه ویژه‌ای دارد. این نسخه که با عنوان «آزمون تأمل شناختی بازنگری‌شده» شناخته می‌شود، شامل شش سؤال است که سه سؤال آن برگرفته از نسخه اصلی فردریک و سه سؤال دیگر به‌صورت جدید طراحی شده‌اند و با بهره‌گیری از نظریه سؤال‌پاسخ[1] تدوین و روایی‌سنجی شده‌اند (پریمی و همکاران، ۲۰۱۶). این نسخه با افزایش تعداد سؤال‌ها و تنوع سطح دشواری، امکان تمایز دقیق‌تر میان سطوح مختلف تأمل شناختی را فراهم کرده و در مقایسه

[1] IRT

با نسخه اولیه، از پایایی و دقت اندازه‌گیری بالاتری برخوردار است (پریمی و همکاران، ۲۰۱۶). علاوه بر این، طراحی سؤال‌های جدید باعث کاهش اثر آشنایی قبلی پاسخ‌دهندگان با سؤال‌های کلاسیک آزمون و افزایش دقت اندازه‌گیری سازه تأمل شناختی شده است (پریمی و همکاران، ۲۰۱۶). با وجود استفاده از آزمون تأمل شناختی در برخی مطالعات ایرانی، تاکنون هیچ گزارش مستندی از بومی‌سازی نسخه اصلی یا نسخه بازنگری‌شده این ابزار در جمعیت ایرانی منتشر نشده است. در نتیجه، شواهد کافی درباره روایی و پایایی این آزمون در بافت فرهنگی ایران در دسترس نیست. بر این اساس، پژوهش حاضر با هدف بومی‌سازی و بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه شش‌سؤالی آزمون تأمل شناختی پریمی و همکاران (۲۰۱۶) انجام شد و از مقیاس نیاز به شناخت، که توسط کاچیپو و همکاران (۱۹۸۴) ارائه شده است، به‌عنوان شاخصی برای بررسی روایی همگرای نسخه فارسی آزمون تأمل شناختی استفاده شد.

روش

پژوهش حاضر از نوع همبستگی و در زمره مطالعات روان‌سنجی بود که با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی به روش مؤلفه‌های اصلی[1]، تحلیل عاملی تأییدی و تغییرناپذیری جنسیتی انجام شد.

جامعه آماری پژوهش را کلیه دانشجویان مقطع کارشناسی دانشگاه‌های تهران در نیمسال اول سال تحصیلی ۱۴۰۵–۱۴۰۴ تشکیل دادند. از میان این جامعه، ۳۸۹ دانشجو به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شدند. فراخوان شرکت در پژوهش از طریق کانال‌ها و گروه‌های دانشجویی دانشگاه‌ها منتشر شد و دانشجویان به‌صورت داوطلبانه در پژوهش شرکت کردند. برای تعیین حجم نمونه، از منطق پیشنهادی کلاین (۲۰۲۳) استفاده شد. بر این اساس، کفایت حجم نمونه در مدل‌یابی معادلات ساختاری باید با توجه به تعداد پارامترهای آزاد، پیچیدگی مدل و ویژگی‌های داده‌ها ارزیابی شود و اتکا به یک عدد ثابت برای همه مدل‌ها کافی نیست. همچنین، در تحلیل‌های چندگروهی، برخورداری هر گروه از حجم نمونه کافی برای برآورد پایدار پارامترها و مقایسه مدل‌ها اهمیت دارد؛ ازاین‌رو، در پژوهش حاضر، با توجه به استفاده از نسخه شش‌سؤالی آزمون تأمل شناختی و انجام تحلیل‌های چندگروهی بر اساس جنسیت، حجم نمونه ۳۸۹ نفر برای انجام تحلیل‌های عاملی و آزمون تغییرناپذیری مناسب تشخیص داده شد.

در فرایند بومی‌سازی ابزار، ابتدا آزمون از زبان اصلی به فارسی ترجمه شد و سپس، به‌منظور اطمینان از هم‌ارزی مفهومی و زبانی، ترجمه معکوس انجام گرفت. پس از آن، نسخه فارسی، نسخه بازترجمه‌شده

[1] PCA

و متن اصلی آزمون با یکدیگر مقایسه شدند. نتایج این مقایسه نشان داد که مفاهیم و محتوای سؤال‌ها حفظ شده و مغایرت مفهومی یا زبانی قابل‌توجهی مشاهده نشد. در ادامه، نسخه فارسی در اختیار شش نفر از متخصصان روان‌شناسی تربیتی قرار گرفت و پس از دریافت پیشنهادهای اصلاحی، سؤال‌ها بازنگری شدند. نتایج نشان داد ضریب نسبت روایی محتوا[1] برای پنج گویه برابر با ۱ و برای یک گویه برابر با ۰/۶۷ بود. گویه مذکور با توجه به نظر متخصصان بازنگری شد و پس از اصلاح، مجدداً برای ارزیابی به متخصصان ارائه شد. نتایج ارزیابی مجدد نشان داد که مقدار CVR گویه اصلاح‌شده برابر با ۱ است. بنابراین، تمامی سؤال‌های نسخه نهایی آزمون از نظر روایی محتوا مورد تأیید قرار گرفتند. با اعمال اصلاحات پیشنهادی متخصصان، نسخه نهایی ابزار برای اجرای آزمایشی آماده شد. سپس نسخه فارسی آزمون بر روی یک نمونه آزمایشی ۲۰ نفره اجرا شد. ضریب آلفای کرونباخ حاصل از اجرای آزمایشی برابر با ۰/۷۴ بود که بیانگر همسانی درونی مطلوب ابزار است. همچنین، نتایج اجرای آزمایشی نشان داد که تمامی سؤال‌ها برای پاسخ‌دهندگان روشن و فاقد ابهام هستند؛ بنابراین، نسخه نهایی آزمون برای اجرای اصلی پژوهش آماده شد. همچنین، به‌منظور بررسی روایی همگرا، از مقیاس نیاز به شناخت (کاچیوپو، پتی و کائو، ۱۹۸۴) استفاده شد.

ابزارهای اندازه‌گیری

۱. **آزمون تأمل شناختی[2] (پریمی و همکاران، ۲۰۱۶)**: آزمون تأمل شناختی بازنگری‌شده توسط پریمی و همکاران (۲۰۱۶) با هدف رفع محدودیت‌های نسخه سه‌سؤالی فردریک (۲۰۰۵) طراحی شد. این آزمون شامل شش سؤال بازپاسخ است و برای پاسخ‌گویی به سؤال‌ها محدودیت زمانی تعیین نشده است. پاسخ‌های هر سؤال در سه طبقه شامل پاسخ صحیح، پاسخ شهودی و سایر پاسخ‌های نادرست طبقه‌بندی می‌شوند. در شیوه نمره‌گذاری، برای هر پاسخ صحیح یک نمره و برای پاسخ‌های شهودی و سایر پاسخ‌های نادرست صفر نمره در نظر گرفته می‌شود؛ بنابراین، نمره کل آزمون از مجموع پاسخ‌های صحیح به دست می‌آید و در دامنه ۰ تا ۶ قرار می‌گیرد (پریمی و همکاران، ۲۰۱۶). ساختار تک‌عاملی آن با استفاده از نظریه سؤال–پاسخ و تحلیل‌های عاملی مورد تأیید قرار گرفته است. مطالعه پریمی و همکاران (۲۰۱۶) روی دانشجویان ۱۸ تا ۲۵ سال

[1] CVR

[2] Cognitive Reflection Test(CRT)

انجام شد و نتایج نشان داد که نسخه شش‌سؤالی نسبت به نسخه اولیه از ویژگی‌های روان‌سنجی مطلوب‌تری برخوردار است. از جمله این ویژگی‌ها می‌توان به افزایش پایایی (آلفای کرونباخ حدود ۰/۶۵ در مقایسه با ۰/۴۵ در نسخه اصلی)، پوشش دامنه گسترده‌تری از دشواری سؤال‌ها و قدرت تمایز بیشتر آزمون اشاره کرد. همچنین، نتایج پژوهش پریمی و همکاران (۲۰۱۶) شواهدی در تأیید روایی سازه، روایی همگرا و روایی مرتبط با ملاک آزمون تأمل شناختی فراهم کرد.

۲. **مقیاس نیاز به شناخت[1] (کاچیوپو، پتی و کائو، ۱۹۸۴)**: کاچیوپو و همکاران (۱۹۸۴) نسخه ۱۸ سؤالی مقیاس نیاز به شناخت را توسعه دادند. در این مقیاس، مشارکت‌کنندگان به هر سؤال بر روی طیفی پنج‌درجه‌ای از همیشه (۴) تا هرگز (۰) پاسخ می‌دهند. در این مقیاس، نیمی از سؤال‌ها به‌صورت مثبت و نیمی نیز به‌صورت منفی نمره‌گذاری می‌شوند. نتایج مطالعات مختلف از ویژگی‌های فنیِ روایی و پایایی مقیاس نیاز به شناخت حمایت کرده‌اند (کاچیوپو و همکاران، ۱۹۹۶؛ زارع و رستگار، ۱۳۹۴). در پژوهش زارع و همکاران (۱۳۹۴)، در میان دانشجویان، نتایج تحلیل عامل تأییدی ساختار تک‌عاملی مقیاس نیاز به شناخت را تأیید کرد. در پژوهش زارع و رستگار (۱۳۹۴)، ضریب همسانی درونی مقیاس نیاز به شناخت با استفاده از روش آلفای کرونباخ ۰/۸۳ به دست آمد. در پژوهش حاضر، ضریب همسانی درونی مقیاس نیاز به شناخت با استفاده از روش آلفای کرونباخ ۰/۸۱ به دست آمد.

روش اجرا

پس از آماده‌سازی نسخه نهایی ابزار، اجرای اصلی پژوهش به‌صورت مجازی انجام شد. آزمون در بستر پرس‌لاین طراحی و لینک آن از طریق گروه‌ها، کانال‌های دانشجویی و سایر بسترهای ارتباطی در دسترس دانشجویان دانشگاه‌های مختلف ایران توزیع شد. در ابتدای آزمون، در قالب نامه‌ای همراه، هدف پژوهش، نحوه مشارکت و پاسخ‌گویی به سؤال‌ها، محرمانه‌بودن اطلاعات برای شرکت‌کنندگان و نحوه برقراری ارتباط با پژوهشگران مطالعه توضیح داده شد. دانشجویان مقطع کارشناسی که در نیمسال اول سال تحصیلی ۱۴۰۵–۱۴۰۴ مشغول به تحصیل بودند، در پژوهش شرکت کردند. پس از گردآوری داده‌ها، پاسخ‌ها از نظر کامل‌بودن غربالگری شدند و سپس از نظر وجود داده‌های غیرعادی، بهنجاری و هم‌خطی

[1] Need for Cognition Scale

چندگانه بررسی شدند. داده‌های غیرعادی با استفاده از نمرات استاندارد Z و بهنجاری متغیرها با بررسی شاخص‌های چولگی و کشیدگی ارزیابی شد. پس از بررسی و تأیید کفایت داده‌ها، تحلیل‌های آماری شامل تحلیل عاملی اکتشافی بر روی زیرنمونه نخست، تحلیل عاملی تأییدی بر روی زیرنمونه دوم و بررسی تغییرناپذیری انجام گرفت.

یافته‌ها

در این پژوهش، از میان نمونه ۳۸۹ نفری، ۱۹۵ نفر زن (با میانگین سنی ۲۳/۵۴ سال و انحراف معیار ۳۱/۲؛ دامنه سنی ۱۹ تا ۲۷ سال) و ۱۹۴ نفر مرد بودند (با میانگین سنی ۲۲/۸۸ سال و انحراف معیار ۴۹/۲؛ دامنه سنی ۱۸ تا ۲۷ سال).در این پژوهش، ۱۰۹ دانشجو (۲۸ درصد) از گروه علوم انسانی، ۹۶ دانشجو (۲۴/۷درصد) از گروه فنی و مهندسی، ۳۶ دانشجو (۹/۳ درصد) از گروه زبان‌های خارجی، ۳۸ دانشجو (۹/۸ درصد) از گروه هنر و معماری و ۶۴ دانشجو (۱۶/۵ درصد) از گروه علوم پایه شرکت داشتند. به‌منظور توصیف عملکرد آزمودنی‌ها در آزمون تأمل شناختی، فراوانی و درصد پاسخ‌های صحیح و پاسخ‌های شهودی[1] برای هر یک از سؤالات محاسبه شد.

جدول ۱. فراوانی و درصد پاسخ‌های صحیح و پاسخ‌های شهودی در آزمون تأمل شناختی (N=۳۸۹)

سوال	پاسخ صحیح	پاسخ شهودی	سایر پاسخ‌های غلط
سوال ۱: یک راکت و یک توپ روی‌هم ۱۱۰ تومان قیمت دارند. قیمت راکت ۱۰۰ تومان بیشتر از توپ است. قیمت توپ چقدر است؟	۵۵/۵	۲۵/۲	۱۹/۳
سوال ۲: اگر ۵ دستگاه در ۵ دقیقه بتوانند ۵ قطعه بسازند، ۱۰۰ دستگاه چقدر زمان لازم دارند تا ۱۰۰ قطعه تولید کنند؟	۵۶/۳	۲۵/۴	۱۸/۳

[1] پاسخ شهودی به پاسخی اطلاق می‌شود که به‌صورت سریع و شهودی به ذهن می‌رسد، اما نادرست است؛ سایر پاسخ‌ها شامل پاسخ‌های نادرستی هستند که در هیچ‌یک از دو دسته پاسخ صحیح یا پاسخ شهودی قرار نمی‌گیرند.

سؤال ۳: در یک دریاچه، توده‌ای از نیلوفرهای آبی وجود دارد که هر روز اندازه‌اش دو برابر می‌شود. اگر این توده در مدت ۴۸ روز کل دریاچه را بپوشاند، چند روز طول می‌کشد تا نصف دریاچه را بپوشاند؟	۵۷/۸	۲۵/۲	۰/۱۷
سوال ۴: اگر ۳ کارگر بتوانند در مدت ۱ ساعت، ۳ جعبه شیرینی را بسته‌بندی کنند، چند کارگر لازم است تا در مدت ۲ ساعت، ۶ جعبه شیرینی بسته‌بندی شود؟	۴۸/۶	۲۶/۲	۲۵/۲
سوال ۵: علی هم رتبه‌ی پانزدهم از بالا و هم رتبه‌ی پانزدهم از پایین را در کلاس کسب کرده است. تعداد دانش‌آموزان کلاس چند نفر است؟	۵۷/۳	۲۶/۷	۰/۱۶
سوال ۶: در یک تیم ورزشی، اعضای بلندقد سه برابر بیشتر از اعضای کوتاه‌قد احتمال کسب مدال دارند. امسال این تیم تاکنون ۶۰ مدال به دست آورده است. چند مدال از این‌ها توسط ورزشکاران کوتاه‌قد کسب شده است؟	۵۸/۹	۵/۱	۰/۳۶

نتایج جدول ۱ نشان داد که درصد پاسخ‌های صحیح در شش سؤال آزمون بین ۴۸/۶ تا ۵۴/۹ درصد متغیر بود. بیشترین درصد پاسخ صحیح به سؤال ششم (۵۸/۹ درصد) و کمترین آن به سؤال چهارم (۶/۴۸ درصد) اختصاص داشت. درصد انتخاب پاسخ‌های شهودی نیز در پنج سؤال نخست بین ۲۵/۲ تا ۲۶/۷ درصد بود، در حالی که در سؤال ششم تنها ۵/۱ درصد از آزمودنی‌ها پاسخ شهودی را انتخاب کردند و بخش قابل‌توجهی از پاسخ‌دهندگان (۳۶ درصد) سایر پاسخ‌های نادرست را ارائه دادند. به طور کلی، توزیع پاسخ‌ها نشان می‌دهد که سؤال‌های آزمون علاوه بر ایجاد پاسخ‌های شهودی رایج، دامنه‌ای از پاسخ‌های نادرست دیگر را نیز برانگیخته‌اند که بیانگر تفاوت آزمودنی‌ها در شیوه پردازش و استدلال هنگام پاسخ‌گویی است.

به‌منظور بررسی روایی عاملی آزمون تأمل شناختی، در گام نخست تحلیل، از تحلیل عاملی اکتشافی به روش مؤلفه‌های اصلی انجام شد. شاخص کفایت نمونه‌برداری کایزر–مایر–الکین[1] ۰/۹ به دست آمد که نشان‌دهنده کفایت بسیار مطلوب نمونه برای تحلیل عاملی است. همچنین، آزمون کرویت بارتلت معنادار بود (χ^2=۳۹/۱۰۶۷، p <۰/۰۰۱ با ۱۵ درجه آزادی و N=۳۸۹) که نشان داد نمونه و ماتریس همبستگی

[1] KMO

برای انجام تحلیل عاملی مناسب هستند. به‌منظور بررسی کفایت نمونه‌گیری برای هر یک از سؤال‌ها، ماتریس همبستگی ضدتصویر بررسی و در جدول ۲ ارائه شد.

جدول ۲. ماتریس همبستگی ضدتصویر سؤال‌های آزمون تأمل شناختی

سؤال	سؤال ۱	سؤال ۲	سؤال ۳	سؤال ۴	سؤال ۵	سؤال ۶
سؤال ۱	۰/۹۰۷[a]	-۰/۰۹۷	-۰/۱۹۶	-۰/۱۱۴	-۰/۲۱۴	-۰/۲۳۰
سؤال ۲	-۰/۰۹۷	۰/۸۸۷[a]	-۰/۲۶۱	-۰/۲۹۸	-۰/۱۵۵	-۰/۱۷۶
سؤال ۳	-۰/۱۹۶	-۰/۲۶۱	۰/۸۹۵[a]	-۰/۱۶۱	-۰/۰۶۱	-۰/۲۴۷
سؤال ۴	-۰/۱۱۴	-۰/۲۹۸	-۰/۱۶۱	۰/۹۰۵[a]	-۰/۱۶۵	-۰/۰۸۳
سؤال ۵	-۰/۲۱۴	-۰/۱۵۵	-۰/۰۶۱	-۰/۱۶۵	۰/۹۲۱[a]	-۰/۱۲۸
سؤال ۶	-۰/۲۳۰	-۰/۱۷۶	-۰/۲۴۷	-۰/۰۸۳	-۰/۱۲۸	۰/۹۰۵[a]

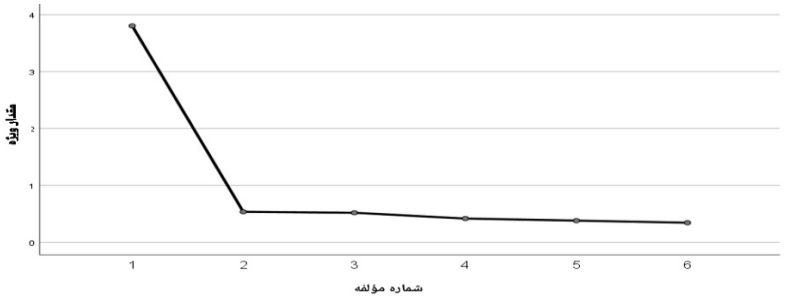
مطابق جدول ۲ مقادیر شاخص کفایت نمونه‌گیری[1] در قطر اصلی ماتریس برای شش سؤال در دامنه ۰/۸۸۷ تا ۰/۹۲۱ قرار داشتند و همگی از ۰/۵۰ بیشتر بودند. این نتایج نشان دادند که از نظر شاخص کفایت نمونه‌گیری، هر شش سؤال برای ورود به تحلیل مناسب بودند. به منظور شناسایی تعداد مؤلفه‌های زیربنایی سازه، ارزش ویژه و واریانس تبیینی در جدول ۳ و نمودار سنگ‌ریزه در شکل ۱ گزارش شده است.

جدول ۳ مشخصه‌های آماری عامل کلی تامل شناختی با اجرای روش PC برای ساختار تک‌عاملی

مولفه	ارزش ویژه	درصد واریانس	درصد تراکمی
تامل شناختی	۳/۸۲	۶۳/۷۴	۶۳/۷۴

نتایج جدول ۳ نشان داد که تنها یک مؤلفه استخراج‌شده دارای ارزش ویژه بالاتر از یک، به دست آمد که ۶۳/۷۴ درصد از واریانس کل سازه را تبیین کرد.

[1] MSA



شکل۱. نمودار سنگ‌ریزه‌ای تحلیل مولفه های اصلی آزمون تامل شناختی

همان‌طور که در شکل ۱ مشاهده می‌شود، بخش عمده واریانس تبیین‌شده به مؤلفه اول مربوط است و از ساختار تک‌مؤلفه‌ای آزمون حمایت می‌کند. همچنین، جدول ۴ میزان واریانس تبیینی هر یک از سؤال‌ها را نشان می‌دهد.

جدول ۴ . مقادیر اشتراک سؤال‌های آزمون تأمل شناختی

سؤال	مقدار اولیه	مقدار استخراج‌شده
سؤال ۱	۱/۰۰۰	۰/۶۲۶
سؤال ۲	۱/۰۰۰	۰/۶۸۷
سؤال ۳	۱/۰۰۰	۰/۶۷۱
سؤال ۴	۱/۰۰۰	۰/۶۲۰
سؤال ۵	۱/۰۰۰	۰/۵۶۰
سؤال ۶	۱/۰۰۰	۰/۶۴۱

طبق جدول ۴ مشاهده می‌شود، مقادیر مشترک استخراج‌شده سوال‌ها در دامنه ۰/۵۶۰تا ۰/۶۸۷ قرار داشتند. بیشترین مقدار اشتراک مربوط به سؤال ۲ (۰/۶۸۷) و کمترین مقدار مربوط به سؤال ۵ (۰/۵۶۰) بود. بنابراین، مؤلفه استخراج‌شده بین ۵۶ تا ۶۸/۷ درصد از واریانس هر سؤال را تبیین می‌کرد. ازآنجاکه مقادیر اشتراک استخراج شده برای همه سوال ها بیشتر از ۰/۵۰ بود، بر اساس این شاخص دلیلی برای حذف هیچ‌یک از سؤال‌ها مشاهده نشد. در جدول ۵، به منظور شناسایی سهم هر سوال در اندازه‌گیری سازه، بارهای عاملی سوال‌ها و آلفای کرونباخ آزمون به منظور بررسی پایایی آزمون، ارایه شده است.

جدول ۵. بارهای عاملی، همبستگی سوال‌ها با نمره کل و مقدار آلفا با فرض حذف گویه برای آزمون تامل شناختی

سوال ها	بار عاملی	همبستگی سوال با نمره کل	آلفای کرونباخ با حذف سوال
تامل شناختی ۰/۸۹ = α			
سوال اول	۰/۸۳	۰/۷۰	۰/۸۷
سوال دوم	۰/۸۳	۰/۷۳	۰/۸۶
سوال سوم	۰/۸۰	۰/۷۴	۰/۸۶
سوال چهارم	۰/۸۰	۰/۶۹	۰/۸۶
سوال پنجم	۰/۷۹	۰/۶۵	۰/۸۷
سوال ششم	۰/۷۵	۰/۷۰	۰/۸۶
تامل شناختی ۰/۸۹ = α			

براساس جدول ۵، نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که برای شش سؤال آزمون تأمل شناختی، بارهای عاملی در بازۀ ۰/۷۵ تا ۰/۸۳ به دست آمدند. همچنین، نتایج ضریب پایایی، مطابق جدول ۵، نشان داد که هیچ‌یک از سؤال‌ها نیاز به حذف نداشتند. علاوه بر این، در این پژوهش، مقدار میانگین واریانس استخراج‌شده (AVE) به‌عنوان شاخص روایی همگرا برابر با ۰/۶۴ و مقدار پایایی مرکب (CR) برابر با ۰/۹۳۴ به دست آمد.

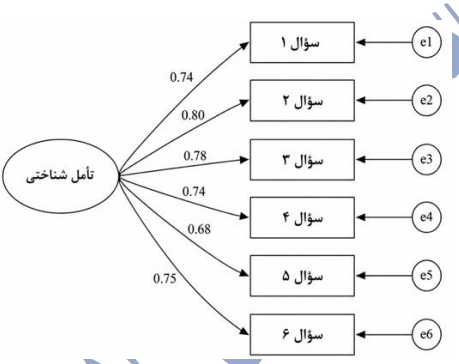
در گام بعدی، پس از شناسایی ساختار تک‌عاملی آزمون تأمل شناختی در تحلیل عاملی اکتشافی، تحلیل عاملی تأییدی به‌عنوان شواهدی برای تأییدپذیری ساختار عاملی شناسایی‌شده در داده‌های مستقل مورد ارزیابی قرار گرفت و شاخص‌های برازش آن در جدول ۶ ارائه شده است.

جدول ۶ شاخص‌های برازش مدل تک‌عاملی آزمون تأمل شناختی

مدل	χ^2	df	p	χ^2/df	GFI	AGFI	CFI	TLI	RMSEA	RMR

مدل تک‌عاملی	۱۶/۷۳	۹	۰/۰۵۳	۱/۸۶	۰/۹۸۵	۰/۹۶۶	۰/۹۹۳	۰/۹۸۸	۰/۰۴۷	۰/۰۰۵

طبق جدول ۶، شاخص‌های محاسبه‌شده بر برازش مطلوب مدل پیشنهادی با داده‌ها دلالت داشتند. شکل ۲ نتایج مربوط به وزن‌های رگرسیونی ساختار تک‌عاملی مدل اندازه‌گیری آزمون تأمل شناختی را برای دانشجویان نشان می‌دهد.



شکل ۲. تحلیل عاملی تاییدی ساختار تک‌بُعدی آزمون تامل شناختی

طبق شکل ۲، نتایج تحلیل عاملی نشان داد که همه وزن‌های رگرسیونی از لحاظ آماری معنادار هستند (P<۰/۰۰۱) و ضرایب رگرسیونی استانداردشده برای ساختار تک‌عاملی آزمونِ تامل شناختی برای دانشجویان بین ۰/۶۸ تا ۰/۸۰ به دست آمد.

آزمون تغییرناپذیری جنسیت

در این بخش، نتایج مربوط به آزمون هم‌ارزی جنسیتی ساختار عاملی آزمون تأمل شناختی در دانشجویان گزارش شدند. بر این اساس، در بخش اول، به‌منظور آزمون هم‌ارزی اندازه‌گیری آزمون تأمل شناختی در دانشجویان، به‌ترتیب نتایج مربوط به تغییرناپذیری شکلی، متریک و عبارت‌های خطا یا پس‌مانده آزمون تأمل شناختی برای دانشجویان و در بخش دوم، نتایج مربوط به هم‌ارزی ساختاری مقیاس مزبور ارائه شدند.

جدول ۷. نتایج طرح‌های تحلیل عاملی تاییدی چندگروهی در دو دانشجویان دختر و پسر

الگو	$\Delta\chi^2$	Δdf	p	RMSEA	CFI
الگوی با محدودیت بارهای عاملی	۱/۶۹	۵	۰/۸۹	۰/۰۲۹	۰/۹۹۳
الگوی با محدودیت عبارت‌های خطا	۹/۵۵	۱۲	۰/۶۶	۰/۰۲۷	۰/۹۹۵
الگوی با محدودیت واریانس‌ها و کوواریانس‌های عاملی	۲/۱۴	۶	۰/۹۱	۰/۰۲۸	۰/۹۹۹

در گام نخست ـ که مشتمل بر یک برازندگی دوگروهی بود ـ با هدف آزمون تغییرناپذیری شکلی آزمون تامل شناختی در دانشجویان، الگوی تحلیل عاملی بدون القاء هیچ محدودیتی برآورد شد. در این بخش، برازش مطلوب بودن الگوی پایه را نشان دادند(CFA=۰/۹۹, GFA=۰/۹۷۶, RMSEA=۰/۰۴ ,χ^2 (۱۸)=۲۸/۹۷, p<۰/۰۵). که مؤید یکسان بودن ساختار عاملی در دو گروه بود. به بیان دیگر، نتایج نشان دادند که ساختار نظری مفروض دربارۀ بارهای عاملی در دو گروه، هم‌ارز بودند. سپس، تغییرناپذیری متریک، در دو گروه، آزمون شد.

در ادامه، تغییرناپذیری متریک از طریق برابر قرار دادن بارهای عاملی بررسی شد. نتایج نشان داد تفاوت مدل محدود و نامحدود معنادار نبود[$\Delta\chi^2$ (۵)=۱/۶۹، p= ۰/۸۹]. بنابراین، تغییرناپذیری متریک تأیید شد. همچنین، با برابر قرار دادن واریانس خطاها، تفاوت معناداری مشاهده نشد[$\Delta\chi^2$ (۱۲)=۹/۶۵،p = ۰/۶۶]. از هم‌ارزی خطاها در دو گروه حمایت می‌کند. در نهایت، تغییرناپذیری ساختاری با برابر قرار دادن واریانس‌ها و کوواریانس‌های عاملی آزمون شد. نتایج نیز تفاوت معناداری بین مدل‌ها نشان نداد [$\Delta\chi^2$ (۶)= ۲/۱۴، p= ۰/۹۱]. درنتیجه هم‌ارزی ساختاری آزمون در دو گروه تأیید شد.

برای بررسی روایی همگرای آزمون تأمل شناختی، همبستگی آن با مقیاس نیاز به شناخت محاسبه شد. نتایج حاکی از همبستگی مثبت و معنادار بین دو متغیر بود (r=۰/۶۹، p<۰/۰۰۱). که نشان دهنده رابطه نسبتاً قوی و مؤید روایی همگرای مطلوب آزمون است.

بحث و نتیجه‌گیری

پژوهش حاضر با هدف بررسی ویژگی‌های روان‌سنجی نسخه فارسی آزمون تأمل شناختی پریمی و همکاران (۲۰۱۶) در میان دانشجویان ایرانی انجام شد. نتایج حاصل از تحلیل‌های روان‌سنجی نشان داد که این ابزار از ساختار عاملی مناسب، پایایی مطلوب، روایی همگرای قابل قبول و تغییرناپذیری اندازه‌گیری بین دو جنس برخوردار است. در مجموع، یافته‌ها شواهد تجربی مناسبی را در حمایت از کاربرد نسخه فارسی آزمون تأمل شناختی در بافت دانشگاهی ایران فراهم کردند.

نخستین یافته مهم پژوهش حاضر، تأیید ساختار تک‌عاملی آزمون تأمل شناختی بود. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که تمامی سؤال‌های آزمون حول یک عامل مشترک سازمان یافته‌اند و بخش قابل توجهی از واریانس سازه را تبیین می‌کنند. همچنین نتایج تحلیل عاملی تأییدی برازش مطلوب مدل تک‌عاملی را نشان داد. این یافته با مبانی نظری آزمون تأمل شناختی و نیز نتایج پژوهش‌های فردریک (۲۰۰۵) و پریمی و همکاران (۲۰۱۶) همسو است. فردریک (۲۰۰۵) آزمون تأمل شناختی را به‌عنوان ابزاری برای سنجش تمایل افراد به توقف پاسخ‌های اولیه شهودی و درگیر شدن در پردازش تحلیلی معرفی کرد و این ابزار را بازتاب‌دهنده یک سازه واحد دانست. همچنین پریمی و همکاران (۲۰۱۶) در فرایند تدوین نسخه شش‌سؤالی آزمون گزارش کردند که سؤال‌های آزمون از یک عامل زیربنایی مشترک پیروی می‌کنند و همگی جنبه‌های مختلف یک سازه واحد، یعنی تأمل شناختی، را اندازه‌گیری می‌کنند. همسویی یافته‌های پژوهش حاضر با نتایج فردریک (۲۰۰۵) و پریمی و همکاران (۲۰۱۵) نشان می‌دهد که ساختار مفهومی تأمل شناختی در نمونه دانشجویان ایرانی نیز حفظ شده است و سؤال‌های نسخه فارسی آزمون، همانند نسخه اصلی، توانایی سنجش یک سازه منسجم را دارند.

یافته دیگر پژوهش حاضر به پایایی مطلوب آزمون مربوط می‌شود. ضریب آلفای کرونباخ، پایایی مرکب و شاخص‌های مربوط به همسانی درونی همگی نشان دادند که سؤال‌های آزمون از انسجام مناسبی برخوردارند و در سنجش سازه تأمل شناختی عملکرد هماهنگی دارند. این یافته با نتایج مطالعات فردریک (۲۰۰۵) و پریمی و همکاران (۲۰۱۶) همسو است که آزمون تأمل شناختی را ابزاری پایا برای سنجش تفاوت‌های فردی در گرایش به تفکر تحلیلی معرفی کرده‌اند. افزون بر این، مقدار آلفای کرونباخ به‌دست‌آمده در پژوهش حاضر (۰٫۸۹) از برخی مقادیر گزارش‌شده در مطالعه پریمی و همکاران (۲۰۱۶)، که معادل ۰٫۷۲ گزارش شده، بالاتر بود. این تفاوت می‌تواند ناشی از ویژگی‌های نمونه مورد مطالعه، همگنی نسبی گروه دانشجویان یا کیفیت مناسب ترجمه و بومی‌سازی نسخه فارسی آزمون باشد. در هر صورت، نتایج حاضر نشان می‌دهد که نسخه فارسی آزمون از ثبات درونی مطلوبی برخوردار است و می‌تواند با اطمینان مناسبی در پژوهش‌های علمی مورد استفاده قرار گیرد.

از دیگر یافته‌های مهم پژوهش حاضر، تأیید روایی همگرای آزمون تأمل شناختی بود. نتایج نشان داد که بین نمرات آزمون تأمل شناختی (پریمی و همکاران، ۲۰۱۶) و نیاز به شناخت (کاچیوپو، پتی و کائو، ۱۹۸۴) رابطه مثبت و معناداری وجود دارد. این یافته با چارچوب نظری سازه تأمل شناختی و همچنین نتایج فردریک (۲۰۰۵) همخوانی دارد. بر اساس دیدگاه فردریک، افرادی که در آزمون تأمل شناختی عملکرد بهتری دارند، معمولاً تمایل بیشتری به تفکر عمیق، پردازش دقیق اطلاعات و درگیری فعال در فعالیت‌های شناختی نشان می‌دهند. به همین ترتیب، سازه نیاز به شناخت نیز بیانگر گرایش فرد به لذت بردن از فعالیت‌های ذهنی و صرف تلاش شناختی برای تحلیل اطلاعات است. بنابراین، همبستگی مثبت مشاهده‌شده میان این دو سازه نشان می‌دهد افرادی که بیشتر قادر به مهار پاسخ‌های شهودی و استفاده از پردازش تحلیلی هستند، در عین حال انگیزه بیشتری برای تفکر و پردازش شناختی دارند. این یافته نه‌تنها مؤید روایی همگرای آزمون است، بلکه جایگاه نظری سازه تأمل شناختی را در شبکه مفهومی متغیرهای شناختی و انگیزشی تأیید می‌کند.

یافته مهم دیگر پژوهش حاضر، تأیید تغییرناپذیری اندازه‌گیری آزمون در دو گروه زنان و مردان بود. نتایج تحلیل چندگروهی نشان داد که ساختار عاملی، بارهای عاملی، خطاهای اندازه‌گیری و پارامترهای ساختاری آزمون در دو گروه از هم‌ارزی برخوردارند. این یافته نشان می‌دهد که سؤال‌های آزمون در هر دو گروه معنای روان‌شناختی مشابهی دارند و سازه تأمل شناختی را به شیوه‌ای یکسان اندازه‌گیری می‌کنند. در نتیجه، تفاوت‌های احتمالی نمرات زنان و مردان را می‌توان به تفاوت‌های واقعی در سازه مورد سنجش نسبت داد، نه به سوگیری اندازه‌گیری ابزار. تأیید تغییرناپذیری اندازه‌گیری، یکی از شواهد مهم روایی سازه محسوب می‌شود و کاربرد نسخه فارسی آزمون را در پژوهش‌های مقایسه‌ای مرتبط با جنسیت تسهیل می‌کند.

تأیید ساختار تک‌عاملی آزمون و همچنین شواهد حاصل از روایی همگرای آن را می‌توان در چارچوب نظریه‌های دوفرایندی تبیین کرد. بر اساس این دیدگاه، فرایندهای شناختی حاصل تعامل دو نظام پردازشی هستند؛ نظام نخست که سریع، شهودی و خودکار عمل می‌کند و نظام دوم که کندتر، تحلیلی و نیازمند تلاش شناختی است (کانمن و فردریک، ۲۰۰۲؛ استانوویچ و وست، ۲۰۰۰). در این چارچوب، تأمل شناختی بیانگر توانایی فرد در مهار پاسخ‌های اولیه شهودی و جایگزین کردن آن‌ها با پردازش‌های تحلیلی است. از آنجا که تمامی سؤال‌های آزمون با هدف برانگیختن پاسخ‌های شهودی اولیه طراحی شده‌اند، عملکرد افراد در این آزمون بازتابی از میزان موفقیت آنان در مهار این پاسخ‌ها و به‌کارگیری

پردازش تحلیلی است. بنابراین، مشاهده ساختار تک‌عاملی و رابطه مثبت آزمون با نیاز به شناخت، مؤید آن است که نسخه فارسی آزمون نیز همین سازه نظری را در نمونه دانشجویان ایرانی اندازه‌گیری می‌کند.

با وجود نتایج مطلوب، پژوهش حاضر با محدودیت‌هایی نیز همراه بود. نخست، نمونه پژوهش به دانشجویان مقطع کارشناسی محدود بود و به روش نمونه‌گیری در دسترس انتخاب شد؛ بنابراین، تعمیم نتایج به سایر مقاطع تحصیلی، گروه‌های سنی و بافت‌های فرهنگی باید با احتیاط صورت گیرد. دوم، ماهیت مقطعی پژوهش امکان بررسی ثبات زمانی نمرات آزمون را فراهم نکرد. ازاین‌رو، پیشنهاد می‌شود در مطالعات آینده پایایی بازآزمایی نسخه فارسی آزمون مورد بررسی قرار گیرد. سوم، اگرچه در پژوهش حاضر شواهد مناسبی درباره روایی عاملی و روایی همگرا به دست آمد، بررسی سایر جنبه‌های روایی، از جمله روایی پیش‌بین و روایی افزایشی، می‌تواند شناخت دقیق‌تری از قابلیت‌های این ابزار فراهم سازد. همچنین پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده از مدل‌های پیشرفته روان‌سنجی، از جمله نظریه سؤال–پاسخ، برای ارزیابی ویژگی‌های هر یک از سؤال‌های آزمون استفاده شود.

در مجموع، یافته‌های پژوهش حاضر نشان داد که نسخه فارسی آزمون تأمل شناختی پریمی و همکاران (۲۰۱۶) از ساختار تک‌عاملی، همسانی درونی مطلوب، روایی همگرای مناسب و تغییرناپذیری اندازه‌گیری بین زنان و مردان برخوردار است. همسویی نتایج به‌دست‌آمده با یافته‌های فردریک (۲۰۰۵) و پریمی و همکاران (۲۰۱۶) بیانگر آن است که سازه تأمل شناختی و شیوه سنجش آن در بافت فرهنگی ایران نیز از ثبات مفهومی مناسبی برخوردار است. بر این اساس، نسخه فارسی آزمون تأمل شناختی را می‌توان ابزاری معتبر و قابل‌اعتماد برای سنجش گرایش افراد به مهار پاسخ‌های شهودی و استفاده از پردازش تحلیلی در دانشجویان ایرانی دانست. کاربرد این ابزار در محیط‌های دانشگاهی می‌تواند به شناسایی تفاوت‌های فردی دانشجویان در سبک پردازش اطلاعات، تصمیم‌گیری، استدلال و حل مسئله کمک کند و زمینه را برای طراحی مداخلات آموزشی با هدف تقویت تفکر تحلیلی، خودبازاندیشی و تصمیم‌گیری آگاهانه فراهم سازد. همچنین، این آزمون می‌تواند در فرایندهای مشاوره تحصیلی، پژوهش‌های مرتبط با یادگیری، آموزش تفکر انتقادی و ارزیابی برنامه‌های آموزشی که با هدف ارتقای مهارت‌های استدلال و تصمیم‌گیری طراحی می‌شوند، به‌عنوان یک ابزار سنجش معتبر مورد استفاده قرار گیرد. این ابزار همچنین می‌تواند در پژوهش‌های حوزه روان‌شناسی شناختی، تصمیم‌گیری، علوم رفتاری و روان‌شناسی تربیتی مورد استفاده قرار گیرد و زمینه را برای گسترش مطالعات مرتبط با تأمل شناختی در جامعه ایرانی فراهم سازد.

موازین اخلاقی

به‌منظور حفظ اصول اخلاقی در این پژوهش، سعی شد پس از کسب رضایت شرکت‌کنندگان، داده‌ها جمع‌آوری شود. همچنین به شرکت‌کنندگان در خصوص محرمانه ماندن اطلاعات شخصی و ارائه نتایج بدون ذکر نام و مشخصات افراد اطمینان داده شد.

مشارکت نویسندگان

نویسنده اول مسئول اجرای پژوهش، گردآوری و تحلیل داده‌ها و نگارش مقاله بوده و نویسنده مسئول در طراحی و نظارت علمی پژوهش، تفسیر یافته‌ها و بازبینی علمی مقاله مشارکت داشته است. هر دو نویسنده نسخه نهایی مقاله را تأیید کردند.

تعارض منافع

بنا به اظهار نویسندگان، این مقاله حامی مالی و تعارض منافع ندارد.

سپاسگزاری

از تمامی مشارکت‌کنندگان عزیز که در این پژوهش مسئولانه یاری‌مان کردند، تشکر و قدردانی می‌کنیم.

References

Beaton, D. E., Bombardier, C., Guillemin, F., & Ferraz, M. B. (2000). Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. *Spine, 25*(24), 3186–3191. [Link]

Cacioppo, J. T., Petty, R. E., & Kao, C. F. (2010). The efficient assessment of need for cognition. *Journal of Personality Assessment, 48*(3), 306–307. [Link]

Cacioppo, J. T., Petty, R. E., Kao, C. F., & Rodriguez, R. (1986). Central and peripheral routes to persuasion: An individual difference perspective. *Journal of Personality and Social Psychology, 51*, 1032–1043. [Link]

Cacioppo, J. T., Petty, R. E., Feinstein, J. A., & Jarvis, W. B. G. (1996). Dispositional differences in cognitive motivation: The life and times of individuals varying in need for cognition. *Psychological Bulletin, 119*(2), 197–253. [Link]

De Bruin, A. B. H., Janssen, E. M., & Stebner, F. (2025). Cognitive load and challenges in self-regulation: An introduction and reflection on the topical collection. *Educational Psychology Review, 37*, 65–77. [Link]

Deldoost, F., Ghaffari, M., & Moradi, S. (2019). Cognitive reflection and numeracy as predictors of students' major choice. *Journal of Educational Psychology Studies, 15*(2), 45–60. [Link] [in Persian]

De Neys, W., Rossi, S., & Houdé, O. (2013). Bats, balls, and substitution sensitivity: Cognitive misers are not so miserly. *Psychonomic Bulletin & Review, 20*(2), 269–275.[Link]

Frederick, S. (2005). Cognitive reflection and decision making. *Journal of Economic Perspectives, 19*(4), 25–42.[Link]

Kahneman, D., & Frederick, S. (2012). Representativeness revisited: Attribute substitution in intuitive judgment. In T. Gilovich, D. Griffin, & D. Kahneman (Eds.), *Heuristics and biases: The psychology of intuitive judgment* (pp. 49–81). Cambridge University Press. [Link]

Khodaei, A., & Rahimi, R. (2025). Psychometric properties of the Psychological Capital Questionnaire: Cancer patients' version. *Applied Psychology Quarterly*, e106268. [in Persian]

Link] [in Persian]

Kline, R. B. (2023). *Principles and practice of structural equation modeling* (5th ed.). Guilford Press. [Link]

Liberali, J. M., Reyna, V. F., Furlan, S., Stein, L. M., & Pardo, S. T. (2011). Individual differences in numeracy and cognitive reflection, with implications for biases and fallacies in probability judgment. *Journal of Behavioral Decision Making, 25*(4), 361–381. [Link]

Mahak, S., Malone, S., & Morsanyi, M. E. K. (2025). Academic anxiety and cognitive reflection in neurodivergence based on evidence from a large international sample. *Scientific Reports, 15*, 37522. [Link]

Martire, K. A., Robson, S. G., Drew, M., Nicholls, K., & Faasse, K. (2023). Thinking false and slow: Implausible beliefs and the Cognitive Reflection Test. *Psychonomic Bulletin & Review, 30*, 2387–2396. [Link]

Meyer, A., Attali, Y., Bar-Hillel, M., Frederick, S., & Kahneman, D. (2024). Cognitive reflection is a distinct and measurable trait. *Proceedings of the National Academy of Sciences, 121*(49), e2409191121. [Link]

Meyers, L. S., Gamst, G., & Guarino, A. J. (2016). *Applied multivariate research: Design and interpretation* (3rd ed.). Sage. [Link]

Moşoi, A. A., Maican, C., Cazan, A. M., & Sumedrea, S. (2025). Do students need to think hard? The interplay of AI and cognitive abilities in solving problems. *Education and Information Technologies, 30*, 24337–24364. [Link]

Noori, M. (2023). Cognitive reflection as a predictor of susceptibility to behavioral anomalies. *Judgment and Decision Making, 11*(1), 114–123. [Link][in Persian]

Pennycook, G., Cheyne, J. A., Barr, N., Koehler, D. J., & Fugelsang, J. A. (2023). On the reception and detection of pseudo-profound bullshit. *Judgment and Decision Making, 10*(6), 549–563. [Link]

Pennycook, G., Fugelsang, J. A., & Koehler, D. J. (2015). Everyday consequences of analytic thinking. *Current Directions in Psychological Science, 24*(6), 425–432. [Link]

Primi, C., Morsanyi, K., Chiesi, F., Donati, M. A., & Hamilton, J. (2015). The development and testing of a new version of the Cognitive Reflection Test applying item response theory (IRT). *Journal of Behavioral Decision Making, 29*(5), 453–469. [Link]

Racheva, N. R., Peycheva, E., Kamburidis, J., & McElroy, T. (2025). Does performance on the Cognitive Reflection Test indicate cognitive miserliness? Evidence from response times, working memory capacity, and warnings. *Journal of Cognitive Psychology*. Advance online publication. [Link]

Sharifi, M., & Samandari, N. (2007). The role of psychological and social dimensions of AIDS in the prevention of the disease. *Applied Psychology Quarterly, 1*(1), e94364.[Link]

Stanovich, K. E., & West, R. F. (2001). Individual differences in reasoning: Implications for the rationality debate? *Behavioral and Brain Sciences, 23*(5), 645–665. [Link]

Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2007). *Using multivariate statistics* (5th ed.). Allyn & Bacon. [Link]

Toplak, M. E., West, R. F., & Stanovich, K. E. (2013). Assessing miserly information processing: An expansion of the Cognitive Reflection Test. *Thinking & Reasoning, 20*(2), 147–168. [Link]

Otero, I., Salgado, J. F., & Moscoso, S. (2022). Cognitive reflection, cognitive intelligence, and cognitive abilities: A meta-analysis. *Intelligence, 90*, Article 101614. [Link]

Zare, H., & Rastgar, A. (2015). Psychometric properties of the short form of the Need for Cognition Scale among high school students. *Social Cognition Quarterly, 4*(7), 53–66. *(In Persian).* [Link]

نسخه پیش از انتشار