

ORIGINAL ARTICLE

Development and Validation of a Cognitive Egocentrism Questionnaire for Iranian Adults

Mehdi Shomali Ahmadabadi¹, Atefeh Barkhordari Ahmadabadi^{*2}

1. PhD in Psychology, Education department, Ardakan, Yazd, Iran.

2. Master's in clinical psychology, Isfahan (Khorasgan) Branch, Islamic Azad University, Isfahan, Iran.

Correspondence:

Atefeh Barkhordari Ahmadabadi
Email: atefeh.8449@gmail.com

Received: 24/Aug/2024

Revised: 25/Oct/2024

Accepted: 05/Feb/2025

How to cite:

Shomali Ahmadabadi, M.; Barkhordari Ahmadabadi, A. (2025). Development and Validation of a Cognitive Egocentrism Questionnaire for Iranian Adults, *Journal of Social Cognition*, 14 (27), 111-130.

(DOI: [10.30473/sc.2025.74154.3059](https://doi.org/10.30473/sc.2025.74154.3059))

ABSTRACT

Cognitive issues are critical contributors to psychological, behavioral, and social problems. This study aimed to develop and validate a questionnaire for assessing cognitive egocentrism in Iranian adults. The research adopted a survey design with a normative objective. The sample consisted of 558 Iranian adults from Ardakan, selected through stratified sampling. The instruments included Cognitive Egocentrism Questionnaire, the Cognitive Bias Questionnaire (Wudy et al., 1996), and the Empathy Questionnaire (Jolliffe & Farrington, 2006). Data were analyzed using exploratory and confirmatory factor analyses, Cronbach's alpha, and Pearson correlation, employing SPSS version 26 and AMOS version 24. The results of exploratory and confirmatory factor analyses identified five dimensions of the questionnaire—belief alignment, resistance to opposing views, cognitive superiority, validation seeking, and social conformity—accounting for 58.714% of the variance. Convergent validity was supported by a positive correlation with cognitive bias ($r = 0.400$), while divergent validity was confirmed by a negative correlation with empathy ($r = -0.539$). The questionnaire's reliability was established with a Cronbach's alpha of 0.936. Findings revealed higher cognitive egocentrism among individuals with lower education levels, with no significant gender differences observed. This tool is suitable for use in research and clinical interventions to assess and mitigate cognitive egocentrism.

KEYWORDS

Iranian adults, Cognitive egocentrism, factor analysis, reliability, validation.



Introduction

Cognitive egocentrism, originally conceptualized by Piaget (1956) as a developmental limitation in children, refers to the inability to differentiate one's own perspective from others', leading to biased information processing. Piaget described it in preoperational and concrete operational stages, where children generalize their views to the world, often appearing stubborn (Piaget & Inhelder, 1956). Elkind (1967) extended this to adolescence, introducing concepts like "imaginary audience" and "personal fable," where heightened self-awareness fosters egocentric beliefs that others are as preoccupied with one's appearance and behavior as oneself. While early research focused on children and adolescents, recent studies suggest cognitive egocentrism persists into adulthood as a cognitive bias, where individuals filter information through personal beliefs, prioritize their views, and resist contradictory opinions (Shek et al., 2014; Tajmirriyahi et al., 2020). In adults, this manifests as placing one's beliefs at the center of judgment, leading to interpersonal conflicts, marital discord, and societal issues like group violence or biased decision-making (Chambers & De Dreu, 2014). Existing tools, such as the Chinese Adolescent Egocentrism Scale (Shek et al., 2014) and the Egocentrism Scale (Tajmirriyahi et al., 2020), primarily target adolescents or single-factor structures, overlooking multifaceted cognitive egocentrism in adults. In collectivist cultures like Iran, where group conformity and resistance to divergent views are emphasized, this bias may exacerbate relational and social problems. This study addresses this gap by developing and validating a culturally tailored questionnaire for assessing cognitive egocentrism in Iranian adults, differentiating it from prior unidimensional or adolescent-focused measures.

Methodology

This survey-based normative study targeted Iranian adults aged 20-60 in Ardakan (population $\approx 62,000$). A stratified sampling approach was used, dividing the city into 11 regions proportional to population, yielding 558 valid participants (53.1% female, 46.9% male; mean age 33.69, $SD=6.97$; education: 20% middle school, 44.6% high school, 35.4% university). Inclusion criteria included residency in Ardakan, literacy at middle school level, and consent; exclusion involved incomplete or invalid responses. Data were collected online via virtual groups over two months.

The primary instrument was the newly developed Cognitive Egocentrism Questionnaire (CEQ), initially comprising 40 items derived from in-depth interviews ($n=33$), literature review, and expert input. Items were refined to 35 through content validity assessment by five experts using Content Validity Ratio ($CVR > 0.60$) and Content Validity Index ($CVI > 0.79$; overall $CVI=0.92$). Responses used a 5-point Likert scale (1=strongly disagree to 5=strongly agree). For convergent validity, the Cognitive Bias Questionnaire (CBQ; Woody, 1996) was employed (10 items, two subscales: self-focused and external-focused attention; Cronbach's $\alpha=0.780$ in this study). For divergent validity, the Basic Empathy Scale (Jolliffe & Farrington, 2006) was used (60 items, emotional and cognitive subscales; Cronbach's $\alpha=0.734$).

Analyses included exploratory factor analysis (EFA) with principal components and Varimax rotation ($KMO=0.945$, Bartlett's test $\chi^2=7344.197$, $df=378$, $p<0.001$), confirmatory factor analysis (CFA) via maximum likelihood in AMOS 24, Pearson correlations, and Cronbach's alpha in SPSS 26. A pilot on 150 participants refined the scale to 28 items.

Result

EFA identified five factors explaining 58.714% of variance: belief alignment (14.934%), resistance to opposing views (12.649%), cognitive superiority (11.034%), validation seeking (10.935%), and social conformity (9.161%). All item factor loadings exceeded 0.494, and communalities ranged from 0.457 to 0.750. CFA confirmed the five-factor model with acceptable fit indices (Table 1).

Table 1. CFA Fit Indices for the CEQ

Index	Value	Acceptable Range
χ^2	934.720	-
df	293	-
χ^2/df	2.957	<3
p	<0.001	<0.05
RMSEA	0.059	<0.08
GFI	0.911	>0.90
NFI	0.925	>0.90
CFI	0.947	>0.90
IFI	0.942	>0.90
TLI	0.924	>0.90

Convergent validity showed positive correlation with CBQ ($r=0.400$, $p<0.001$); divergent validity indicated negative correlation with empathy ($r=-0.539$, $p<0.001$). Subscale correlations followed similar patterns (e.g., belief alignment: CBQ $r=0.359$, empathy $r=-0.512$; all $p<0.001$). Reliability was high (overall $\alpha=0.936$; subscales: belief alignment $\alpha=0.830$, resistance $\alpha=0.801$, superiority $\alpha=0.802$, validation $\alpha=0.835$, conformity $\alpha=0.825$).

Descriptive statistics revealed mean CEQ score of 85.99 ($SD=18.44$), higher in lower education (middle school: $M=91.59$, $SD=18.99$) than university ($M=85.52$, $SD=18.84$), with no significant gender differences (women: $M=86.29$, $SD=18.00$; men: $M=84.90$, $SD=18.98$). Skewness and kurtosis confirmed normality (Table 2).

Table 2. Descriptive Statistics for CEQ Total and Subscales

Variable	Group	Mean	SD	Skewness	Kurtosis
Total CEQ	All	85.99	18.44	-0.038	-0.595
Women		86.29	18.00	1.095	
Men		84.90	18.98	0.209	
Middle School		91.59	18.99	0.575	
High School		85.76	18.09	1.044	
University		85.52	18.84	-1.462	
Belief Alignment	All	23.81	5.15	1.429	0.689
Resistance to Opposing Views	All	16.65	4.58	-0.422	0.462
Cognitive Superiority	All	13.78	4.08	1.669	0.504
Validation Seeking	All	16.36	4.30	0.504	-1.807
Social Conformity	All	15.37	4.31	-1.925	1.236

Discussion

The five-factor structure aligns with theoretical extensions of egocentrism beyond adolescence, capturing adult-specific biases like confirmation seeking and social conformity, differing from single-factor tools (Tajmirriyahi et al., 2020) or adolescent-focused scales (Shek et al., 2014). Higher scores in lower education support education's role in reducing cognitive biases (Chambers & De Dreu, 2014). In Iran's collectivist context, factors like resistance and conformity may reflect cultural emphasis on group harmony, potentially amplifying interpersonal conflicts.

Conclusions

This study validates the CEQ as a reliable ($\alpha=0.936$) and valid tool for assessing cognitive egocentrism in Iranian adults, with five factors explaining substantial variance and strong psychometric properties. Key inferences include egocentrism's persistence in adulthood, inverse relation to empathy, and education's mitigating effect, with no gender differences. Limitations encompass volunteer sampling bias, geographic restriction to Ardakan, and reliance on self-report measures potentially overlooking emotional aspects. Theoretically, the CEQ advances

understanding of adult egocentrism as a multifaceted bias; practically, it aids clinical interventions for reducing conflicts in relationships and society. Recommendations include larger, diverse samples for generalizability, exploring links to narcissism or critical thinking, and mixed-methods studies for deeper insights.

Conflict Of Interest

The authors declare that there are no conflicts of interest regarding the publication of this manuscript.

Keywords

Iranian adults, Cognitive egocentrism, factor analysis, reliability, validation.

«مقاله پژوهشی»

ساخت و اعتباریابی پرسش‌نامه خودمحوری شناختی در بزرگسالان ایرانی

مهدی شمالی احمدآبادی^۱، عاطفه برخوردار احمدآبادی^{۲*}

۱. دکتری روانشناسی، آموزش و پرورش شهرستان اردکان، یزد، ایران.
۲. کارشناسی ارشد روانشناسی بالینی، واحد اصفهان (خوراسگان)، دانشگاه آزاد اسلامی، اصفهان، ایران.

نویسنده مسئول:

عاطفه برخوردار احمدآبادی

رایانامه: atefeh.8449@gmail.com

تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۶/۰۳

تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۸/۰۴

تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۱۱/۱۷

استناد به این مقاله:

شمالی احمدآبادی، مهدی؛ برخوردار احمدآبادی، عاطفه (۱۴۰۴). ساخت و اعتباریابی پرسش‌نامه خودمحوری شناختی در بزرگسالان ایرانی، *دوفصلنامه شناخت اجتماعی*، ۱۴ (۲۷)، ۱۱۱-۱۳۰.

(DOI: [10.30473/sc.2025.74154.3059](https://doi.org/10.30473/sc.2025.74154.3059))

چکیده

مشکلات شناختی یکی از مهم‌ترین عوامل در بروز مشکلات روانشناختی، رفتاری و بسیاری از ناهنجاری‌های اجتماعی است. این پژوهش با هدف ساخت و اعتباریابی پرسش‌نامه‌ای برای سنجش خودمحوری شناختی در بزرگسالان ایرانی انجام شد. این پژوهش از نظر ماهیت از نوع پژوهش‌های پیمایشی و به لحاظ هدف از نوع مطالعات هنجاریابی است. نمونه پژوهش شامل ۵۵۸ بزرگسال ایرانی از شهر اردکان بود. نمونه‌گیری به صورت طبقه‌ای انجام شد. ابزارهای مورد استفاده در پژوهش شامل پرسش‌نامه‌های خودمحوری شناختی، سوگیری شناختی وود و همکاران (۱۹۹۶)، همدلی جولیف و فارینگتون (۲۰۰۶) بود. داده‌ها با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی، آلفای کرونباخ و همبستگی پیرسون و با بهره‌گیری از نسخه ۲۶ نرم‌افزار SPSS و نسخه ۲۴ نرم‌افزار AMOS، تحلیل شدند. نتایج تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی نشان داد که پرسش‌نامه دارای پنج عامل است: هم‌راستایی اعتقادات، مقاومت در برابر نظرات متضاد، برتری‌طلبی شناختی، جستجوی تأیید و همسویی اجتماعی، که ۵۸/۷۱۴ درصد از واریانس را توضیح می‌دهند. روایی همگرا با همبستگی مثبت با سوگیری شناختی ($r=0/40$) و روایی واگرا با همبستگی منفی با همدلی ($r=-0/539$) تأیید شد. پایایی پرسش‌نامه با آلفای کرونباخ ۰/۹۳۶ تأیید شد. نتایج نشان داد که خودمحوری شناختی در افراد با تحصیلات پایین‌تر بیشتر است و تفاوت جنسیتی قابل‌توجهی مشاهده نشد. در مجموع این ابزار می‌تواند در پژوهش‌ها و مداخلات بالینی برای ارزیابی و کاهش خودمحوری شناختی استفاده شود.

واژه‌های کلیدی

اعتباریابی، بزرگسالان ایرانی، پایایی، تحلیل عاملی، خودمحوری شناختی.

مقدمه

خودمحوری^۱ یکی از مفاهیمی است که با نام پیاژه^۲ و در چارچوب نظریه رشد شناختی^۳ عجین شده است و پیاژه آن را برای توصیف ویژگی‌های فکری کودکان و نوجوانان مطرح کرد (Shek, Yu & Siu, 2014). به عقیده پیاژه، خودمحوری شناختی در مراحل پیش‌عملیاتی^۴ و عملیاتی عینی^۵ رشد، به معنای ناتوانی کودک در درک دیدگاه‌های دیگران و تمایل به تعمیم دیدگاه خود به جهان اطراف است (Aghayoosefi, Zare & Poorbaferani, 2013). از منظر پیاژه، خودمحوری به‌عنوان یک ویژگی روانی طبیعی در نظر گرفته می‌شود که در آن فرد قادر به تمییز میان واقعیت شخصی (که شامل برداشتها و دیدگاه‌های ذهنی اوست) و واقعیت عینی و قابل مشاهده نیست و این ویژگی باعث می‌شود بسیاری از کودکان توسط اطرافیان خود لجباز ارزیابی شوند (Shek et al, 2022).

با این حال، پیاژه معتقد بود که با ورود به مرحله عملیاتی صوری^۶ در نوجوانی، افراد به تدریج توانایی گرفتن دیدگاه دیگران را کسب می‌کنند و خودمحوری کودکان کاهش می‌یابد اما تفکر انتزاعی به بروز نوعی جدید از خودمحوری در افراد منجر می‌شود و این ظرفیت به نوجوانان این امکان را می‌دهد که به افکار خود بیندیشند و به همین دلیل آگاهی از خود در آنها افزایش می‌یابد (Elkind, 1967). به تبع این افزایش آگاهی، نوجوانان خودمحور، خودآگاه و درون‌نگر می‌شوند و به حدی به خود مشغول می‌شوند که غالباً گمان می‌کنند دیگران نیز به اندازه خودشان نسبت به ظاهر و رفتارشان نگران هستند (Hanna, 2017). از منظر Elkind (1967)، این باور که دیگران به ظاهر و رفتار آنها توجه دارند، به شکل‌گیری خودمحوری در نوجوانان منجر می‌شود و در بسیاری از مواقع، نوجوانان احساس می‌کنند که در صحنه‌ای قرار دارند، به همین دلیل تلاش زیادی می‌کنند تا به واکنش‌های شنوندگان خیالی پاسخ دهند، که این امر موجب افزایش خودآگاهی آنها می‌شود.

در حالی که خودمحوری منحصر به بازه سنی خاصی نیست و در تمام گروه‌های سنی وجود دارد، اما مطالعات پیشین در زمینه خودمحوری شناختی عمدتاً بر کودکان و

نوجوانان متمرکز بوده‌اند. برای مثال Piaget & Inhelder (1956)، با استفاده از تکلیف سه کوه^۷ نشان دادند که کودکان در سنین پایین نمی‌توانند دیدگاه‌های بصری متفاوتی را درک کنند (Tajmirriyahi, Ta & Ickes, 2020). همچنین Elkind (1967)، مفهوم خودمحوری در نوجوانی را با معرفی ایده‌های «مخاطب خیالی»^۸ و افسانه شخصی^۹، گسترش داد که به خودآگاهی افراطی و احساس منحصربه‌فرد بودن در نوجوانان اشاره دارد. پژوهش‌های اندکی به بررسی خودمحوری شناختی در بزرگسالان پرداخته‌اند و این در حالی است که به نظر می‌رسد بزرگسالان نوع متفاوتی از خودمحوری را تجربه می‌کنند. برای مثال بزرگسالان ممکن است تصور کنند دیگران دیدگاه‌های مشابهی با آنها دارند یا اینکه فقط نیازهای خود را در اولویت قرار دهند (Tajmirriyahi et al, 2020). به نظر می‌رسد خودمحوری در بزرگسالان به گونه‌ای است که افراد بزرگسال باورها، آئین‌ها، نگرش‌ها، عقاید و ارزش‌های خود را در مرکز عالم تصور می‌کنند و بر اساس این باور رفتارهای خود را با دیگران تنظیم می‌کنند. بنابراین در این پژوهش، خودمحوری شناختی در بزرگسالان با در نظر گرفتن دیدگاه‌هایی چون Elkind (1967) و Piaget & Inhelder (1956)، به‌عنوان یک سوگیری شناختی تعریف می‌شود که در آن افراد به طور ناخودآگاه اطلاعات را بر اساس باورها، تجربیات و دیدگاه‌های شخصی خود فیلتر کرده و آن را معیار اصلی قضاوت درباره حقیقت و دانش قرار می‌دهند و این سوگیری باعث می‌شود اطلاعات همسو با دیدگاه‌های شخصی تقویت و اطلاعات ناهمسو نادیده گرفته شوند یا تحریف گردند؛ همسویی دیگران با این دیدگاه‌ها به تأیید درستی باورهای فرد منجر شده و احساس رضایت و اطمینان را برمی‌انگیزد، در حالی که ناهم‌سویی به‌عنوان تهدیدی برای مرکزیت شناختی فرد تلقی می‌شود و احساس ناراحتی، اضطراب یا دفاع را به دنبال دارد. این تعریف با مفهوم خودمحوری شناختی پیاژه تفاوت‌هایی دارد. در حالی که خودمحوری پیاژه بر ناتوانی شناختی در درک دیدگاه‌های متفاوت تمرکز دارد، تعریف پیشنهادی در این مطالعه به یک گرایش شناختی در بزرگسالان اشاره می‌کند که ممکن است ناشی از عدم تفکر بوده و از عوامل فرهنگی، اجتماعی و شخصیتی تأثیر بگیرد.

7. Three Mountains Task

8. Imaginary Audience

9. Personal Fable

1. Egocentrism

2. Piaget

3. Cognitive Development Theory

4. Preoperational

5. Concrete Operational

6. Formal Operational

این تفاوت نشان‌دهنده تکامل مفهومی خودمحوری شناختی از یک محدودیت رشد شناختی به یک ویژگی روان‌شناختی پایدار در بزرگسالی است و این در حالی است که خودمحوری شناختی در بزرگسالان کمتر مورد توجه قرار گرفته است (Shek et al, 2014). همچنین از آنجاکه خودمحوری به توجه بیش از حد به خود و ناتوانی در تنظیم برای تفاوت دیدگاه‌های دیگران اشاره دارد، بنابراین این ویژگی می‌تواند منبع سوءتفاهمات، تضادها و درک نادرست‌ها در تعاملات اجتماعی باشد که ضرورت ارزیابی و مداخله در آن را نشان می‌دهد (Chambers & De Dreu, 2014).

خودمحوری شناختی ریشه بسیاری از تعارضات زناشویی، جنگ‌ها و تضعیف روابط بین‌فردی است و به نظر می‌رسد که یک ویژگی انسانی باشد. افرادی که خودمحوری شناختی بالایی دارند، باورهای خود را در مرکز عالم قرار می‌دهند و سایرین را بر اساس آن باور ارزیابی و قضاوت می‌کنند. برای مثال مردی که دارای خودمحوری شناختی زیادی است، ممکن است همسر خود را به خاطر اندیشه‌هایی که دارد، تحقیر کند، مورد ضرب و شتم قرار دهد یا زندگی او را محدود کند (Chambers & De Dreu, 2014). همچنین به نظر می‌رسد مفهوم کنترل بیرونی در نظریه انتخاب گلسر^۱ نیز تحت تأثیر این نوع از سوگیری شناختی باشد (Robey et al, 2011)؛ زمانی که فرد باورهای خود را در مرکز عالم قرار می‌دهد بیشتر به کنترل بیرونی دیگران تمایل دارد تا آن باورها را تقویت کند (تو در صورتی ارزشمندی که مثل من فکر کنی). این سوگیری شناختی به‌خصوص در افراد متعصب، شدت بیشتری دارد و می‌تواند عامل مهمی در خشونت‌های گروهی، فرقه‌ای، مذهبی، ملی و فرهنگی باشد (Kruglanski et al, 2019). همچنین بسیاری از تصمیم‌هایی که از سوی سیاست‌مداران گرفته می‌شود نیز می‌تواند ریشه در خودمحوری شناختی داشته باشد. سیاست‌مداران تصمیم‌هایی را می‌گیرند که ممکن است بر خلاف نظر عمومی عامه مردم باشد؛ این مسأله به‌خصوص در جنگ‌های بین گروه‌ها و ملل بیشتر دیده می‌شود. بنابراین ارزیابی و مداخله در خودمحوری شناختی از اهمیت زیادی برخوردار است.

در مطالعات پراکنده‌ای برخی از پژوهشگران در صدد ارزیابی خودمحوری در بزرگسالان بوده‌اند. برخی از مطالعات نشان دادند که خودمحوری ممکن است به‌عنوان یک ویژگی

شخصیتی خودشیفتگی در نظر گرفته شود (Campbell et al, 2004). برخی از مطالعات قبلی، از مقیاس‌های خودشیفتگی برای اندازه‌گیری خودشیفتگی استفاده کرده‌اند (Robbins & Patton, 1985). با این حال، خودشیفتگی تنها یکی از تعاریفات روان‌شناختی خودشیفتگی است؛ تعریفی که به ناتوانی در درک دیدگاه‌های دیگران مربوط می‌شود (Campbell et al, 2004). همچنین ابزارهای مشابه، مانند مقیاس خودمحوری نوجوانان چینی^۲ (Shek et al, 2014)، پرسش‌نامه خودمحوری (Tajmirriyahi et al, 2020) و مقیاس افسانه‌پردازی شخصی جدید (Alberts, 2007) (Elkind & Ginsberg, 2007)، هنجاریابی شده در ایران (Aghayoosefi et al, 2013)، نشان‌دهنده تلاش‌هایی برای سنجش خودمحوری یا سازه‌های مرتبط هستند. با این حال، این ابزارها عمدتاً بر خودمحوری در نوجوانان یا جنبه‌های شخصیتی پایدار تمرکز داشته و مفهوم خودمحوری شناختی مورد توجه در این پژوهش نپرداخته‌اند. برای مثال، مقیاس خودمحوری نوجوانان چینی، دو بعد خودبزرگ‌بینی و برتری بر دیگران را می‌سنجد، اما به‌طور خاص خودمحوری شناختی در بزرگسالان را بررسی نمی‌کند. پرسش‌نامه (Tajmirriyahi et al, 2020)، با ساختار تک‌عاملی بر عدم توجه به دیدگاه دیگران و اولویت نیازهای خود تمرکز دارد، اما جنبه عاطفی تعریف حاضر را پوشش نمی‌دهد. همچنین، مقیاس افسانه‌پردازی شخصی جدید، که در ایران هنجاریابی شده، بیشتر به خودمیان‌بینی و ارتباط آن با افسردگی و هیجان‌خواهی پرداخته است و از خودمحوری شناختی به معنای مورد نظر این پژوهش فاصله دارد. ابزارهای دیگر مانند مقیاس مخاطب خیالی (Elkind, 1967) و پرسش‌نامه کانون توجه (Woody, 1996)، نیز به ترتیب بر خودآگاهی نوجوانان و سوگیری‌های شناختی متمرکزند و برای بزرگسالان یا خودمحوری شناختی به‌صورت جامع طراحی نشده‌اند (Hedayati & Torkan, 2021).

همچنین باید این مسأله را نیز مورد توجه قرار داد که فرهنگ ایران، با تأکید بر جمع‌گرایی و ارزش‌های اجتماعی، ممکن است بر نحوه بروز خودمحوری شناختی تأثیر بگذارد. برخلاف جوامع فردگرا که خودمحوری ممکن است به صورت آشکارتر در رفتارها دیده شود، در جوامع جمع‌گرا مانند ایران، این ویژگی می‌تواند در قالب تعصب به باورهای جمعی یا مقاومت در برابر دیدگاه‌های متضاد ظاهر شود؛ مسأله‌ای که

پرسش‌نامه که یک معیار خودگزارشی است و در ۳۵ سؤال برای ارزیابی خودمحموری شناختی طراحی شد. سؤالات پرسش‌نامه بر اساس مصاحبه‌های عمیق انجام شده با زنان و مردان، بررسی منابع پژوهشی، کسب نظر خبرگان دانشگاهی و غیر دانشگاهی طراحی شد. فرم اولیه پرسش‌نامه دارای ۴۰ سؤال بود که در نهایت به منظور بررسی روایی محتوایی و پس از کسب نظر خبرگان و ادغام برخی از سؤالات به ۳۵ سؤال کاهش یافت. پاسخگویی به سؤالات در یک مقیاس ۵ گزینه‌ای شامل کاملاً مخالفم (۱)، مخالفم (۲)، نه موافق و نه مخالف (۳)، موافقم (۴)، کاملاً موافقم (۵)، انجام می‌شود.

پرسش‌نامه سوگیری شناختی^۱: این پرسش‌نامه ۱۰ سوالی به‌وسیله (Woody 1996)، ساخته شده است و دارای دو زیرمقیاس با پرسش‌های مدرج پنج نمره‌ای است. زیرمقیاس‌های این پرسش‌نامه عبارتند از: کانون توجه متمرکز بر خود^۲ (سؤالات ۱ تا ۵) و کانون توجه بیرونی^۳ (سؤالات ۶ تا ۱۰). آزمودنی‌ها به گویه‌های پرسش‌نامه بر پایه تصور تعامل اجتماعی پیشین پاسخ می‌دهند. هر گویه شامل یک مقیاس ۵ درجه‌ای است که نشان می‌دهد تاچه اندازه کانون توجه آزمودنی با عبارت‌ها هماهنگ است. نمره‌های هر زیر مقیاس با میانگین پنج گویه مقایسه می‌شود. امتیازات بالاتر در هر بعد نشان‌دهنده تمرکز بیشتر توجه فرد پاسخ‌دهنده در آن بعد از کانون توجه خواهد بود و برعکس. (Khayer & Ostovar 2007)، روایی پرسش‌نامه سوگیری شناختی را با روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی و چرخش واریماکس بررسی و نشان داد که این دو مقیاس پرسش‌نامه جمعاً ۵۵/۸۵ درصد از واریانس سوگیری شناختی را به خود اختصاص داده‌اند و نتایج تحلیل عاملی نیز نشان داد که پرسش‌نامه از شاخص‌های برازش مناسبی برخوردار است. در مطالعه مذکور ضریب آلفای کرونباخ را برای زیرمقیاس‌های توجه متمرکز بر خود و کانون توجه بیرونی به ترتیب ۰/۷۵ و ۰/۸۶ به دست آمد. در پژوهش Hedayati & Torkan (2021)، ضریب آلفای کرونباخ برای عامل کانون توجه متمرکز بر خود (۰/۷۳) و برای عامل توجه بیرونی (۰/۸۲) است. در پژوهش حاضر نتایج تحلیل عاملی تأییدی نشان داد بارهای عاملی بالای ۰/۴، خطای تقریب (RMSEA) ۰/۰۶۷، شاخص نیکویی برازش (GFI) برابر با

بر اساس تجارب نگارنده بخش زیادی از مشکلات موجود در روابط بین‌فردی، تعارضات زناشویی و مشکلات ناشی از آن را شامل می‌شود. بنابراین این پژوهش با هدف طراحی و هنجاریابی پرسش‌نامه‌ای برای سنجش خودمحموری شناختی در بزرگسالان ایرانی انجام شد تا ابزار معتبری برای ارزیابی این سازه در بافت فرهنگی خاص ایران فراهم آورد.

روش‌شناسی پژوهش

این پژوهش از نظر ماهیت از نوع پژوهش‌های پیمایشی و به لحاظ هدف از نوع مطالعات کاربردی است که در آن به اعتباریابی پرسش‌نامه خودمحموری شناختی در جامعه افراد بزرگسال شهر اردکان پرداخته شد. جامعه آماری تحقیق شامل افراد بزرگسال با محدوده سنی ۲۰ سال تا ۶۰ سال شهر اردکان در سال ۱۴۰۳ با تعداد تقریبی ۶۲۰۰۰ نفر بودند. از آنجا که در مدلسازی معادلات ساختاری حداقل حجم نمونه بر اساس متغیرهای پنهان و نه متغیرهای مشاهده‌پذیر تعیین می‌شود؛ (۵ تا ۲۰ نمونه برای هر عامل یا متغیر پنهان لازم است)، اما به‌طور کلی حداقل ۳۰۰ نمونه توصیه شده است (Hoe, 2008). به منظور اطمینان از کفایت حجم نمونه در مطالعه حاضر ۶۰۰ نفر تعیین شد.

نمونه‌گیری به روش طبقه‌ای انجام شد. در مرحله نخست سهم هریک از مناطق ۱۱ گانه شهر اردکان بر اساس جمعیت آن منطقه تعیین و سپس نمونه پژوهش بر اساس معیارهای ورود به مطالعه انتخاب شدند. معیارهای ورود به مطالعه شامل: داشتن سن ۲۰ تا ۶۰ سال، سکونت در شهر اردکان، سواد حداقل راهنمایی برای درک سؤالات، داشتن رضایت برای شرکت در پژوهش و معیارهای خروج از مطالعه نیز شامل عدم دقت در پاسخگویی به پرسش‌نامه‌ها در نظر گرفته شد. به منظور جمع‌آوری اطلاعات، پرسش‌نامه‌ها به صورت برخط طراحی و در گروه‌های مجازی مختلف منتشر شد. ابزار پژوهش به گونه‌ای طراحی شده بود که افراد فاقد معیارهای ورود فقط به بخشی از سؤالات سلامت روان دسترسی داشتند تا از ورود آن‌ها به مطالعه جلوگیری شود. در این پژوهش، محرمانه بودن داده‌ها و عدم وجود مشکلات قانونی و مالی و عدم تضاد با ارزش‌های فرهنگی و مذهبی برای شرکت‌کنندگان به‌عنوان ملاحظات اخلاقی تضمین شد.

ابزارهای پژوهش

پرسش‌نامه خودمحموری شناختی: فرم اولیه این

1. Focus of Attention Questionnaire

2. Self-Focused Attention

3. External Focused Attention

خبرگان، موارد و ابعاد همپوشان شناسایی، ترکیب یا بازسازماندهی شدند. برای تأیید روایی محتوایی پرسش‌نامه خودمحوری شناختی، از دو شاخص نسبت روایی محتوایی (CVR) و شاخص روایی محتوایی (CVI) استفاده شد. ۵ خبره با تخصص در روان‌شناسی و روان‌سنجی دعوت شدند تا ۴۰ آیتم اولیه را ارزیابی کنند. خبرگان هر آیتم را از نظر ضرورت (CVR) و ارتباط با سازه (CVI) بررسی کردند. نتایج نشان داد که CVR تمامی آیت‌های باقی‌مانده بالاتر از ۰/۶۰ بود که مطلوب است (Law she, 1975). همچنین، CVI هر آیتم بالاتر از ۰/۷۹ و CVI کل مقیاس ۰/۹۲ بود که روایی محتوایی مناسبی را نشان می‌دهد. بر این اساس، آیت‌هایی با CVR کمتر از ۰/۶۰ حذف و در نهایت، ۳۵ سؤال به‌عنوان گویه‌های نهایی پرسش‌نامه خودمحوری شناختی انتخاب شدند. در مرحله بعد، ابزار روی یک نمونه مقدماتی ۱۵۰ نفری بررسی شد. پس از حذف ۷ سؤال که باعث افزایش آلفای کرونباخ کل پرسش‌نامه، از کمتر از ۰/۷ به ۰/۸۳۷ شدند، پایایی کل سؤالات ۰/۸۳۷ به‌دست آمد. فرم نهایی پرسش‌نامه شامل ۵ زیرمقیاس (هم‌راستایی اعتقادات^۴، مقاومت در برابر نظرات متضاد^۵، برتری‌طلبی شناختی^۶، جستجوی تأیید^۷ و همسویی اجتماعی^۸) بود. حداقل نمره ۲۸ و حداکثر نمره ۱۴۰ بود. کسب نمره بالاتر نشان‌دهنده خودمحوری شناختی بالاتر است. در مرحله بعد، داده‌های اصلی طی دو ماه جمع‌آوری شدند. در این مدت، ۲۶۷۹ نفر پرسش‌نامه‌ها را مشاهده کردند و ۶۱۳ نفر به سؤالات پاسخ دادند. از این تعداد، ۵۶۵ نفر معیارهای ورود به پژوهش را داشتند. سپس پس از بررسی داده‌ها و حذف پاسخ‌های نامعتبر یا ناقص، ۵۵۸ پاسخ تحلیل شدند. برای بررسی روایی همگرا، از فرم کوتاه پرسش‌نامه سوگیری شناختی Woody (1996)، و برای بررسی روایی واگرا، از پرسش‌نامه همدلی (Jolliffe & Farrington, 2006) استفاده شد. همسانی درونی پرسش‌نامه از طریق محاسبه همبستگی هر سؤال با نمره کل بررسی شد. همچنین، برای ارزیابی روایی سازه، از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی استفاده شد. علاوه بر این، پایایی پرسش‌نامه با استفاده از آلفای کرونباخ محاسبه شد. داده‌های پژوهش با استفاده از روش‌های زیر تحلیل شدند:

۰/۹۱۵، شاخص برازندگی تطبیقی (CFI) برابر با ۰/۹۵۱ و مقدار χ^2/df نیز ۲/۲۹۳ است که از روایی سازه پرسش‌نامه پشتیبانی می‌کنند؛ همچنین مقدار آلفای کرونباخ ۰/۷۸۰ به‌دست آمد.

پرسش‌نامه همدلی^۱: این پرسش‌نامه توسط Jolliffe & Farrington (2006)، ساخته شده و دارای ۶۰ سؤال است. این پرسش‌نامه دارای دو خرده‌مقیاس عاطفی^۲ و شناختی^۳ است. سازندگان هر یک از آزمودنی‌ها را به میزان موافقت خود را بر اساس شدت درجه از ۱ تا ۵ علامت درجه‌بندی می‌کنند. پاسخ ۱ کمترین شدت مخالفت و پاسخ ۵ بیشترین شدت موافقت است. در مطالعه Albiero et al (2009)، نتایج تحلیل عاملی نشان داد که بارهای عاملی بالای ۰/۴ و پرسش‌نامه از شاخص‌های برازش مناسبی برخوردار است. همچنین ضریب آلفای برای کل مقیاس کرونباخ ۰/۸۷ و برای خرده مقیاس عاطفی-هیجانی ۰/۸۶ و شناختی ۰/۷۴ گزارش شده است. همچنین در تحقیق نوروزی (۱۳۸۹) پایایی کل مقیاس به روش آلفای کرونباخ به میزان ۰/۸۴ و به تفکیک ۰/۷۸ برای مقیاس هیجانی و ۰/۷۴ برای مقیاس شناختی گزارش شده است (Omidpour, Baradaran & Ranjbar Noushari, 2020). در پژوهش حاضر نتایج تحلیل عاملی تأییدی نشان داد بارهای عاملی بالای ۰/۴، خطای تقریب (RMSEA) ۰/۰۷۹، شاخص نیکویی برازش (GFI) برابر با ۰/۹۹۳، شاخص برازندگی تطبیقی (CFI) برابر با ۰/۹۸۶ و مقدار χ^2/df نیز ۲/۸۱۸ است؛ همچنین مقدار آلفای کرونباخ ۰/۷۳۴ به‌دست آمد.

روش اجرای پژوهش

برای طراحی اولیه سؤالات، از منابع اطلاعاتی متنوعی استفاده شد. این منابع شامل مصاحبه‌های عمیق با ۲۱ مراجعه‌کننده به مراکز مشاوره (۸ مرد و ۱۳ زن) و ۱۲ نفر از جمعیت عمومی (۶ مرد و ۶ زن) در محدوده سنی ۲۰ تا ۶۰ سال، ابزارهای موجود، نظرات خبرگان دانشگاهی و غیر دانشگاهی، مقالات مرتبط، یافته‌های تحقیقات پیشین و اخبار و رسانه‌های اجتماعی بود. در نهایت، این اطلاعات جمع‌بندی و تحلیل شدند. در مرور ادبیات، تمرکز بر تدوین فهرستی از خودمحوری‌های شناختی بود که در نهایت در ۴۰ سؤال خلاصه شد. سپس با بازبینی سؤالات و دریافت نظرات

4. Belief Congruence

5. Resistance to Contradictory Views

6. Cognitive Superiority

7. Seeking Validation

8. Social Conformity

1. Empathy

2. Emotional

3. Cognitive

آمار توصیفی، ضرایب آلفای کرونباخ، همبستگی پیرسون، آزمون KMO، آزمون بارتلت، و چرخش متعامد. تحلیل‌ها با استفاده از نسخه ۲۶ نرم‌افزار SPSS و نسخه ۲۴ نرم‌افزار AMOS انجام شد.

یافته‌ها

آمار توصیفی

بررسی ویژگی‌های جمعیت‌شناختی شرکت‌کنندگان نشان داد

میانگین و انحراف معیار سنی به ترتیب ۳۳/۶۹ و ۶/۹۷ است. از مجموع ۵۵۸ شرکت‌کننده در پژوهش، ۲۹۶ نفر (۵۳/۱ درصد) از شرکت‌کنندگان زن و ۲۶۲ نفر (۴۶/۹ درصد) نیز مرد بوده‌اند. تحصیلات ۱۱۲ نفر (۲۰/۰ درصد) راهنمایی و سیکل، ۲۴۹ نفر (۴۴/۶ درصد) دبیرستان و دیپلم و ۱۹۷ نفر (۳۵/۴ درصد) نیز دانشگاهی بود. میانگین و انحراف معیار نمرات متغیرهای پژوهش به همراه وضعیت نرمال بودن داده‌های پژوهش به تفکیک جنسیت در جدول ۱ ارائه شده است.

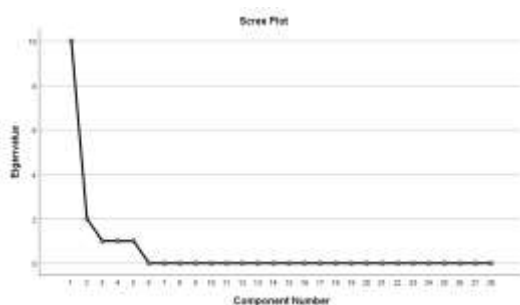
جدول ۱. میانگین و انحراف معیار خودمحموری شناختی به تفکیک جنسیت (N=۵۵۸)

متغیر	مولفه	میانگین	انحراف معیار	کجی	کشیدگی
خودمحموری شناختی	زن	۸۶/۲۹	۱۸/۰۰	۱/۰۹۵	۰/۵۰۲
	مرد	۸۴/۹۰	۱۸/۹۸	۰/۲۰۹	۰/۵۴۵
	راهنمایی و سیکل	۹۱/۵۹	۱۸/۹۹	۰/۵۷۵	۱/۰۴۴
	دبیرستان و دیپلم	۸۵/۷۶	۱۸/۰۹	۱/۰۴۴	-۱/۴۶۲
	دانشگاهی	۸۵/۵۲	۱۸/۸۴	-۱/۴۶۲	۱/۶۸۵
	کل	۸۵/۹۹	۱۸/۴۴	-۰/۰۳۸	-۰/۵۹۵
هم‌راستایی اعتقادات	زن	۲۳/۹۱	۴/۹۷	-۰/۶۸۵	۰/۵۲۷
	مرد	۲۳/۴۲	۵/۷۵	۰/۴۲۸	۰/۵۲۵
	راهنمایی و سیکل	۲۵/۲۷	۵/۳۶	۰/۳۰۸	۱/۷۴۴
	دبیرستان و دیپلم	۲۵/۷۳	۴/۹۷	۰/۰۲۸	۱/۴۷۲
	دانشگاهی	۲۳/۶۹	۵/۳۰	-۰/۲۶۷	-۰/۹۰۸
	کل	۲۳/۸۱	۵/۱۵	۱/۴۲۹	۰/۶۸۹
مقاومت در برابر نظرات متضاد	زن	۱۶/۸۴	۴/۶۳	۰/۴۳۸	-۱/۳۱۷
	مرد	۱۵/۹۸	۴/۳۵	۱/۸۰۹	۱/۴۳۷
	راهنمایی و سیکل	۱۷/۴۵	۵/۲۸	۱/۵۴۷	۰/۳۶۸
	دبیرستان و دیپلم	۱۶/۶۲	۴/۰۳	۰/۳۲۵	۰/۶۹۸
	دانشگاهی	۱۶/۵۹	۴/۷۱	-۰/۱۴۴	۰/۱۲۱
	کل	۱۶/۶۵	۴/۵۸	-۰/۴۲۲	۰/۴۶۲
برتری طلبی شناختی	زن	۱۳/۷۵	۳/۹۹	۱/۵۰۴	۱/۲۷۳
	مرد	۱۳/۸۷	۴/۳۸	-۱/۰۲۵	۱/۳۳۴
	راهنمایی و سیکل	۱۴/۸۹	۴/۴۵	۱/۰۹۹	۰/۲۷۹
	دبیرستان و دیپلم	۱۳/۶۲	۳/۹۹	-۰/۲۶۲	۱/۱۰۹
	دانشگاهی	۱۳/۷۳	۴/۰۷	۰/۹۹۸	۰/۲۵۸
	کل	۱۳/۷۸	۴/۰۸	۱/۶۶۹	۰/۵۰۴
جستجوی تأیید	زن	۱۶/۳۹	۴/۲۱	-۱/۰۱۷	-۱/۹۲۵
	مرد	۱۶/۲۵	۴/۶۲	۱/۲۳۶	۱/۰۰۹
	راهنمایی و سیکل	۱۷/۲۴	۴/۸۶	۰/۳۲۵	-۱/۸۷۲
	دبیرستان و دیپلم	۱۶/۰۰	۴/۱۷	-۰/۱۴۴	۰/۹۰۸
	دانشگاهی	۱۶/۴۱	۴/۲۹	-۰/۴۲۲	-۰/۶۰۵
	کل	۱۶/۳۶	۴/۳۰	۰/۵۰۴	-۱/۸۰۷

متغیر	مولفه	میانگین	انحراف معیار	کجی	کشیدگی
همسویی اجتماعی	زن	۱۵/۳۸	۴/۲۴	-۱/۹۲۵	۱/۲۳۶
	مرد	۱۵/۳۶	۴/۵۵	۱/۰۴۹	۱/۱۵۹
	راهنمایی و سیکل	۱۶/۷۲	۴/۵۸	-۱/۲۹۲	۱/۲۵۸
	دبیرستان ودیلم	۱۵/۷۹	۴/۲۹	-۰/۸۲۲	۰/۵۰۴
	دانشگاهی	۱۵/۰۸	۴/۲۶	۰/۷۰۴	-۱/۱۲۵
	کل	۱۵/۳۷	۴/۳۱	-۱/۹۲۵	

پژوهش قابلیت استخراج عوامل را دارد و کفایت نمونه با توجه به ضرایب همبستگی بین گویه‌ها و ضرایب قطر اصلی ماتریس همبستگی مناسب است. واریانس کل توضیح داده شده، مقادیر ماتریس مؤلفه‌ها و مشترکات در جدول ۳ ارائه شده است.

جدول ۳ تحلیل عاملی اکتشافی با استفاده از روش مؤلفه‌های اصلی و چرخش وایمکس^۲ را نشان می‌دهد. بر اساس معیار کایزر، پنج مؤلفه با مقادیر ویژه بیشتر از ۱ شناسایی شدند که ۵۸/۷۱۴ درصد از واریانس کل را توضیح می‌دهند. پس از چرخش، این عوامل به ترتیب ۱۴/۹۳۴ درصد، ۱۲/۶۴۹ درصد، ۱۱/۰۳۴ درصد، ۱۰/۹۳۵ درصد و ۹/۱۶۱ درصد از واریانس را تبیین کردند. مشترکات پس از استخراج در بازه ۰/۴۵۷ تا ۰/۷۵۰ قرار دارند که نشان‌دهنده تفاوت در میزان توضیح واریانس متغیرها توسط عوامل است. نمودار اسکری برای تعیین تعداد عوامل پرسش‌نامه در شکل ۱ ارائه شده است.



شکل ۱. نمودار اسکری برای تعیین تعداد عوامل پرسش‌نامه

نمودار اسکری نشان می‌دهد که پرسش‌نامه خودمحوری شناختی ۵ عاملی است و با توجه به شیب دامنه، ۵ عامل تشکیل دهنده پرسش‌نامه، بالاتر از شیب خط بوده و بقیه عوامل در یک محدوده و نزدیک به هم قرار دارند. پیش از انجام تحلیل عاملی تأییدی، ضریب آلفای کرونباخ گویه‌های

بر اساس یافته‌های جدول ۱، مقدار کجی و کشیدگی در بازه مجاز ۲ تا ۲- قرار دارد که حاکی از نرمال بودن توزیع نمرات است. میانگین نمره مردان و زنان در متغیر خودمحوری شناختی و زیرمقیاس‌های آن (هم‌راستایی اعتقادات، مقاومت در برابر نظرات متضاد، برتری‌طلبی شناختی، جستجوی تأیید و همسویی اجتماعی) تفاوت زیادی باهم ندارد. همچنین بیشترین میانگین خودمحوری شناختی و زیرمقیاس‌های آن در تحصیلات پائین‌تر بوده است. در مرحله بعد تحلیل عاملی اکتشافی بر روی سوالات پرسشنامه انجام شد. به منظور تحلیل عاملی اکتشافی ابتدا امکان انجام دادن تحلیل عاملی بر روی نمونه پژوهش با استفاده از آزمون بارتلت و شاخص کفایت نمونه‌برداری KMO بررسی شد. مقدار KMO و آزمون کرویت بارتلت برای پرسش‌نامه خودمحوری شناختی در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲. مقدار KMO و آزمون کرویت بارتلت برای پرسش‌نامه خودمحوری شناختی

آزمون کفایت نمونه‌برداری (KMO)		۰/۹۴۵
آزمون کرویت بارتلت	تخمین خی دو	۷۳۴۴/۱۹۷
	درجه آزادی	۳۷۸
	معنی‌داری	۰/۰۰۱

مطابق جدول ۲ مقدار KMO در پرسش‌نامه خودمحوری شناختی برابر ۰/۹۴۵ به‌دست آمد. با توجه به این که اندازه KMO بالاتر از ۰/۷ است می‌توان تحلیل عاملی را انجام داد و داده‌ها از کفایت حجم نمونه برخوردار است. همچنین مقدار خی‌دو در آماري آزمون کرویت بارتلت (۷۳۴۴/۱۹۷) و معنی‌دار به‌دست آمد ($P < 0/001$). بنابراین علاوه بر کفایت نمونه‌برداری انجام دادن تحلیل عاملی نیز پذیرفتنی است. همچنین نتایج همبستگی غیرتصویری^۱ و قطر اصلی آن (معیار بالای ۰/۵) نشان داد که داده‌های این

2. Varimax

1. Anti-image Correlation

پرسش‌نامه و همبستگی آیت‌م تصحیح شده هر گویه با نمرهٔ کل پرسش‌نامه بررسی شد، پس از بررسی ضریب آلفای کرونباخ هر گویه به روش لوپ، مشخص شد که همهٔ گویه‌های پرسش‌نامه نقش مناسبی در افزایش ضریب

همسانی درونی کل آزمون داشتند. شاخص‌های توصیفی و نقش گویه‌های آزمون در همسانی درونی کل آزمون در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۳. واریانس کل توضیح داده شده، مقادیر ماتریس مؤلفه‌ها و مشترکات

شماره	مشترکات	مؤلفه‌ها پس از چرخش	مقادیر ویژه اولیه			مجموع بارهای مربعی			مجموع چرخش بارهای مربعی		
			درصد کل	درصد واریانس	درصد تجمعی	درصد کل	درصد واریانس	درصد تجمعی	درصد کل	درصد واریانس	درصد تجمعی
۱	۰/۴۶۲	۰/۵۲۱	۱۰/۳۳۶	۳۷/۰۲۳	۳۷/۰۲۳	۱۰/۳۶۶	۳۷/۰۲۳	۳۷/۰۲۳	۴/۱۸۱	۱۴/۹۳۴	۱۴/۹۳۴
۲	۰/۴۸۰	۰/۵۱۱	۲/۳۶۹	۸/۵۵۶	۴۵/۵۷۹	۲/۳۹۶	۸/۵۵۶	۴۵/۵۷۹	۳/۵۴۲	۱۲/۶۴۹	۲۷/۵۸۳
۳	۰/۴۸۰	۰/۵۸۳	۱/۴۵۹	۵/۲۱۱	۵۰/۷۹۰	۲/۴۵۹	۵/۲۱۱	۵۰/۷۹۰	۳/۰۹۰	۱۱/۰۳۴	۳۸/۶۱۷
۴	۰/۵۴۷	۰/۶۶۸	۱/۱۷۷	۴/۲۰۳	۵۴/۹۹۳	۲/۱۷۷	۴/۲۰۳	۵۴/۹۹۳	۳/۰۶۲	۱۰/۹۳۵	۴۹/۵۸۳
۵	۰/۵۴۱	۰/۶۳۹	۱/۰۴۲	۳/۷۲۱	۵۸/۷۱۴	۲/۰۴۲	۳/۷۲۱	۵۸/۷۱۴	۲/۵۶۵	۹/۱۶۱	۵۸/۷۱۴
۶	۰/۶۴۹	۰/۶۷۷	۰/۹۱۰	۳/۲۵۰	۶۱/۹۶۴						
۷	۰/۵۰۵	۰/۶۱۹	۰/۸۷۳	۳/۱۱۷	۶۵/۰۸۰						
۸	۰/۵۰۴	۰/۵۵۹	۰/۷۵۴	۲/۶۹۲	۶۷/۷۲۲						
۹	۰/۵۹۳	۰/۷۳۲	۰/۶۶۷	۲/۳۸۳	۷۰/۱۵۶						
۱۰	۰/۵۸۲	۰/۶۴۷	۰/۶۵۱	۲/۳۲۴	۷۲/۴۸۰						
۱۱	۰/۵۱۷	۰/۵۰۵	۰/۶۱۵	۲/۱۹۷	۷۴/۶۷۷						
۱۲	۰/۵۰۹	۰/۵۳۹	۰/۵۸۴	۲/۰۸۷	۷۶/۷۶۴						
۱۳	۰/۶۰۹	۰/۶۴۳	۰/۵۶۷	۲/۰۲۴	۷۸/۷۸۸						
۱۴	۰/۵۶۱	۰/۵۳۲	۰/۵۴۷	۱/۹۵۳	۸۰/۷۴۱						
۱۵	۰/۷۲۲	۰/۷۳۹	۰/۵۳۲	۱/۹۰۰	۸۲/۶۴۱						
۱۶	۰/۷۵۰	۰/۸۱۷	۰/۵۰۰	۱/۷۸۷	۸۴/۴۲۸						
۱۷	۰/۶۱۸	۰/۵۵۹	۰/۴۶۶	۱/۶۴۴	۸۶/۰۹۲						
۱۸	۰/۴۹۸	۰/۴۸۹	۰/۴۴۶	۱/۵۹۳	۸۷/۶۸۵						
۱۹	۰/۴۵۷	۰/۳۹۰	۰/۴۲۲	۱/۵۰۶	۸۹/۱۹۱						
۲۰	۰/۶۱۵	۰/۶۷۷	۰/۴۱۵	۱/۴۸۳	۹۰/۶۷۴						
۲۱	۰/۶۸۷	۰/۶۶۲	۰/۳۸۳	۱/۳۶۷	۹۲/۰۴۲						
۲۲	۰/۶۳۴	۰/۷۳۷	۰/۳۷۹	۱/۳۵۳	۹۳/۳۹۴						
۲۳	۰/۶۷۵	۰/۷۲۰	۰/۳۶۸	۱/۳۱۶	۹۴/۷۱۰						
۲۴	۰/۵۷۲	۰/۵۲۷	۰/۳۴۸	۱/۲۴۴	۹۵/۹۵۳						
۲۵	۰/۶۸۳	۰/۶۳۹	۰/۳۱۴	۱/۱۲۳	۹۷/۰۷۷						
۲۶	۰/۷۱۵	۰/۶۸۶	۰/۲۹۲	۱/۰۴۲	۹۸/۱۱۹						
۲۷	۰/۷۰۹	۰/۷۲۱	۰/۲۸۰	۱/۰۰۱	۹۹/۱۱۹						
۲۸	۰/۵۵۹	۰/۴۷۵	۰/۲۴۷	۰/۸۸۱	۱۰۰/۰۰۰						

جدول ۴. شاخص‌های توصیفی و نقش گویه‌های آزمون در همسانی درونی کل آزمون

گویمه‌ها در هر عبارت کدام گزینه بهتر شما را توصیف می‌کند؟	میانگین (انحراف معیار)	همبستگی آیتم تصحیح شده-کل	ضریب آلفای کرونباخ در صورف حذف گویمه	بارعاملی
هم‌راستایی اعتقادات				
۱. وقتی شخص دیگری را پیدا می‌کنم که اعتقادات من را دارد، احساس رضایت می‌کنم.	۳/۲۵ (۱/۰۷)	۰/۴۹۹	۰/۹۳۵	۰/۴۹۴
۲. اغلب به دنبال اطلاعاتی هستم که باورهایم را تایید کنند.	۳/۰۲ (۱/۱۳)	۰/۵۸۳	۰/۹۳۴	۰/۶۱۶
۳. وقتی به اعتقاداتم شک کنم، به منابعی تکیه می‌کنم که از اعتقادات من حمایت می‌کنند.	۳/۳۷ (۱/۰۶)	۰/۵۵۶	۰/۹۳۴	۰/۶۳۳
۴. برای بحث‌هایی که دیدگاه‌های من را تقویت می‌کند، ارزش زیادی قائل هستم.	۳/۴۲ (۱/۰۶)	۰/۵۶۴	۰/۹۳۴	۰/۶۵۷
۵. ترجیح می‌دهم اعتقادات و نظرات خود را حفظ کنم تا اینکه در آنها تجدید نظر کنم.	۳/۲۹ (۱/۰۷)	۰/۵۵۹	۰/۹۳۴	۰/۶۴۷
۶. برای من سخت است، که بپذیرم در مورد چیزی که به شدت به آن اعتقاد دارم اشتباه می‌کنم.	۳/۶۸ (۰/۹۵)	۰/۶۲۷	۰/۹۳۳	۰/۷۳۴
۷. برای من سخت است که اعتقاداتم را در مورد یک موضوعی تغییر دهم.	۳/۷۸ (۰/۹۵)	۰/۵۳۴	۰/۹۳۴	۰/۶۴۵
مقاومت در برابر نظرات متضاد				
۸. وقتی با اعتقادات متضاد با خود مواجه می‌شوم، احساس ناامیدی می‌کنم.	۲/۵۹ (۱/۱۰)	۰/۴۸۸	۰/۹۳۵	۰/۵۶۹
۹. اگر کسی نظر من را نداشته باشد، ناخودآگاه از او بدم می‌آید.	۲/۶۳ (۱/۰۷)	۰/۴۸۵	۰/۹۳۵	۰/۵۷۹
۱۰. گفتگو با کسانی که متفاوت از من فکر می‌کنند، برایم سخت است.	۲/۲۸ (۱/۰۶)	۰/۵۳۶	۰/۹۳۴	۰/۶۴۶
۱۱. برای درک اینکه چرا مردم اینقدر عقایدی بدر نخور دارند، خیلی فکر می‌کنم.	۳/۲۱ (۱/۰۷)	۰/۶۰۰	۰/۹۳۴	۰/۶۲۹
۱۲. وقتی در موقعیت‌های اجتماعی افرادی با من مخالفت می‌کنند، احساس ناراحتی می‌کنم.	۳/۰۶ (۱/۰۵)	۰/۵۷۷	۰/۹۳۴	۰/۶۲۰
۱۳. وقتی اعتقاداتم به چالش کشیده می‌شود، احساس ناراحتی می‌کنم.	۲/۸۷ (۱/۰۸)	۰/۵۷۱	۰/۹۳۴	۰/۶۶۸
برتری طلبی شناختی				
۱۴. من مطمئن هستم که استدلال من برتر از استدلال بیشتر مردم است.	۳/۲۷ (۱/۰۸)	۰/۵۰۱	۰/۹۳۵	۰/۵۶۰
۱۵. اغلب احساس می‌کنم که نظرات من ارزشمندتر از نظرات دیگران است.	۲/۷۲ (۱/۰۹)	۰/۵۵۴	۰/۹۳۴	۰/۶۵۹
۱۶. اگر کسی با من مخالف باشد، به این فکر می‌کنم که چرا اینقدر نادان است.	۲/۶۱ (۱/۰۵)	۰/۵۳۳	۰/۹۳۴	۰/۶۴۲
۱۷. اعتقاداتم را به اعتقادات دیگران ترجیح می‌دهم.	۲/۳۹ (۱/۰۴)	۰/۵۰۲	۰/۹۳۵	۰/۷۱۳
۱۸. اغلب به نظرانی که با نظرات خود متفاوت است، بی‌توجهی می‌کنم.	۲/۸۰ (۱/۰۷)	۰/۵۹۹	۰/۹۳۴	۰/۷۲۵

گوپه‌ها در هر عبارت کدام گزینه بهتر شما را توصیف می‌کند؟	میانگین (انحراف معیار)	همبستگی آیتم تصحیح شده-کل	ضریب آلفای کرونباخ در صورث حذف گوپه	بارعاملی
جستجوی تأیید				
۱۹. در انتخابات از کسی حمایت می‌کنم که اعتقادات من را تبلیغ کند.	۳/۱۰ (۱/۰۹)	۰/۶۲۱	۰/۹۳۳	۰/۶۴۷
۲۰. کتاب‌هایی برایم جذاب است که با اعتقاداتم همسو باشد.	۳/۳۳ (۱/۱۲)	۰/۵۷۷	۰/۹۳۵	۰/۶۳۲
۲۱. سخنرانی‌هایی را گوش می‌کنم که همسو با اعتقاداتم باشد.	۳/۳۷ (۱/۰۷)	۰/۶۷۲	۰/۹۳۳	۰/۷۲۹
۲۲. در مناظره‌ها صحبت‌های کسی که مثل من فکر می‌کند را ترجیح می‌دهم.	۳/۱۸ (۱/۰۶)	۰/۵۳۱	۰/۹۳۴	۰/۵۴۱
۲۳. در گفتگوها بیشتر به دنبال تأیید اعتبار افکارم هستم تا تلاش برای رد و یا اصلاح آن.	۳/۳۸ (۱/۰۹)	۰/۵۶۴	۰/۹۳۴	۰/۶۰۴
همسویی اجتماعی				
۲۴. تنها زمانی از بحث و گفتگو لذت می‌برم که، همه دیدگاه مشابه من را داشته باشند.	۳/۷۰ (۱/۱۳)	۰/۶۰۲	۰/۹۳۳	۰/۶۸۰
۲۵. به نظر کسی بیشتر احترام می‌گذارم که با من موافق باشد.	۳/۷۸ (۱/۰۷)	۰/۵۷۳	۰/۹۳۴	۰/۶۲۶
۲۶. نسبت به افرادی که با من هم نظر هستند، احساس بهتری دارم.	۳/۱۸ (۱/۱۸)	۰/۶۸۸	۰/۹۳۲	۰/۷۶۵
۲۷. فقط زمانی نظرات دیگران را تأیید می‌کنم که، با نظرات من همسو باشند.	۳/۰۵ (۱/۱۸)	۰/۶۴۰	۰/۹۳۳	۰/۷۳۸
۲۸. کسانی که با من هم نظر هستند باهوش‌ترند.	۳/۶۷ (۱/۱۲)	۰/۵۶۷	۰/۹۳۴	۰/۶۵۱

برای بررسی برازندگی مدل عاملی از روش بیشینه درست‌نمایی استفاده شد. شاخص‌ها برای بررسی برازندگی مدل عاملی ریشه واریانس خطای تقریب (RMSEA)، شاخص نیکویی برازش (GFI) برابر با ۰/۹۱۱، شاخص برازندگی هنجار شده (NFI) برابر با ۰/۹۲۵، شاخص برازندگی تطبیقی (CFI) برابر با ۰/۹۴۷، شاخص برازندگی افزایشی (IFI) برابر با ۰/۹۴۲ و شاخص توکر-لویس (TLI) برابر با ۰/۹۲۴ به دست آمد که همگی بالای ۰/۹۰ بوده و برای برازش مدل، مطلوب تلقی می‌شوند. همچنین مقدار $\chi^2/df = 2/957$ به دست آمد که مطلوب است. علاوه بر این تمامی بارهای عاملی نیز بالاتر از ۰/۴ به دست آمد که نشان‌دهنده مطلوب بودن بارهای عاملی است. بدین ترتیب روایی سازه ابزار از طریق تحلیل عاملی تأییدی، مورد تأیید قرار گرفت. بارهای عاملی هر یک از سؤالات در جدول ۳ و مدل عاملی پرسش‌نامه در شکل ۲ ارائه شده است.

همانگونه که در جدول ۴ مشاهده می‌شود، همه گوپه‌های آزمون از همبستگی مناسبی با نمره کل آزمون برخوردار هستند و ضریب همبستگی همه گوپه‌ها، بیشتر از ۰/۳ (۰/۴۸۵) تا ۰/۷۶۵ است. همچنین نتایج جدول ۲ نشان می‌دهد که بارهای عاملی هر یک از سؤالات در محدوده ۰/۴۹۴ تا ۰/۶۸۸ و بالاتر از ۰/۴ قرار دارد که مطلوب است. به منظور بررسی روایی همگرا و واگرا، ضرایب همبستگی بین سوگیری شناختی و همدلی با پرسش‌نامه خودمحموری شناختی محاسبه شد که نتایج آن در جدول ۵ ارائه شده است.

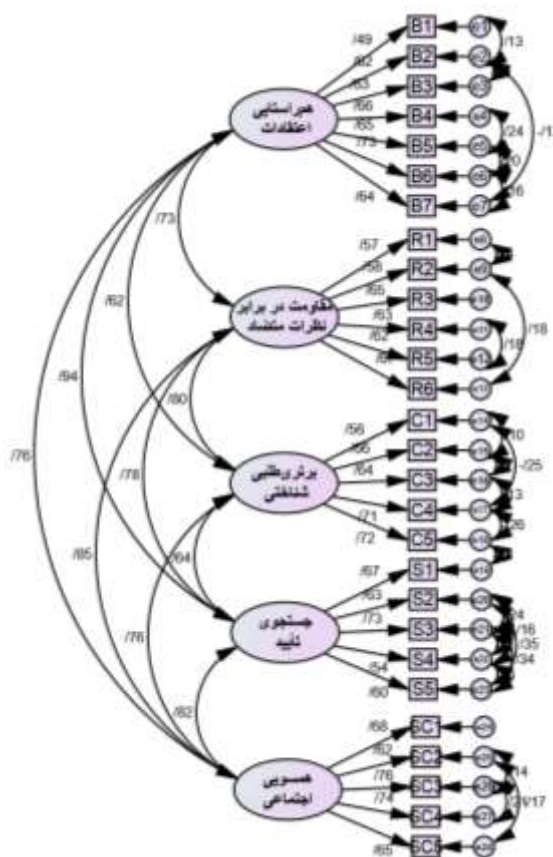
نتایج جدول ۵ نشان می‌دهد که بین سوگیری شناختی و خودمحموری شناختی رابطه مثبت معنی‌دار ($P < 0/001$)؛ $r = 0/400$ و بین همدلی و خودمحموری شناختی رابطه منفی معنی‌دار ($r = -0/539$; $P < 0/001$) وجود دارد که روایی همگرا و واگرا را نشان می‌دهد. شاخص‌های برازندگی تحلیل عاملی تأییدی مرتبه دوم در جدول ۶ ارائه شده است.

جدول ۵. ضرایب بین سوگیری شناختی و همدلی با پرسش‌نامه خودمحوری شناختی به منظور بررسی روایی همگرا و واگرا

متغیر پیش‌بین	متغیر ملاک	ضریب همبستگی	سطح معنی‌داری
سوگیری شناختی	خودمحوری شناختی	۰/۴۰۰	۰/۰۰۱
همدلی	خودمحوری شناختی	-۰/۵۳۹	۰/۰۰۱
سوگیری شناختی	هم‌راستایی اعتقادات	۰/۳۵۹	۰/۰۰۱
همدلی	هم‌راستایی اعتقادات	-۰/۵۱۲	۰/۰۰۱
سوگیری شناختی	مقاومت در برابر نظرات متضاد	۰/۳۸۷	۰/۰۰۱
همدلی	مقاومت در برابر نظرات متضاد	-۰/۴۷۸	۰/۰۰۱
سوگیری شناختی	برتری‌طلبی شناختی	۰/۲۶۱	۰/۰۰۱
همدلی	برتری‌طلبی شناختی	-۰/۴۴۲	۰/۰۰۱
سوگیری شناختی	جستجوی تأیید	۰/۳۰۴	۰/۰۰۱
همدلی	جستجوی تأیید	-۰/۵۲۸	۰/۰۰۱
سوگیری شناختی	همسویی اجتماعی	۰/۳۲۱	۰/۰۰۱
همدلی	همسویی اجتماعی	-۰/۴۷۳	۰/۰۰۱

جدول ۶. شاخص‌های برازندگی تحلیل عاملی تأییدی

شاخص‌های برازش	GFI	NFI	CFI	IFI	TLI	RMSEA	p	χ^2/df	df	(χ^2)
دامنه پذیرش	>۰/۹	>۰/۹	>۰/۹	>۰/۹	>۰/۹	<۰/۰۸	>۰/۰۵	<۳	۲۹۳	۹۳۴/۷۲۰
مقادیر به‌دست آمده	۰/۹۱۱	۰/۹۲۵	۰/۹۴۷	۰/۹۴۲	۰/۹۲۴	۰/۰۵۹	۰/۰۰۱	۲/۹۵۷	۲۹۳	۹۳۴/۷۲۰



شکل ۲. بارهای عاملی هر یک از گویه‌ها پرسش‌نامه

در بخش بعد همسانی درونی پرسش‌نامه با استفاده از آلفای کرونباخ بررسی شد که نتایج آن در جدول ۷ ارائه شده است.

جدول ۷. نتایج همسانی درونی

متغیر	ضریب آلفای کرونباخ
خودمحوری شناختی	۰/۹۳۶
هم‌راستایی اعتقادات	۰/۸۳۰
مقاومت در برابر نظرات متضاد	۰/۸۰۱
برتری‌طلبی شناختی	۰/۸۰۲
جستجوی تأیید	۰/۸۳۵
همسویی اجتماعی	۰/۸۲۵

بر اساس نتایج جدول ۷، ضرایب آلفای کرونباخ برای هم‌راستایی اعتقادات ($\alpha=0/830$)، مقاومت در برابر نظرات متضاد ($\alpha=0/801$)، برتری‌طلبی شناختی ($\alpha=0/802$)، جستجوی تأیید ($\alpha=0/835$)، همسویی اجتماعی ($\alpha=0/825$) و برای کل سوالات پرسش‌نامه نیز ۰/۹۳۶ به‌دست آمد که نشان‌دهنده پایایی مناسب پرسش‌نامه است.

بحث و نتیجه‌گیری

مطالعه حاضر با هدف ساخت و اعتباریابی پرسش‌نامه خودمحوری شناختی در بزرگسالان ایرانی انجام شد. خودمحوری شناختی به‌عنوان یک سوگیری شناختی تعریف شد که در آن افراد به طور ناخودآگاه، اطلاعات را بر اساس باورها، تجربیات و دیدگاه‌های شخصی خود فیلتر کرده و آن را معیار اصلی قضاوت درباره حقیقت و دانش قرار می‌دهند. این سوگیری باعث می‌شود اطلاعات، همسو با دیدگاه‌های شخصی تقویت و اطلاعات ناهمسو نادیده گرفته یا تحریف شوند. همسویی دیگران با این دیدگاه‌ها به تأیید درستی باورهای فرد منجر شده و احساس رضایت و اطمینان را برمی‌انگیزد، در حالی که ناهمسویی به‌عنوان تهدیدی برای مرکزیت شناختی فرد تلقی می‌شود و احساس ناراحتی، اضطراب یا دفاع را به دنبال دارد.

نتایج تحلیل عاملی اکتشافی نشان داد که پرسش‌نامه خودمحوری شناختی دارای پنج عامل هم‌راستایی اعتقادات، مقاومت در برابر نظرات متضاد، برتری‌طلبی شناختی، جستجوی تأیید و همسویی اجتماعی است. این پنج عامل در مجموع ۵۸/۷۱۴ درصد از واریانس کل را توضیح می‌دهند که نشان‌دهنده روایی سازه مناسب پرسش‌نامه است. تحلیل عاملی تأییدی نیز با شاخص‌های برازندگی مطلوب ($RMSEA=0/059$ ، $GFI=0/911$ ، $CFI=0/947$)،

TLI=0/924، IFI=0/942) تأیید کرد که مدل پنج‌عاملی به خوبی با داده‌ها برازش دارد. این ساختار چندعاملی با ابزارهای تک‌عاملی پیشین مانند پرسش‌نامه (۲۰۲۰) Tajmiriyahi et al که بر عدم توجه به دیدگاه دیگران تمرکز دارد، تفاوت‌هایی دارد و نشان‌دهنده جامعیت بیشتر این ابزار در سنجش جنبه‌های مختلف خودمحوری شناختی در بزرگسالان است. همچنین، این یافته با مقیاس خودمحوری نوجوانان چینی (۲۰۲۲) Shek et al که دو بعد خودبزرگ‌بینی و برتری بر دیگران را می‌سنجد، متفاوت است و نشان می‌دهد خودمحوری شناختی در بزرگسالان ایرانی ابعاد پیچیده‌تری دارد که تحت تأثیر عوامل فرهنگی و اجتماعی قرار گرفته است. همچنین بررسی روایی همگرا و واگرا نشان داد که پرسش‌نامه خودمحوری شناختی با سوگیری شناختی همبستگی مثبت و با همدلی همبستگی منفی دارد. این یافته‌ها تأیید می‌کنند که خودمحوری شناختی به‌عنوان یک سوگیری شناختی عمل می‌کند و با توانایی درک و همدلی با دیدگاه‌های دیگران در تضاد است. این نتایج با مطالعه (۲۰۲۰) Tajmiriyahi et al همسو است که نشان داد خودمحوری با عدم توجه به دیدگاه‌های دیگران مرتبط است. همچنین، همبستگی منفی با همدلی با یافته‌های (Alberty et al 2007)، درباره رابطه معکوس خودمحوری و همدلی در نوجوانان سازگار است و نشان می‌دهد این رابطه در بزرگسالان نیز برقرار است.

تحلیل پایایی پرسش‌نامه با استفاده از آلفای کرونباخ نشان داد که کل پرسش‌نامه ($\alpha=0/936$) و زیرمقیاس‌های آن هم‌راستایی اعتقادات ($\alpha=0/830$)، مقاومت در برابر نظرات متضاد ($\alpha=0/801$)، برتری‌طلبی شناختی ($\alpha=0/802$)، جستجوی تأیید ($\alpha=0/835$) و همسویی اجتماعی ($\alpha=0/825$) دارای پایایی مناسبی هستند. این نتایج نشان‌دهنده ثبات درونی بالای پرسش‌نامه است و با استانداردهای روان‌سنجی برای ابزارهای معتبر همخوانی دارد و مقایسه با ابزارهایی مانند مقیاس افسانه‌پردازی شخصی (Aghayoosefi et al 2013)، که پایایی کمتری گزارش کرده‌اند، نشان‌دهنده برتری این پرسش‌نامه در ثبات درونی است.

علاوه بر این نتایج نشان داد که میانگین نمرات خودمحوری شناختی در مردان ($84/90$) و زنان ($86/29$) تفاوت معنی‌داری ندارد، که این امر نشان‌دهنده عدم تفاوت چشم‌گیری تفاوت‌های جنسیتی در این سازه است. همچنین، افراد با تحصیلات پایین‌تر (راهنمایی و سیکل: $91/59$) نمرات بالاتری نسبت به افراد با تحصیلات دانشگاهی

(۸۵/۵۲) داشتند. این یافته با پژوهش مبنی بر تأثیر آموزش بر کاهش سوگیری‌های شناختی همخوانی دارد (Golmohammadi, 2024) و نشان می‌دهد که آموزش می‌تواند به کاهش خودمحوری شناختی کمک کند. این تفاوت ممکن است در بافت ایران به دلیل دسترسی نابرابر به آموزش و تأثیر آن بر تفکر انتقادی باشد.

بررسی عامل‌های استخراج شده نیز نشان داد، عامل هم‌راستایی اعتقادات به تمایل افراد برای جستجوی اطلاعاتی که باورهایشان را تأیید کند و حفظ اعتقادات خود در برابر چالش‌ها اشاره دارد. نتایج نشان داد که افراد با نمرات بالاتر در این عامل (میانگین $23/81$ ، انحراف معیار $= 5/15$) بیشتر به دنبال تأیید باورهای خود هستند و از مواجهه با اطلاعات متضاد اجتناب می‌کنند. بررسی تک‌تک گویه‌ها نشان می‌دهد که گویه‌هایی مانند «برای بحث‌هایی که دیدگاه‌های من را تقویت می‌کند ارزش زیادی قائل هستم» (بار عاملی $= 0/657$) و «برای من سخت است که بپذیرم در مورد چیزی که به شدت به آن اعتقاد دارم اشتباه می‌کنم» (بار عاملی $= 0/734$) مهم‌ترین شاخص‌های این عامل هستند. این یافته با پژوهش (Shek et al, 2014)، همسو است که نشان داد خودمحوری در نوجوانان با تمایل به تأیید باورهای شخصی مرتبط است. همچنین، این عامل با مفهوم «سوگیری تأیید» در روان‌شناسی شناختی همخوانی دارد که بیان می‌کند افراد تمایل دارند اطلاعاتی را بپذیرند که با باورهای قبلی‌شان سازگار است (Nickerson, 1998). در بافت فرهنگی ایران، این ویژگی ممکن است به دلیل تأکید بر جمع‌گرایی و حفظ هویت گروهی تشدید شود، که با نتایج مطالعه (Aghayoosefi et al (2013)، مبنی بر تأثیر فرهنگ بر خودمیان‌بینی هم‌راستا است.

همچنین عامل مقاومت در برابر نظرات متضاد به واکنش‌های منفی افراد در برابر دیدگاه‌های مخالف و دشواری در پذیرش نظرات متفاوت اشاره دارد. میانگین این عامل در نمونه کل $16/65$ (انحراف معیار $= 4/58$) بود و گویه‌هایی مانند «وقتی اعتقاداتم به چالش کشیده می‌شود، احساس ناراحتی می‌کنم» (بار عاملی $= 0/668$) و «گفت‌وگو با کسانی که متفاوت از من فکر می‌کنند برایم سخت است» (بار عاملی $= 0/664$) بالاترین بارهای عاملی را داشتند. نتایج نشان داد که افراد با نمرات بالاتر در این عامل هنگام مواجهه با نظرات متضاد احساس ناراحتی و ناامیدی می‌کنند و ممکن است از تعامل با افرادی که دیدگاه‌های متفاوتی

دارند اجتناب کنند. این یافته با پژوهش (Chambers & De Dreu (2014)، همخوانی دارد که نشان دادند خودمحوری می‌تواند منجر به سوءتفاهمات و تضادها در تعاملات اجتماعی شود. همچنین، این عامل با مفهوم «تعصب شناختی» در نظریه‌های روان‌شناسی اجتماعی مرتبط است که نشان می‌دهد افراد تمایل دارند اطلاعات را به گونه‌ای پردازش کنند که باورهایشان را حفظ کنند (Kruglanski et al, 2019). در فرهنگ جمع‌گرای ایران، این مقاومت ممکن است به صورت تعصب به باورهای مذهبی، جمعی و قومی یا دوری از دیدگاه‌های خارج از گروه بروز کند.

علاوه بر این برتری‌طلبی شناختی به باور افراد به برتری دیدگاه‌ها و استدلال‌های خود نسبت به دیگران اشاره دارد. میانگین این عامل $13/78$ (انحراف معیار $= 4/08$) بود و گویه‌هایی مانند «اغلب به نظرانی که با نظرات خودم متفاوت است بی‌توجهی می‌کنم» (بار عاملی $= 0/725$) و «اعتقاداتم را به اعتقادات دیگران ترجیح می‌دهم» (بار عاملی $= 0/713$) بارهای عاملی بالایی داشتند. افراد با نمرات بالاتر در این عامل، نظرات خود را ارزشمندتر از نظرات دیگران می‌دانند و ممکن است نظرات متضاد را نادیده بگیرند. این یافته با مطالعات مربوط به خودشیفتگی همخوانی دارد، زیرا خودشیفتگی نیز با باور به برتری شخصی و ناتوانی در درک دیدگاه‌های دیگران مرتبط است (Campbell et al, 2004). با این حال، خودمحوری شناختی در این پژوهش به عنوان یک سازه مجزا و گسترده‌تر از خودشیفتگی در نظر گرفته شده است که نه تنها به ویژگی‌های شخصیتی، بلکه به فرآیندهای شناختی نیز مرتبط است. این تمایز با دیدگاه (Robbins & Patton (1985)، که خودشیفتگی را به برتری‌جویی شخصیتی محدود می‌دانند، همخوان است.

از سوی دیگر جستجوی تأیید به تمایل افراد برای انتخاب منابع و موقعیت‌هایی که باورهایشان را تأیید می‌کنند اشاره دارد. میانگین این عامل $16/36$ (انحراف معیار $= 4/30$) بود و گویه‌هایی مانند «سخنرانی‌هایی را گوش می‌کنم که همسو با اعتقاداتم باشد» (بار عاملی $= 0/729$) و «کتاب‌هایی برایم جذاب است که با اعتقاداتم همسو باشد» (بار عاملی $= 0/632$) از شاخص‌های کلیدی این عامل بودند. افراد با نمرات بالاتر در این عامل بیشتر به دنبال منابعی هستند که با دیدگاه‌هایشان همسو باشد. این یافته با پژوهش‌های مربوط به «اتاق پژواک»^۲ در رسانه‌های اجتماعی همخوانی

اینکه خودمحوری شناختی می‌تواند منجر به تعارضات بین فردی، مشکلات در روابط زناشویی و حتی خشونت‌های گروهی شود (Kruglanski et al, 2019)، مداخلات آموزشی و درمانی برای کاهش این سوگیری ضروری به نظر می‌رسد. برای مثال، آموزش مهارت‌های تفکر انتقادی و پذیرش دیدگاه‌های متضاد می‌تواند به افراد کمک کند تا از خودمحوری شناختی خود آگاه شوند و آن را کاهش دهند. در محیط‌های کاری و آموزشی، ترویج فرهنگ گفت‌وگوی باز و پذیرش تنوع دیدگاه‌ها می‌تواند به کاهش تعارضات ناشی از خودمحوری کمک کند. همچنین، در حوزه مشاوره خانواده، مداخلاتی برای افزایش همدلی و کاهش برتری‌طلبی شناختی می‌تواند به بهبود روابط زوجین منجر شود.

یکی از محدودیت‌های این پژوهش، استفاده از نمونه‌گیری داوطلبانه بود که ممکن است منجر به سوگیری در انتخاب نمونه شود. همچنین، این مطالعه در شهر اردکان انجام شده و نتایج آن ممکن است به سایر مناطق ایران با تنوع فرهنگی و جغرافیایی تعمیم‌پذیر نباشد. علاوه بر این، ابزارهای همگرا و واگرا (سوگیری شناختی و همدلی) ممکن است تمام جنبه‌های مرتبط با خودمحوری شناختی را پوشش نداده باشند.

پیشنهاد می‌شود در پژوهش‌های آینده از نمونه‌های بزرگ‌تر و متنوع‌تر از لحاظ جغرافیایی و فرهنگی استفاده شود تا تعمیم‌پذیری نتایج افزایش یابد. همچنین، بررسی رابطه خودمحوری شناختی با سایر سازه‌های روان‌شناختی مانند خودشیفتگی، تعصب و تفکر انتقادی می‌تواند به درک عمیق‌تری از این پدیده کمک کند. استفاده از روش‌های ترکیبی (کیفی و کمی) برای بررسی جنبه‌های عاطفی و شناختی خودمحوری نیز توصیه می‌شود.

تعارض منافع

مطالعه حاضر بدون حمایت مالی انجام شده و هیچگونه تضاد منافی برای نویسندگان و سایر افراد در مقاله وجود ندارد.

References

- Aghayoosefi, A., Zare, H., & Poorbaferani, S. (2013). Calculation primary reliability and validity personal fable and new imaginary audience scale to evaluate egocentrism among adults. *Social Cognition*, 2(3), 52-68. [In Persian]
- Alberts, A., Elkind, D., & Ginsberg, S. (2007). The personal fable and risk-taking in early adolescence. *Journal of Youth and*

دارد که نشان می‌دهد افراد تمایل دارند در محیط‌هایی حضور یابند که باورهایشان تقویت شود (Cinelli et al, 2021). در بافت ایران، این رفتار ممکن است به دلیل دسترسی گسترده به رسانه‌های اجتماعی و تمایل به حفظ هویت جمعی تشدید شود، که با مشاهدات (Hedayati & Torkan, 2021) درباره سوگیری‌های شناختی مرتبط است.

همینطور همسویی اجتماعی به ترجیح افراد برای تعامل با افرادی که دیدگاه‌های مشابهی دارند و احساس رضایت از همسویی اجتماعی اشاره دارد. میانگین این عامل ۱۵/۳۷ (انحراف معیار = ۴/۳۱) بود و گویه‌هایی مانند «نسبت به افرادی که با من هم‌نظر هستند، احساس بهتری دارم» (بار عاملی = ۰/۷۶۵) و «فقط زمانی نظرات دیگران را تأیید می‌کنم که با نظرات من همسو باشند» (بار عاملی = ۰/۷۳۸) بارهای عاملی بالایی داشتند. افراد با نمرات بالاتر در این عامل بیشتر به دنبال تأیید اجتماعی برای باورهایشان هستند و ممکن است از افرادی که با آن‌ها هم‌نظر نیستند دوری کنند. این یافته با نظریه‌های «گروه‌گرایی» و «تعصب درون‌گروهی» در روان‌شناسی اجتماعی همخوانی دارد که نشان می‌دهد افراد تمایل دارند به گروه‌هایی که با آن‌ها هم‌نظر هستند تعلق داشته باشند (Rogers, 2011). در فرهنگ جمع‌گرای ایران، این تمایل ممکن است به صورت وابستگی به گروه‌های خانوادگی، مذهبی یا اجتماعی خود را نشان دهد.

در مجموع پرسش‌نامه خودمحوری شناختی با پنج عامل هم‌راستایی اعتقادات، مقاومت در برابر نظرات متضاد، برتری‌طلبی شناختی، جستجوی تأیید و همسویی اجتماعی، یک ابزار معتبر و پایا برای سنجش خودمحوری شناختی در بزرگسالان ایرانی است. این پرسش‌نامه با روایی سازه مناسب و پایایی بالا می‌تواند در پژوهش‌های آینده و مداخلات بالینی برای ارزیابی و کاهش خودمحوری شناختی مورد استفاده قرار گیرد. نتایج این پژوهش نشان‌دهنده اهمیت توجه به خودمحوری شناختی در بزرگسالان ایرانی است. با توجه به

Adolescence, 36, 71-76.

- Albiero, P., Matricardi, G., Speltri, D., & Toso, D. (2009). The assessment of empathy in adolescence: A contribution to the Italian validation of the "Basic Empathy Scale". *Journal of adolescence*, 32(2), 393-408.
- Campbell, W. K., Bonacci, A. M., Shelton, J., Exline, J. J., & Bushman, B. J. (2004). Psychological entitlement: Interpersonal consequences and validation of a self-report

- measure. *Journal of personality assessment*, 83(1), 29-45.
- Chambers, J. R., & De Dreu, C. K. (2014). Egocentrism drives misunderstanding in conflict and negotiation. *Journal of Experimental Social Psychology*, 51, 15-26.
- Cinelli, M., De Francisci Morales, G., Galeazzi, A., Quattrocioni, W., & Starnini, M. (2021). The echo chamber effect on social media. *Proceedings of the national academy of sciences*, 118(9), e2023301118.
- Elkind, D. (1967). Egocentrism in adolescence. *Child Development*, 38(4), 1025-1034.
- Golmohammadi, K. (2024). Effectiveness of School-Based Cognitive-Behavioral Therapy (Cool Kids) on Attentional Control and Attention bias. *Functional Research in Sport Psychology*, 1(1), 65-72. [In Persian]
- Hanna, J. L. (2017). Adolescents, egocentrism, and mortality. *The clearing house: A journal of educational strategies, issues and ideas*, 90(1), 30-33.
- Hedayati, F., & Torkan, H. (2021). Predicting Multiple Relationships of Attention, Post-Event Processing and Interpretation (Self Related) with Social Anxiety of Isfahan Students. *Quarterly of Applied Psychology*, 15 (1): 25, 47, 2. [In Persian]
- Hoe, S. L. (2008). Issues and procedures in adopting structural equation modelling technique. *Journal of Quantitative Methods*, 3(1), 76.
- Jolliffe, D. , & Farrington, D. P. (2006). Development and validation of the Basic EmpathyScale. *Journal of Adolescence*, 29(4), 589-611
- Khayer, M., & Ostovar, S. (2007). Relationship between social anxiety and cognitive biases in adolescents. *IJPCP*, 13 (3): 256-263. [In Persian]
- Kruglanski, A. W., Fernandez, J. R., Factor, A. R., & Szumowska, E. (2019). Cognitive mechanisms in violent extremism. *Cognition*, 188, 116-123.
- Lawshe, C. H. (1975). A quantitative approach to content validity. *Personnel Psychology*, 28(4), 563-575.
- Nickerson, R. S. (1998). Confirmation bias: A ubiquitous phenomenon in many guises. *Review of general psychology*, 2(2), 175-220.
- Omidpour, A., Baradaran, M., & Ranjbar Noushari, F. (2020). Effectiveness of Gratitude Training on Empathy and Communication Skills in Adolescents Girls. *Social Psychology Research*, 10(38), 151-166. [In Persian]
- Piaget, J., & Inhelder, B. (1956). The child's conception of space. London: Routledge & Kegan Paul.
- Robbins, S. B., & Patton, M. J. (1985). Self-psychology and career development: Construction of the Superiority and Goal Instability scales. *Journal of Counseling Psychology*, 32(2), 221.
- Robey, P., Burdenski, T. K., Britzman, M., Crowell, J., & Cisse, G. S. (2011). Systemic applications of choice theory and reality therapy: An interview with Glasser scholars. *The Family Journal*, 19(4), 427-433.
- Rogers, W. S. (2011). *Social psychology*. McGraw-Hill Education (UK).
- Shek, D. T. L., Leung, K. H., Dou, D., & Zhu, X. (2022). Impact of family functioning on adolescent materialism and egocentrism in mainland China: positive youth development attributes as a mediator. *International journal of environmental research and public health*, 19(17), 11038.
- Shek, D. T., Yu, L., & Siu, A. M. (2014). The Chinese adolescent egocentrism scale: Psychometric properties and normative profiles. *International Journal on Disability and Human Development*, 13(2), 297-307.
- Tajmiriyahi, M., Ta, V. P., & Ickes, W. (2020). Measuring egocentrism as a trait-like personality attribute: The development and validation of the egocentrism scale. *Psychological Studies*, 65(4), 481-488.
- Woody, S. R. (1996). Effects of focus of attention on anxiety levels and social performance of individuals with social phobia. *Journal of abnormal psychology*, 105(1), 61-69.