Journal of Research in Educational Systems

Volume 18, Isuue 65, 2024
Pp. 87-100

Print ISSN: 2383-1324
Online ISSN: 2783-2341

Homepage: www.jiera.ir

Detection of Faking Responses in the Big Five Personality Inventory

Hassan Mahmoudian [1]✉

1. *Corresponding Author*, Department of psychology, Faculty of Humanities and Social Sciences, University of Mazandaran, Babolsar, Iran. E-mail: h.mahmoudian7@gmail.com

ABSTRACT

Objective: The aim of the present study was to identify faking responses in the Big Five personality inventory. In this study, data were collected by administering the NEO-FF short form personality inventory to students of Allameh Tabataba'i University.

Methods: 748 participants in two instructed (n = 366) and honest (n = 382) groups completed the research questionnaire. In this study, the participants were randomly assigned to two groups: those who responded honestly and those with instructed responses.

Results: The findings, by examining the differences in class means, the composition of the main groups, the selection threshold graphs, and the probability of confirming the answer choices by class, identified most dimensions of the two classes of samples as simulated and honest groups.

Conclusion: Finally, it can be said that over the past 10 years, research on identifying faking responses has attracted considerable attention in assessments areas; however, there seems to be a relative lack of empirical studies in evaluating faking responses, apart from limited applications in simulation studies, that can accurately explain how to identify, describe and correct individual inconsistencies. Additionally, despite a few initial reports in this area, patterns of individual inconsistency are rarely reported in official reports for large-scale educational screenings such as national employment tests and psychological assessments. Therefore, statistical methods such as item response theory and factor analysis can be used to identify faking responses in employment or psychological assessment with specific goals.

Article Info:

Article Type:
Research Article

Article history:
Received April 24, 2024
Received in revised form July 9, 2024
Accepted July 10, 2024
Published Online A July 15, 2024

Keywords:
EnglishFaking responses,
Big Five personality inventory,
Mixed Rasch analysis

Cite this article: Mahmoudian, H. (2024). Detection of Faking Responses in the Big Five Personality Inventory. *Journal of Research in Educational Systems*, *18*(65), 87-100. https://doi.org/10.22034/JIERA.2024.465873.3182

© The Author(s)

Publisher: Iranian Educational Research Association

DOI: https://doi.org/10.22034/JIERA.2024.465873.3182

EXTENDED ABSTRACT

Introduction

Self-report measures have long been a cornerstone of psychological research, offering a cost-effective and efficient means of data collection. However, these measures are susceptible to various biases, particularly response styles. One such bias is faking, where individuals intentionally distort their responses to create a socially desirable impression. This phenomenon can be influenced by both individual characteristics and situational factors, significantly impacting the validity of personality assessments.

While the implications of faking on the validity of psychometric scores have been widely debated, research suggests that faking can introduce systematic variance into test results. Identifying faking is crucial for accurate interpretation of test scores, as even if validity is not compromised, invalid protocols can still undermine assessment.

Various methods have been employed to detect faking, including the L, F, and K scales of the MMPI and the Marlowe-Crowne Social Desirability Scale. More recently, Item Response Theory (IRT) has been used to identify faking patterns by analyzing examinee behavior on psychometric scales.

Mixed Rasch Modeling (MRM), an advanced approach, has emerged as a promising tool for identifying faking patterns. By combining IRT and Latent Class Analysis (LCA), MRM allows for the identification of homogeneous groups of respondents. Despite existing research, limitations remain in tracking the prevalence of faking and validating the statistical classes identified by MRM.

The current study aims to accurately identify faking responses in the Big Five Personality Inventory to better understand their impact on the validity of psychological instruments.

Method

Participants were randomly assigned to either a honest or a faking condition. The honest group was instructed to respond truthfully, while the faking group was encouraged to distort their responses to create a positive self-image. A total of 382 honest and 366 faking questionnaires were completed. The short form of the NEO-FFI, consisting of 60 items and five personality dimensions (Neuroticism, Extraversion, Openness, Agreeableness, and Conscientiousness), was used.

Data analysis was conducted using Mixed Rasch Modeling (MRM), which allows for the identification of respondent classes. The model analyzed item threshold estimates to identify response biases. The WINMIRA2001 software was used for data analysis and model estimation.

Results

The results revealed that the mean age of the faking group (26.16) was slightly higher than the honest group (25.47). Mean scores and standard deviations for personality dimensions were calculated for both groups. For instance, the mean score for Conscientiousness was 45.81 for the faking group and 45.66 for the honest group.

MRM analysis identified two classes for all personality dimensions except Extraversion: an honest class and a faking class. The CAIC index was used to determine the number of classes, and results indicated that the first class typically belonged to honest respondents and the second class to faking respondents.

Conclusions

Faking, characterized by a tendency toward social desirability, is a significant concern in psychometric assessment. Novel methods such as Mixed Rasch Modeling have been successful in identifying atypical response patterns and providing more accurate results compared to traditional methods.

The findings of this study align with previous research, demonstrating that classes identified through MRM can create significant differences between honest and faking respondents. Moreover, this research highlights the effectiveness of novel methods like MRM in areas such as personnel selection

However, limitations exist. For example, the findings may not generalize to real-world settings. Future research should focus on data collected from actual employment settings to obtain more accurate results.

پژوهش در نظام‌های آموزشی

دوره ۱۸، شماره ۶۵، ۱۴۰۳
ص ۸۷-۱۰۰

شاپا (چاپی): ۱۳۲۴-۲۳۸۳
شاپا (الکترونیکی): ۲۳۴۱-۲۷۸۳

Homepage: www.jiera.ir

شناسایی پاسخ‌های وانمود دانشجویان در آزمون پنج عامل بزرگ شخصیتی

حسن محمودیان [1] ✉

۱. *نویسنده مسئول*، گروه روان‌شناسی، دانشگاه مازندران، بابلسر، ایران. رایانامه: h.mahmoudian7@gmail.com

چکیده

هدف: هدف مطالعه حاضر شناسایی پاسخ‌های وانمود در آزمون شخصیتی پنج عامل بزرگ بود.

روش: در این مطالعه توصیفی، داده‌ها با اجرای آزمون‌های شخصیتی نئو فرم کوتاه به‌صورت در دسترس در دانشجویان دانشگاه علامه طباطبائی (۷۴۸ نفر) در دو گروه وانمود (۳٦٦ نفر) و صادقانه (۳۸۲ نفر) جمع‌آوری شد. آزمودنی‌ها به‌صورت تصادفی در دو گروه گزینش شدند: آزمودنی‌هایی که صادقانه پاسخ دادند و آزمودنی‌هایی با پاسخ‌های وانمود.

یافته‌ها: یافته‌ها با بررسی تفاوت‌ها در میانگین‌های طبقه، ترکیب گروه‌های اصلی، نمودارهای آستانه ی انتخاب و احتمالات تأیید گزینه‌های سؤال توسط طبقه، در بیشتر ابعاد دو طبقه از نمونه‌ها را به‌عنوان گروه وانمود و صادقانه شناسایی کرد.

نتیجه‌گیری: درنهایت می‌توان گفت که طی ۱۰ سال گذشته، تحقیقات شناسایی پاسخ‌های وانمود توجه فراوانی در حوزه‌های ارزیابی به خود جلب کرده‌اند؛ امّا به نظر می‌رسد در ارزیابی پاسخ‌های وانمود، جدای از کاربردهای مختصر در مطالعات شبیه‌سازی، کمبودی نسبی در مطالعات تجربی وجود دارد که می‌تواند دقیقاً توضیح دهد چطور باید ناسازگارهای فردی را شناسایی، تشریح و اصلاح کرد. علاوه بر این، علی‌رغم چند گزارش اولیه در این زمینه، الگوهای ناسازگاری فردی به‌ندرت در گزارش‌های رسمی برای بررسی‌های آموزشی در مقیاس‌های بزرگ همچون آزمون‌های استخدامی کشوری و ارزیابی‌های روان‌شناختی ارائه می‌شوند. ازاین‌رو، می‌توان از روش‌های بررسی آماری نظیر نظریه سؤال – پاسخ و تحلیل عاملی در شناسایی پاسخ‌های انحرافی و وانمود در آزمون‌های استخدامی یا ارزیابی‌های روان‌شناختی با اهداف ویژه استفاده نمود.

درباره مقاله

نوع مقاله:
مقاله پژوهشی

تاریخچه مقاله:
تاریخ دریافت: ۱۴۰۳/۰۲/۰۵
تاریخ بازنگری: ۱۴۰۳/۰۴/۱۹
تاریخ پذیرش: ۱۴۰۳/۰۴/۲۰
تاریخ انتشار: ۱۴۰۳/۰۴/۲۵

واژه‌های کلیدی:
پاسخ‌های وانمود،
پنج عامل بزرگ شخصیتی،
نظریه سؤال – پاسخ

استناد به این مقاله: محمودیان، حسن. (۱۴۰۳). شناسایی پاسخ‌های وانمود دانشجویان در آزمون پنج عامل بزرگ شخصیتی. *پژوهش در نظام‌های آموزشی*، ۱۸(۶۵)، ۸۷-۱۰۰.
https://doi.org/10.22034/JIERA.2024.465873.3182

© نویسندگان

ناشر: انجمن پژوهش‌های آموزشی ایران

مقدمه

ابزارهای خودگزارشی، یک استراتژی ارزشمند برای گردآوری داده به شمار می‌آیند و چندین دهه است که از توسعه علم روان‌شناسی پشتیبانی کرده‌اند. مزایای اصلی این روش عبارت‌اند از: جمع‌آوری مستقیم اطلاعات از مشارکت‌کنندگان بدون دخالت هیچ عامل بیرونی، کم‌هزینه بودن و عدم نیاز به آموزش خاص (Monaro et al., 2021; Lilienfeld & Fowler, 2006). بااین‌حال، این به معنای بی‌عیب بودن روش خودگزارشی نیست. درواقع، ابزارهای خودگزارشی برای سنجش ویژگی‌های شخصیتی به دلیل آسیب‌پذیری در برابر برخی سوگیری‌ها، به‌ویژه سبک‌های پاسخ‌دهی، مورد انتقادهای فراوانی قرار گرفته‌اند. سبک‌های پاسخ‌دهی، روش‌های نظام‌مندی برای پاسخ دادن به سؤالات خودگزارشی بدون توجه به محتوا هستند. این سوگیری‌ها زمانی رخ می‌دهند که فرد تمایل داشته باشد صرفاً برخی از طبقات مشخص (مثلاً کاملاً موافقم یا موافقم) را از یک مقیاس پاسخ انتخاب کند.

یکی از این سوگیری‌های سبک پاسخ‌دهی، ارائه پاسخ‌های وانمود است. وانمود، پاسخی است با هدف ارائه‌ی تصویری از خود که به فرد کمک می‌کند تا به اهداف شخصی دست پیدا کند. وانمود زمانی رخ می‌دهد که این گرایش پاسخ با تقاضاهای موقعیتی و ویژگی‌های فردی فعال می‌شود (Purpura et al., 2022; Hendy et al., 2021; Ziegler & Buehner, 2009; Ziegler et al., 2009; Heggestad et al., 2006؛ محمودیان و همکاران، ۱۳۹۶). تأثیر و میزان وانمود در ارزیابی‌های خودگزارش غیرشناختی، موضوعی بسیار بااهمیت است. بر اساس یافته‌های Zickar and Gibby (2006)، تنها در فاصله سال‌های ۲۰۰۰ تا ۲۰۰۶ نزدیک به ۱۰۰۰ مقاله، فصل کتاب و رساله علمی در مورد پاسخ‌های وانمود در آزمون‌های شخصیت منتشر شده است. زمینه‌های مرتبط با وانمود (Tett et al., 2006) شامل این است که آیا افراد زمانی که دستور داده شود می‌توانند وانمود کنند، آیا افراد به‌طور طبیعی وانمود می‌کنند و میزان شیوع وانمود چقدر است، ماهیت وانمود چیست، آیا می‌توان از وانمود جلوگیری کرد یا آن را کاهش داد، آیا پاسخ‌های وانمود قابل‌تشخیص است، آیا افراد با پاسخ‌های وانمود می‌توانند از شناسایی شدن اجتناب کنند و اینکه آیا پاسخ‌های وانمود مشکلی برای روایی یک مقیاس است (Holden & Marjanovic, 2021; Holden, 2006). درواقع، پاسخ‌های وانمود در ابزارهای خودگزارشی شخصیت همواره موضوعی با اهمیت بسیار برای ارزیابی شخصیت بوده و همچنان باقی مانده است.

مرور ادبیات تحقیق مرتبط نشان می‌دهد برخی متخصصان (Sahin & Yalcin, 2024; Liu & Zhang, 2020; Pauls & Crost, 2005; Schmit & Ryan, 1993; Ziegler & Buehner, 2009; Ziegler et al., 2009) اعتقاد دارند که پاسخ‌های وانمود می‌توانند بر روایی نمره‌های به‌دست‌آمده از ابزارهای روان‌سنجی تأثیر بگذارند، زیرا آن‌ها یک منبع نظام‌مند برای ایجاد واریانس هستند که مستقل از ویژگی موردنظر در آزمون است (Plieninger, 2017). از طرفی نیز پژوهشگران متعددی استدلال می‌کنند که پاسخ‌های وانمود روایی را کاهش نمی‌دهد (Barrick & Mount, 1996; Hough, 1998; Hough et al., 1990; Ones & Viswesvaran, 1998; Ones et al., 1996). اگرچه تأثیر سبک‌های پاسخ‌دهی (به‌عنوان‌مثال، پاسخ‌های وانمود) بر روایی ملاکی مقیاس‌های خودگزارشی شخصیت همچنان موردبحث است (به‌عنوان‌مثال، Holden, 2008; Ones et al., 1996)، اما شناسایی پاسخ‌های وانمود همچنان برای تفسیر نمرات آزمون یک فرد اهمیت دارد (Holden, 2006). حتی اگر روایی مقیاس تحت تأثیر وانمود یا سایر سبک‌های پاسخ‌دهی قرار نگیرد، یک پروتکل فردی نامعتبر، همچنان یک مشکل ارزیابی به شمار می‌آید (Holden & Book, 2009) و با توجه به یافته‌های تحقیقات اخیر دربارهٔ وانمود، می‌توان استدلال کرد که عاجل‌ترین کار برای محققان، شناسایی دقیق پاسخ‌های وانمود به ابزارهای خودگزارشی شخصیت است؛ تا تعیین شود که آیا ضرایب روایی ابزارهای روان‌شناختی به خطر می‌افتد و درک شود که اصلاحات آماری برای وانمودکردن در کجا باید اعمال گردد. علاوه بر این، همان‌طوری که تصور می‌شود، مشکل شناسایی وانمودکنندگان با توجه این‌که وانمودکنندگان ممکن است در سبک‌های مختلف هنگام تحریف پاسخ‌هایشان عمل کنند، حتی چالش‌برانگیزتر باشد

McFarland & Ryan, 2000; Ones & Viswesvaran,) 1998).

روش‌های شناسایی پاسخ‌دهندگانی که صادقانه پاسخ نمی‌دهند، تاریخی به‌اندازه قدمت خود ابزارهای خودگزارشی دارد. شاید شناخته‌شده‌ترین روش‌ها، مقیاس‌های سبک پاسخ‌دهی و روایی باشند. برخی از این مقیاس‌های روایی به‌عنوان‌مثال مقیاس‌های L ، F و K در آزمون چندوجهی مینه سوتا (MMPI)، در درون ابزارهای خودگزارشی به کار گرفته می‌شوند و برخی به‌عنوان ابزارهای اندازه‌گیری‌های متمایزی به‌عنوان‌مثال مقیاس مطلوبیت اجتماعی Crowne and Marlowe (1960) وجود دارند. روش دیگر برای شناسایی پاسخ‌های وانمود، استفاده از شیوه‌های نظریه سؤال-پاسخ (IRT) است. نظریه IRT یک نظریه اندازه‌گیری است که احتمال پاسخ‌دهی صحیح به یک سؤال را به ویژگی‌های آن سؤال و توانایی آزمون‌دهنده ربط می‌دهد. در نظریه سؤال-پاسخ، سطح توانایی شخص از روی پاسخ‌های وی به سؤال‌های آزمون برآورد می‌شود (Hambleton et al., 2000). نظریه سؤال ـ پاسخ در حوزه‌های روان‌شناختی (Zickar & Sliter, 2011)، آموزشی (Gumpel, 1999) و سلامت (Hays et al., 2000) به کار گرفته شده است. مدل‌های نظریه سؤال ـ پاسخ برای مدل‌سازی رفتار در آزمون‌های شخصیتی هم استفاده شده و موفق عمل کرده‌اند (Reise & Widaman, 1999; Zickar & Ury, 2002). در نظریه سؤال ـ پاسخ دامنهٔ وسیعی از شاخص‌ها و فرایندهایی ازجمله روش تحلیل راش آمیخته[1] وجود دارد که برای سنجش برازش الگوی پاسخ هر فرد و شناسایی الگوهای پاسخ وانمود به کار گرفته می‌شود.

تحلیل راش آمیخته از ظرفیت فراهم نمودن بینش‌های مهمی در قبال ماهیت رفتار وانمودی برخوردار است. این روش جدید، تحلیل طبقه مکنون[2] (LCA) را با نظریه سؤال ـ پاسخ ترکیب می‌کند. نظریه سؤال ـ پاسخ، با تخمین توابع سؤال-پاسخ[3] (IRF ها)، که احتمال تأیید یک سؤال مشخص را برای سطوح مختلف یک ویژگی مکنون ارتباط می‌دهد (که عموماً با θ نشان داده می‌شود)، رفتار را در مقیاس‌های روان‌سنجی مدل‌سازی می‌کند. در نظریه سؤال ـ پاسخ سنتی، کسانی که مقادیر مختلفی از θ دارند، می‌توانند در یک زنجیره واحد قرار بگیرند؛ فرض بر این است که توابع سؤال ـ پاسخ‌ها برای همه افراد، صرف‌نظر از موقعیتشان نسبت به ویژگی مکنون، اعمال می‌شود. تحلیل طبقه مکنون روش چندمتغیره‌ای است که تلاش می‌کند طبقه‌های متمایز از افراد مختلف را در یک مقیاس روان‌سنجی شناسایی نماید (Lazarsfeld & Henry, 1968). فرض بر این است که افراد حاضر در یک طبقه واحد، در قبال یک رفتار مرتبط، رفتار مشابهی دارند، اما اعضای طبقه‌های مختلف، رفتار متفاوتی دارند (Gangestad & Snyder, 1985).

تحلیل راش آمیخته نسبت به سایر رویکردهایی که ممکن است برای شناسایی گروه‌های همگن متمایز از پاسخ‌دهنده‌ها استفاده کنند از جایگاه بالاتری برخوردار است، زیرا ویژگی‌های مکنون را تحلیل می‌کنند (نه متغیرهای مشاهده‌ای را) و مدل‌های پاسخ‌دهی به سؤال را ترکیب می‌نمایند. روش‌هایی همچون تحلیل خوشه‌ای، تنها بر نمره‌های مشاهده‌ای متکی هستند و هیچ مدل آماری از پاسخ به سؤال را ترکیب نمی‌کنند. این امر از آنجایی اهمیت می‌یابد که روش‌های تحلیل خوشه‌ای به‌احتمال‌زیاد پاسخ‌دهنده‌ها را بر مبنای میانگین سطح نمره‌های به‌دست‌آمده در سؤال‌ها، به دو دسته وانمودکننده‌ها یا صادق‌ها تقسیم می‌کند. برای مثال، پاسخ‌دهنده‌هایی که به تعداد زیادی سؤال درباره وجدان کاری در جهت مطلوبی از دید اجتماعی پاسخ می‌دهند، صرف‌نظر از اینکه صداقت نداشته‌اند، یا واقعاً از وجدان کاری بالایی برخوردارند، وانمودکننده دسته‌بندی می‌شوند. تحلیل مدل آمیخته نظریه سؤال-پاسخ با استفاده از اطلاعات موجود درباره ویژگی مکنون (θ) و اطلاعات موجود درباره برآورد پارامتری سؤال، طبقه‌ها را بر مبنای الگوهای پاسخ شناسایی می‌کند؛ بنابراین، دو نفر که مجموع نمره‌های یکسانی دارند (آن هم تقریباً بالا)، ممکن است به خاطر تفاوت در الگوهای پاسخشان (یعنی نه‌تنها بر مبنای تعداد سؤال‌هایی که پاسخ داده‌اند، بلکه بر این اساس که به کدام سؤال‌ها پاسخ داده‌اند)، به طبقه‌های متفاوتی تعلق بگیرند؛ به‌عبارت‌دیگر، این رابطه بین ویژگی مکنون (θ) و احتمال مورد انتظار در انتخاب یک پاسخ خاص، در طبقه‌های مختلف فرق می‌کند (Eid & Rauber, 2000; Zickar et al., 2004).

1. mixed rasch analysis
2. latent class analysis
3. item response function

با وجود برخی کارها که آزمون‌های شخصیت را با تحلیل MRM بررسی می‌کنند. در مطالعه‌ای که توسط Zickar و همکاران (2004) انجام شده است از تحلیل MRM برای شناسایی آماری طبقات پاسخ‌دهندگان صادق و وانمود در آزمون‌های شخصیت استفاده کرده است. در این مطالعه، مجموعه توسط بررسی تفاوت‌ها در میانگین‌های طبقه، ترکیب گروه‌های اصلی، نمودارهای آستانه‌ی انتخاب و احتمالات تأیید گزینه‌های سؤال توسط طبقه، دو طبقه به‌عنوان طبقات صادقانه و وانمود مشخص شد. با مجموعه داده‌های متقاضی و متصدی، سه طبقه برای نشان دادن داده‌ها موردنیاز بودند و با استفاده از معیارهای ذکرشده در بالا، سه‌طبقه به‌عنوان طبقات صادقانه، وانمود جزئی و وانمود شدید مشخص شد.

با وجود مطالعات و نتایج مهم دربارهٔ شیوه‌های مختلف تشخیص پاسخ‌های وانمود و کاربرد روش MRM (Rost et al., 1997; Zickar et al., 2004; Robie et al., 2001)، تعدادی محدودیت وجود داشت ازجمله اینکه مطالعات قادر به پیگیری این نتیجه نبود که شیوع وانمودکنندگان در میان مقیاس‌ها متفاوت است و نشان دادن این‌که پاسخ‌دهندگان در برخی از مقیاس‌ها و نه همه مقیاس‌ها وانمود کردند. علاوه بر این، هیچ روشی برای اعتبار سنجی طبقات آماری شناسایی‌شده توسط تحلیل‌های MRM نداشتند که پژوهش حاضر به دنبال پاسخگویی به آن است، ازاین‌رو هدف پژوهش حاضر شناسایی پاسخ‌های وانمود به آزمون پنج عامل بزرگ شخصیتی است.

روش

در این پژوهش آزمودنی‌ها به‌صورت تصادفی در دو گروه گزینش شدند: آزمودنی‌هایی که صادقانه پاسخ دادند (پاسخ‌های صحیح) و آزمودنی‌هایی با پاسخ‌های وانمود (وانمودسازی بیشینه). به گروه صادقانه آموزش داده شد که پاسخ صادقانه دهند و تمامی اطلاعات آن‌ها به‌صورت محرمانه خواهد بود و به گروه وانمودسازی بیشینه گفته شد که در این آزمون شخصیت صادقانه پاسخ ندهند و پاسخ‌هایشان را در جهت ارائه تصویر بهتر تحریف کنند. دستورالعمل‌های به‌کاررفته در تحقیق به این شکل بود که به گروه صادقانه گفته شد که «در این مطالعه شما به یک پرسشنامه شخصیتی پاسخ خواهید داد. لطفاً به همه سؤالات کاملاً صادقانه پاسخ دهید. به خاطر داشته باشید که پاسخ‌های شما فقط برای اهداف پژوهشی در اعتماد کامل جمع‌آوری خواهد شد و با هیچ فرد دیگری به اشتراک گذاشته نخواهد شد.» همچنین به گروه وانمود گفته شد که «در این مطالعه شما به یک پرسشنامه شخصیتی پاسخ خواهید داد. لطفاً به همه سؤال‌های پرسشنامه آن‌چنان‌که گویی متقاضی شغل ازجمله هیئت‌علمی دانشگاه یا مدیر عالی یک شرکت بزرگ هستید، پاسخ دهید. لطفاً به شیوه‌ای پاسخ دهید که نتایج آزمون به دست آوردن شغل را برای شما تضمین کند.» در فرایند تکمیل پرسشنامه‌ها ۳۸۲ پرسشنامه در گروه صادقانه و ۳٦٦ پرسشنامه در گروه وانمود به‌صورت کامل پاسخ داده شد و در تحلیل داده‌ها مورداستفاده قرار گرفت. در پژوهش حاضر فرم کوتاه پرسشنامه پنج عاملی نئو (Costa & McCrae, 1985) که حاوی پنج بعد و ٦۰ سؤال است، به کار گرفته شد. این ابعاد به ترتیب عبارت‌اند از: روان رنجورخویی، برون‌گرایی، باز بودن، توافق و وظیفه‌شناسی. هر یک از این ابعاد نیز با ۱۲ سؤال موردسنجش قرار می‌گیرد. هر یک از این حیطه‌ها نیز با ۱۲ سؤال موردسنجش قرار می‌گیرد. اعتبار فرم کوتاه پرسشنامه نئو در خارج از کشور (Costa & McCrae, 2004) به ترتیب ضرایب بازآزمایی ۰/۸۳، ۰/۷۵، ۰/۸، ۰/۷۹ و ۰/۷۹ برای پنج عامل گزارش شده است. در تحقیق دیگری (Cook, 1999) بر روی ۱۱۷ زوج، آلفای کرونباخ فرم کوتاه را از ۰/۸۵ تا ۰/۹۲ گزارش کرده است. نتایج بررسی اعتبار فرم کوتاه در پژوهش انیسی (۱۳۹۰) از ۰/۸۰ تا ۰/۸۳ گزارش شده است. در پژوهش حاضر ضرایب اعتبار آلفای کرونباخ در گروه وانمود برای پنج بعد روان رنجورخویی، برون‌گرایی، گشاده‌رویی، توافق و وظیفه‌شناسی به ترتیب برابر ۰/۵۹، ۰/۷٤، ۰/۵۵، ۰/۵۷ و ۰/۸۵ و در گروه صادقانه به ترتیب برابر ۰/٦٤، ۰/۷۷، ۰/۷۳، ۰/۷۷ و ۰/۷۸ به دست آمد.

برآورد مدل راش آمیخته با نرم‌افزار WINMIRA2001 (Von Davier, 2001) انجام شد. به‌طور خاص مدل اعتباری سهمی (Masters, 1982) مبتنی بر این مدل آمیخته در این مطالعه استفاده شد. مدل راش آمیخته یک بسط مدل راش است که طبقه‌هایی از خم ویژه را در ارتباط با احتمال تعیین موقعیت

پیوستار تتا تولید می‌کند؛ بنابراین m-1 منحنی برای هر سؤال برآورد می‌شود. در رابطه با هدف پژوهش این آستانه‌های گزینه به‌درستی رتبه‌بندی می‌شود، اولین آستانه‌بودن از دومی و دومی بودن از سومی منفی‌تر است، اگر به‌درستی رتبه‌بندی شده باشند. آستانه گزینه که به‌درستی رتبه‌بندی نشده است تعیین می‌کند که گزینه خاصی غالباً انتخاب نشده است یا رابطه بین تتا و گزینه انتخابی به‌درستی تعیین نشده است. علاوه بر رتبه‌بندی درست آستانه گزینه‌ها، فاصله بین آستانه‌ها نیز برای بررسی کاربرد آن در شناسایی وانمود بسیار مهم است. زمانی که آستانه‌ها به‌صورت هموار قرار نگرفتند، نشانه این است که سوگیری پاسخ وجود دارد (Rost et al., 1997).

احتمال انتخاب یک گزینه خاص تحت مدل راش آمیخته برابر با مدل زیر است:

$$P(X_{vi}=x)=\frac{e^{x\theta_v-\sigma_{ix}}}{\sum_{s=0}^{m}e^{s\theta_v-\sigma_{is}}}$$

جایی که احتمال P(X=x) به‌احتمال انتخاب شخص v برای گزینه x در سؤال i برمی‌گردد جایی که گزینه‌ها کلاً m تعداد هستند. این احتمال تابعی است از تتای فرد v به‌اندازه این‌که تابعی است از آستانه‌های تجمعی گزینه‌ها برای همه سؤالات. جایی که با تابع زیر مشخص می‌شوند:

$$\sigma_{ix}=\sum_{s=1}^{x}\tau_{is}$$

پارامتر τ_{is} موقعیت آستانه s در پیوستار تتا است. در مدل راش آمیخته انشعابی از معادله مدل اعتباری سهمی وجود دارد که به شکل زیر اصلاح شده است و π_g را که متناظر با احتمال طبقه g است، شامل می‌شود. به این دلیل که آستانه‌های گزینه‌ها می‌توانند از هم و نه در درون هم متفاوت باشند، سایر متغیرها در معادله به شکل زیر اصلاح شده است.

$$P(X_{vi}=x)=\sum_{g=1}^{G}\pi_g\frac{e^{x\theta_{vg}-\sigma_{ixg}}}{\sum_{s=0}^{m}e^{s\theta_{vg}-\sigma_{ixg}}},\ x\in\{0,\dots m\text{-}1\},$$

در مطالعه حاضر پنج تحلیل مدل متمایز راش آمیخته بر اساس ابعاد شخصیت به این دلیل که نیازمند داده‌های تک‌بعدی هستیم، انجام شده است. به‌طور اختصاصی‌تر پاسخ‌ها از همه متقاضیان بر اساس بعد موردنظر باهم ترکیب شده و به‌منظور محاسبه آماری، طبقه‌های شناسایی‌شده پاسخ‌دهندگان به‌عنوان ورودی وارد نرم‌افزار شدند. تعداد طبقه‌ها از طریق آماره برازش تعیین شد. به‌طور خاص ساختار طبقه با کوچک‌ترین ارزش معیار اطلاعات سازگار آکایک[4] (CAIC) (Bozdogan, 1987) متناظر به‌عنوان ساختار طبقه در نظر گرفته می‌شود.

یافته‌ها

میانگین سن گروه وانمود ۲۶/۱۶ سال و گروه صادقانه ۲۵/۴۷ سال گزارش شده است. میانگین و انحراف استاندارد ابعاد شخصیتی در دو گروه موردنظر آمده است. با توجه به جدول ۱ میانگین عامل وجدانی بودن در دو گروه وانمود و صادقانه به ترتیب ۴۵/۸۱ و ۴۵/۶۶ بالاترین میانگین و روان رنجورخویی ۳۳/۳۱ و ۳۴/۸۵ کم‌ترین میانگین را دارند.

4 .Consistent Akaike Information Criterion

جدول ۱.

شاخص‌های توصیفی متغیرهای مطالعه

گروه	متغیرها	کم‌ترین	بیش‌ترین	میانگین	انحراف استاندارد	چولگی	کشیدگی
	روان رنجورخویی	۱۴/۰۰	۴۸/۰۰	۳۳/۳۱۴۰	۶/۰۶۳۲۵	-۰/۱۸۶	۰/۲۹۷
	برون‌گرایی	۲۳	۶۰	۴۰/۲۴۱۳	۶/۹۶۹۳۴	-۰/۱۱۱	-۰/۲۴۱
وانمود	بازبودن در مقابل تجارب	۱۴	۵۲	۳۸/۲۶۷	۴/۷۹۴۱۱	-۰/۴۷۷	۳/۴۷۵
	توافق پذیری	۲۰	۸۹	۴۲/۸۳۲۳	۷/۳۲۱۶۳	۲/۲۹۴	۱۶/۱۶
	با وجدان بودن	۱۶	۶۰	۴۵/۶۱/۸۱	۷/۲۵	-۰/۶۱۴	۱/۳۴۳
	روان رنجورخویی	۱۷	۶۴	۳۴/۸۵۵۶	۶/۱۴۰۱	۰/۶۰۵	۲/۶۴۳
	برون‌گرایی	۲۴	۶۰	۳۹/۸۳۶۳	۶/۷۸۶۸۶	-۰/۰۸۲	-۰/۰۸۲
صادقانه	بازبودن در مقابل تجارب	۲۴	۵۱	۳۸/۳۷۹	۴/۷۷	۰/۱۵۸	-۰/۰۱۷
	توافق پذیری	۲۵	۵۴	۴۱/۵۴۰۲	۴/۸۷۸۳۹	-۰/۵۹	-۰/۷۵۱
	با وجدان بودن	۳۱	۶۰	۴۵/۶۶۵۷	۵/۶۸۸۵۸	-۰/۰۳۶	-۰/۳۶

برای شناسایی طبقه‌ها مجموعه داده‌ها در معرض تحلیل راش آمیخته به‌وسیله نرم‌افزار WINMIRA 2001 (Von Davier, 2001) قرار گرفت.

نتایج تحلیل راش آمیخته در جدول ۲ گزارش شده است. همچنان که مشاهده می‌شود تعداد طبقه‌ها در داده‌های موجود به‌وسیله شاخص CAIC (Bozdogan, 1987) تعیین شده است.

شاخص CAIC به شکل زیر تعریف می‌شود:

$$CAIC = -2\log L + N_{par}(1 + \log(N))$$

در فرمول فوق N حجم نمونه، Npar تعداد پارامترهای مستقل و L نیکوئی برازش مدل خاص است. مطابق با این شاخص مدلی برازش بهتری دارد که شاخص CAIC کوچک‌تری داشته باشد. مطابق فرمول این شاخص تابعی از نیکوئی برازش داده‌ها، حجم نمونه و تعداد پارامترهای برآورد شده در تحلیل است؛ بنابراین این شاخص برای درجه‌ای که داده‌ها با مدل همسان هستند را تخمین می‌زند. شاخص CAIC همچنین شامل تعداد پارامترهای معادله است و مدلی با پارامترهای بیشتر، برازش بهتری از مدلی با پارامترهای کمتر دارد. اگرچه چند شاخص برازش موجود دیگر برای تعیین طبقه تحلیل راش آمیخته ازجمله AIC و BIC بررسی شده است، اما شاخص CAIC به دلیل داشتن راه‌حل تعیین طبقهٔ باصرفه‌تر و قابل تفسیر، انتخاب شد. به‌علاوه اینکه این انتخاب مبتنی بر استفاده از تحلیل راش آمیخته در مقیاس‌های شخصیت است (Rost et al., 1997؛ Zickar et al., 2004).

جدول ۲.

شاخص **CAIC**

مقیاس	یک طبقه	دو طبقه	سه‌طبقه
روان رنجورخویی	۰۷/۱۲۲۸۱	۶۶/۱۱۸۹۲	۲۴/۱۱۹۲۸
برون‌گرایی	۷۵/۱۱۷۰۱	۱۱۱۷۷	۰۶/۱۱۰۵۰
بازبودن در مقابل تجارب	۷۶/۱۲۱۱۵	۰۵/۱۱۹۰۸	۵۸/۱۲۱۰۵
توافق پذیری	۵۸/۱۱۷۱۰	۵۷/۱۱۴۵۲	۹۳/۱۱۴۷۳
با وجدان بودن	۷۴/۱۰۲۴۲	۷۹/۹۸۶۲	۱۵/۹۹۰۷

جدول ۳.

تعداد طبقات در تحلیل راش آمیخته

مقیاس	تعداد طبقه‌ها	تعداد داده‌های ازدست‌رفته
روان رنجورخویی	۲	۰/۱۲
برون‌گرایی	۳	۰/۱۲
بازبودن در مقابل تجارب	۲	۰/۱۲
توافق پذیری	۲	۰/۱۲
با وجدان بودن	۲	۰/۱۲

همچنان که در جدول ۲ مشاهده می‌شود شاخص CIAC در تمامی ابعاد به‌غیراز بعد برون‌گرایی دو طبقه را شناسایی

کرده است که می‌تواند تحت عنوان طبقهٔ پاسخ وانمود و صادقانه گفته شود.

نظر به جایگذاری داده‌های ازدست‌رفته با روش جفت‌های همتاسازی شده در برازش مدل با داده‌ها، آماره Q در جدول ۳ صفر به دست آمده است.

جدول ٤.

درصد عضویت در طبقه‌ها

مقیاس	طبقه اول	طبقه دوم	طبقه سوم
روان رنجورخویی	٪۱۵/۷٤	٪۸٤/۲۵	–
برون‌گرایی	٪۵٦/۵۱	٪٦۳/۲۸	٪۸/۱۹
بازبودن در مقابل تجارب	٪۰۲/۷۲	٪۹۷/۲۷	–
توافق پذیری	٪۳۱/۵٦	٪٦۸/٤۹	–
با وجدان بودن	٪٤۳/۷۵	٪۵٤/۲٤	–

در جدول ٤ عضویت طبقه‌ها (درصد کل نمونه‌ای که برآورد می‌شود متعلق به یک طبقه خاصی است) برای هر مقیاس آزمون NEO آمده است. طبقه ۱ به‌صورت آشکاری در میزان شیوع از طبقه ۲ بالاتر است. در بعد روان رنجورخویی ۷٤/۱۵ درصد متعلق به طبقه ۱ و ۲۵/۸٤ درصد متعلق به طبقه ۲ هستند و در بعد برون‌گرایی ۵۱/۵٦ درصد در طبقه ۱، ۲۸/٦۳ درصد در طبقه ۲ و ۱۹/۸ درصد در طبقه ۳، در بعد بازبودن در مقابل تجارب ۷۲/۰۲ درصد در طبقه ۱ و ۲۷/۹۷ درصد در طبقه ۲، در بعد توافق‌پذیری ۵٦/۳۱ درصد در طبقه ۱ و ٤۹/٦۸ در طبقه ۲ و در بعد باوجدان بودن ۷۵/٤۳ درصد در گروه ۱ و ۲٤/۵٤ درصد در گروه ۲ قرار دارند.

جدول ۵.

نمرات میانگین طبقه‌ها

	طبقه اول		طبقه دوم		طبقه سوم	
مقیاس	میانگین	انحراف استاندارد	میانگین	انحراف استاندارد	میانگین	انحراف استاندارد
روان رنجورخویی	٦۱/۳٦	۵/۳۳	۱۱/۳۸	٤/۱۲	–	–
برون‌گرایی	۹۵/۳۹	٦/۱۵	٤۱/٤۳	٤/۰٤	۱۲/٤٤	۵/٤
بازبودن در مقابل تجارب	٦/۳٦	۵/۸۲	۱۹/٤۰	٤/٦۱		
توافق پذیری	۱۵/٤۰	۵/۱۱	۲/٤٦	٤/۳۳		
با وجدان بودن	۲۹/٤۰	٦/۳۲	٦۱/٤۹	۳/۸۱		

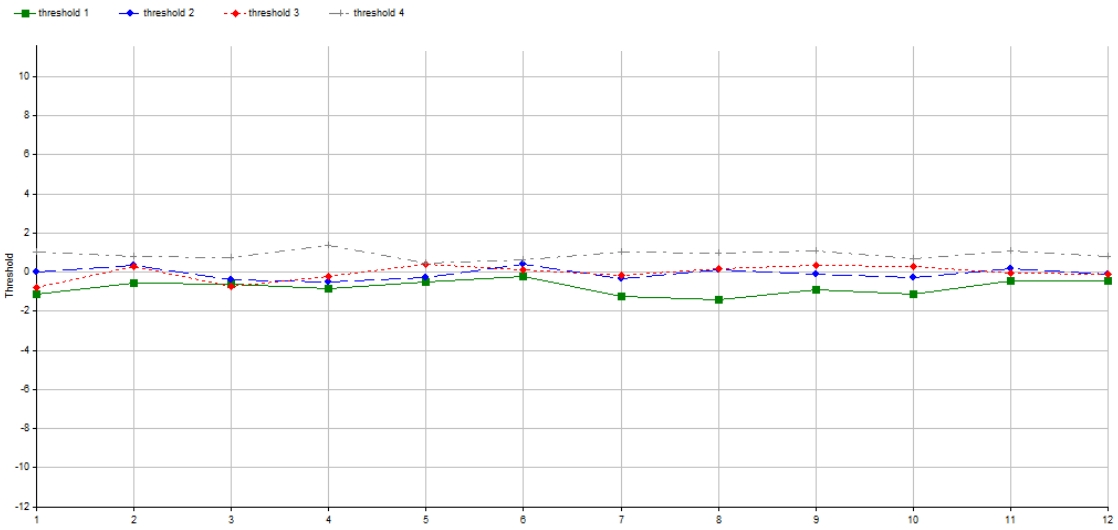
در جدول ۵ میانگین هر طبقه در ابعاد آزمون NEO ارائه شده است. همچنان که مشاهده می‌شود طبقه ۲ در تمامی ابعاد میانگین بزرگ‌تری نسبت به طبقه ۱ دارد و در بعد برون‌گرایی میانگین طبقه ۳ نسبت به دو طبقه دیگر بیشتر است. مبنی بر نمرات میانگین می‌توان گفت که طبقه ۲ می‌تواند به‌عنوان گروه وانمود و طبقه ۱ به‌عنوان گروه صادقانه شناسایی شود.

برای تعیین دقیق‌تر اینکه هرکدام از طبقه‌های شناسایی‌شده گروه وانمود یا صادقانه هستند یافته‌های بیشتری به دست آمد.

در نرم‌افزار WINMIRA 2001 برای جستجوی نحوه انتشار پاسخ‌ها، ترتیب آستانه گزینه‌ها در طبقه‌های شناسایی‌شده، بررسی شد. اگر ترتیب درست باشد (آستانه ۱< آستانه ۲< آستانه ۳< آستانه ٤) و بنابراین رابطه منظمی بین تتا و پاسخ به گزینه‌ها وجود دارد. این وضعیت این انتظار را ایجاد می‌کند که پاسخ به ابعاد NEO سطح واقعی صفت شخصیت افراد را نشان می‌دهد.

نمودار ۱.

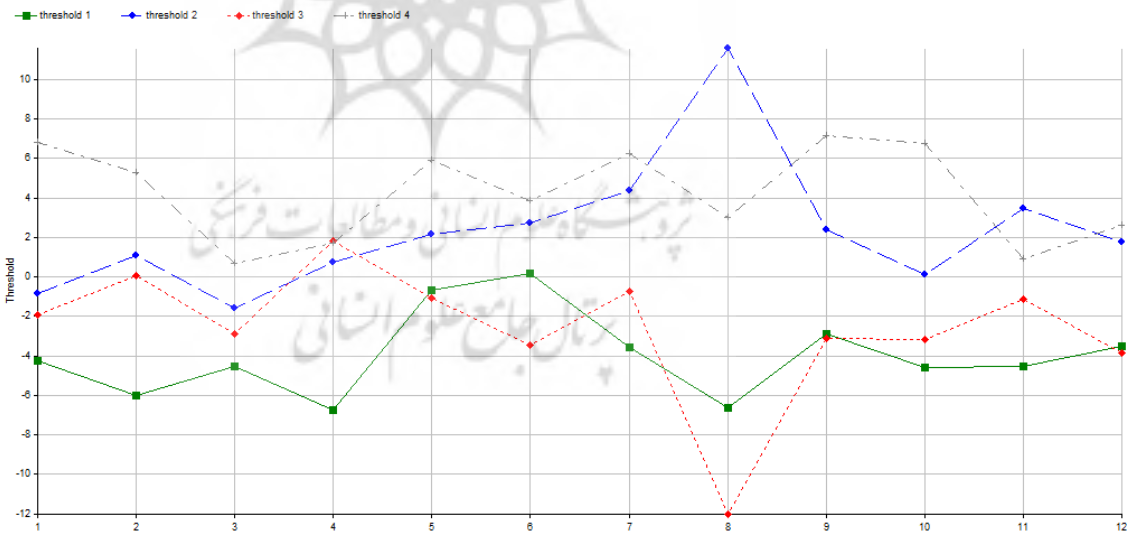
آستانه گزینه‌ها در بعد روان‌رنجورخویی طبقه ۱



همان‌طور که در نمودار ۱ مشاهده می‌شود آستانه گزینه‌ها در مؤلفه روان‌رنجورخویی برای طبقه ۱ ارائه شده است. در این نمودار ترتیب درست برآورد آستانه‌ها برای گزینه‌ها در بیشتر سؤالات مشاهده می‌شود. (اگرچه در چند تا سؤال آستانه‌ها همپوشانی دارند).

نمودار ۲.

آستانه گزینه‌ها در بعد روان‌رنجورخویی طبقه ۲



در نمودار ۲ انتشار آستانه‌های پاسخ در مؤلفه روان‌رنجورخویی در طبقه ۲ ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود آستانه‌ها الگوی مورد انتظار (آستانه ۱ کوچک‌ترین و آستانه ٤ بزرگ‌ترین) را پیروی نمی‌کنند. به‌جای آن، آستانه ۲ ارزش بیشتری تقریباً در بیشتر سؤالات از آستانه ۳ دارد و در دو سؤال از آستانه ٤ نیز بیشتر است.

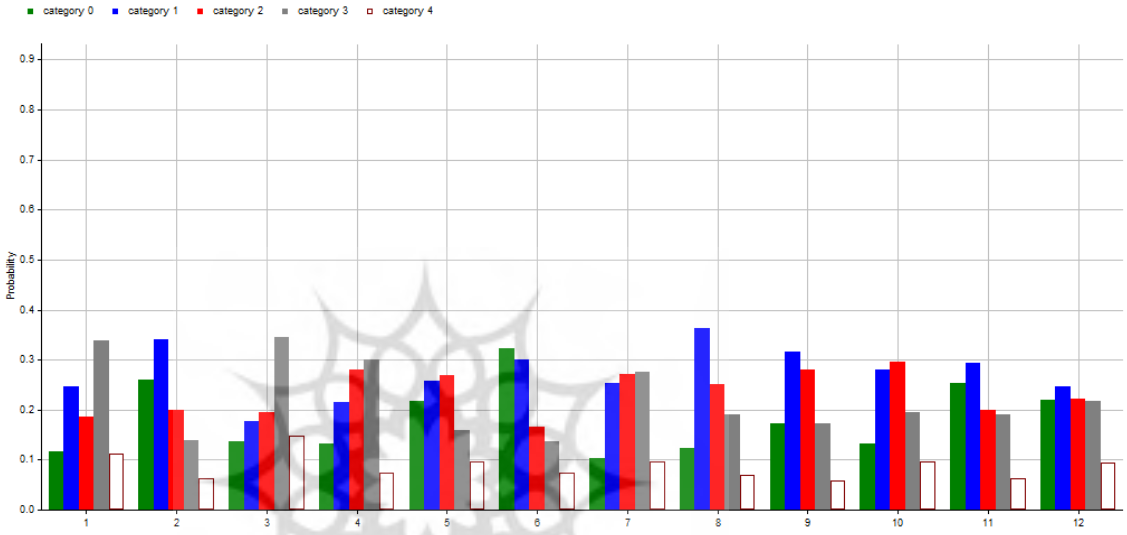
به‌طورکلی این به این معنی است که برای طبقه ۱ رابطه منظمی بین تتا و انتخاب گزینه‌ها وجود دارد و پاسخ‌دهنده‌های با تتای بیشتر گزینه‌های بالاتری در مقایسه با افراد با تتای پایین

انتخاب می‌کنند. در طبقه ۲ به دلیل وارونگی بین آستانه‌ها هیچ رابطه منظمی بین تتا و انتخاب گزینه‌ها وجود ندارد. درنتیجه می‌توان گفت که طبقه ۱ پاسخ‌دهندگان صادقانه و طبقه ۲ گروه وانمود هستند.

وارسی آستانه‌ها در سؤالات سایر ابعاد آزمون NEO در دو طبقه ۱ و ۲ تقریباً نتایج مشابهی را نشان داد.

نمودار ۳.

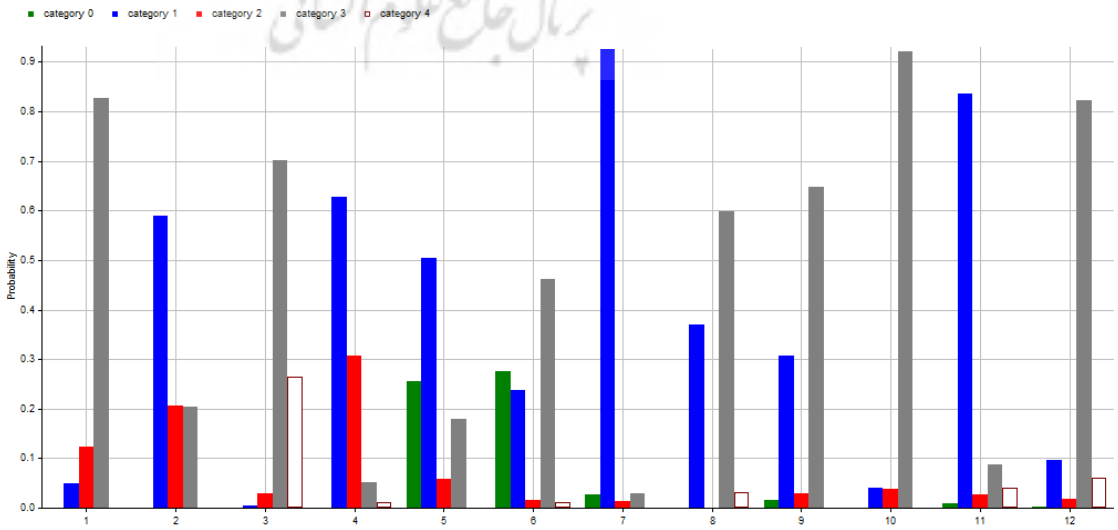
احتمال گزینه‌ها در بعد روان‌رنجورخویی طبقه ۱



همچنان که در نمودار ۳ مشاهده می‌شود، مدل گزینه‌های پاسخ ایجادشده از سوی آزمودنی‌ها در برخی سؤالات بعد روان‌رنجورخویی در گزینه ۲ بیشتر از گزینه ۳ بوده است

نمودار ٤.

احتمال گزینه‌ها در بعد روان‌رنجورخویی طبقه ۲



Zickar و همکاران (2004) اشاره می‌کنند که اثرات آرایش‌های مختلف برآوردهای آستانه، می‌تواند از طریق بررسی احتمالات انتخاب گزینه‌ها در سؤالات مشاهده شود. نرم‌افزار WINMIRA یکی از این اطلاعات احتمالاتی را در شناسایی طبقه وانمود و صادقانه ارائه می‌کند. این اطلاعات در قالب نمودارهایی ارائه می‌شود.

(یعنی دومین طبقه: مخالفم). طبقه ۲ و ٤ همچنین با احتمالات متفاوتی انتخاب شده‌اند.

پژوهشگاه علوم انسانی و مطالعات فرهنگی
پرتال جامع علوم انسانی

در نمودار ٤ الگوی احتمال انتخاب گزینه از سوی افراد در طبقه ۲ و بعد روان رنجورخویی ارائه شده است. همان‌طور که مشاهده می‌شود الگوی نتایج به‌شدت با طبقه ۱ متفاوت است و در بیشتر سؤالات گزینه ۳ (نظری ندارم) انتخاب شده است. در طبقه ۲ تقریباً در بیشتر سؤالات احتمال انتخاب هیچ گزینه‌ای بیشتر از گزینهٔ ۳ نیست؛ بنابراین در طبقه ۲ بدون توجه به تنا مثبت‌ترین گزینه تقریباً همیشه انتخاب شده است. بررسی دقیق‌تر احتمال پاسخ‌ها نشان می‌دهد که پاسخ‌دهندگان طبقه ۱ نسبت به طبقه ۲ غالباً بیشتر در میانه مقیاس پاسخ قرار دارند و این به این معنی است که گروه صادقانه است.

نتیجه‌گیری

وانمود، به‌طورکلی، پاسخی تلقی می‌شود که به مطلوبیت اجتماعی سوق دارد و بررسی پاسخ‌های وانمود به دلیل اثری که بر اعتبار و روایی آزمون دارند، از اهمیت ویژه‌ای برخوردار است. هدف بیشتر روش‌های بررسی پاسخ‌های وانمود، شناسایی الگوهای غیرمعمولی و حذف آن‌هاست. در مقایسه با روش‌های سنتیِ مقابله با الگوهای پاسخ وانمود روش‌های جدیدی مبتنی بر نظریه سؤال ـ پاسخ، تحلیل عاملی، روش‌های بیزی، یادگیری ماشین، مدل معادلات ساختاری و غیره به وجود آمده است. یکی از این روش‌ها، استفاده از روش تحلیل راش آمیخته است. در مطالعه حاضر نوع پاسخگویی شدید در مقیاس شخصیتی پنج عامل بزرگ شخصیتی (Costa & McCrae, 1985) موردمطالعه قرار گرفت. افراد نمونه در دو گروه صادقانه و وانمود قرار گرفتند و داده‌ها با تحلیل راش آمیخته برای شناسایی الگوهای پاسخ وانمود موردبررسی قرار گرفت. یافته‌ها نشان داد که تحلیل راش آمیخته در تمامی ابعاد آزمون شخصیتی به‌غیراز بعد برون‌گرایی دو طبقه را به‌عنوان طبقه وانمود و صادقانه شناسایی کرد.

در تبیین یافته مطالعه می‌توان اشاره کرد این روش تنها در چند مطالعه مرتبط با پژوهش‌های حوزه شخصیت و سازمانی ازجمله تحلیل نامتغیر بودن اندازه‌گیری نگرش سازمانی (Eid & Rauber, 2000)، تحلیل مقیاس ارتباط بین فردی (Reise & Gomel, 1995) و تحلیل پرسشنامه پنج عامل بزرگ شخصیتی (Rost et al., 1997) به کار رفته است. این مطالعه از محدود مطالعات کاربرد این شیوه در شناسایی الگوی پاسخ وانمود در آزمون‌های شخصیت است. یافته‌های مطالعه حاضر همسو با یافته‌های پژوهش Zickar و همکاران (2004) و Gibby و همکاران (2004) نشان داد که طبقه‌های شناسایی شده از طریق بررسی تفاوت بین طبقه‌ها در تفاوت نمرات میانگین ابعاد NEO، برآورد پارامترها و احتمال پاسخ‌های گزینه‌ها در تحلیل راش آمیخته، طبقه‌های پاسخ‌های وانمود و صادقانه است. تحلیل راش آمیخته در چهار مقیاس (روان رنجورخویی، بازبودن در مقابل تجارب، توافق پذیری و وجدانی بودن) از پنج مقیاس، دو طبقه پاسخ را شناسایی کردند. همسو با مطالعه Zickar و همکاران (2004) طبقه وانمود به این شکل توصیف شد که پاسخ‌ها طبقه‌ای را شکل دادند که میانگین نمرات بالاتری، الگوهای آستانه ناهموار و وارونه، گرایش به تصدیق گزینه‌های پاسخ مثبت داشتند.

درنهایت واضح به نظر می‌رسد استفاده از روش‌های جدید شناسایی پاسخ‌های وانمود مانند رویکردهای مبتنی بر نظریه سؤال پاسخ یعنی روش تحلیل راش آمیخته برای تحقیق درباره‌ی تفاوت‌ها بین «وانمودکنندگان» و «پاسخ‌دهندگان صادق» آموزش‌دیده، ممکن است خیلی مفیدتر از استفاده از رویکردهای کلاسیک نظریه آزمون باشد، زیرا تأثیر وانمود بر پارامترهای تشخیص و حدس‌زدن و همین‌طور دشواری سؤال، می‌تواند بررسی شود. Zickar and Sliter (2011) اشاره می‌کنند که وانمود صرفاً دشواری سؤال را تغییر نمی‌دهد، بلکه بر دیگر ویژگی‌های سؤال هم اثر می‌گذارد. نظریه‌ی سؤال پاسخ، تأثیرات وانمود را نه در سطح کل آزمون، بلکه در سطح سؤال هم بررسی می‌کند، و بنابراین ممکن است دیدگاه نسبتاً منحصربه‌فردتری از چگونگی تأثیر وانمود بر پاسخ‌های آزمون ارائه نماید. همچنین در روش‌های سنتی، عدم برازش را به‌عنوان انحرافی سیستماتیک از پاسخ نرمال تلقی می‌کند درحالی‌که در روش‌های جدید مانند تحلیل راش آمیخته موضوع بررسی، تفاوت سیستماتیک بین گروه‌ها است؛ یعنی میزان وانمود متفاوت، منجر به عدم برازش متفاوت می شود. بنابراین استفاده از روش‌های جدیدتر در شناسایی

پاسخ‌های وانمود در موقعیت‌های مختلف حیاتی ازجمله انتخاب و گزینش کارکنان، اهمیت دارد.

البته روشن است، برای آنکه مسئله‌ی وانمود حل‌وفصل شود، مسیری طولانی در پیش است. نیمه‌ی پر لیوان برای محققان این است که حتی پس‌ازاین همه‌سال تحقیق و بررسی، هنوز هم مسائل حل‌نشده‌ی فراوانی وجود دارند که این فرصت را در اختیار محققان قرار می‌دهند تا آثار خودشان را در این زمینه ارائه نمایند، لذا با توجه به محدودیت‌های پژوهش حاضر ازجمله اینکه پژوهش از تعمیم‌پذیری محدودی به دلیل ایجاد شرایط وانمود آموزش داده‌شده، برخوردار است و یافته‌های پژوهش را نمی‌توان به موقعیت‌های واقعی تعمیم داد. همچنین نداشتن دستورالعمل شناسایی گروه‌ها ازجمله مصاحبه و اینکه ممکن است پاسخ‌ها در شرایط صادقانه کاملاً صادقانه نباشد؛ پیشنهاد می‌شود شاخص‌های تحلیل راش آمیخته در داده‌های حاصل از موقعیت‌های واقعی استخدام کارمندان موردبررسی قرار گیرد.

منابع

انیسی، جعفر. (۱۳۹۰). بررسی اعتبار و روایی فرم کوتاه پرسشنامه پنج عاملی نئو در دانشجویان. *مجله علوم رفتاری*، ۵(٤)، ۳۵۱-۳۵۵.

محمودیان، حسن، دلاور، علی، فرخی، نورعلی، و برجعلی، احمد. (۱۳۹٦). مقایسهٔ رابطهٔ ویژگی‌های شخصیتی و مطلوبیت اجتماعی در دانشجویان با پاسخ‌های وانمود و صادقانه. *پژوهش در نظام‌های آموزشی*، ۱۱(۳۷)، ۲۲۹-۲٤۲. doi: 10.22034/jiera.2017.57773

همبلتون، رونالد. ک، سوامیناتان. اچ و راجرز، اچ. جین. (۱۹۹۱). مبانی نظریه سؤال ـ پاسخ. ترجمه محمدرضا فلسفی‌نژاد. (۱۳۸۹). تهران: انتشارات دانشگاه علامه طباطبایی.

References

Anisi, J. (2013). Investigating the validity and reliability of the short form of the five-factor NEO questionnaire in students. *Journal of Behavioral Sciences*, *5*(4), 351-355. [In Persian]

Barrick, M. R., & Mount, M. K. (1996). Effects of impression management and self-deception on the predictive validity of personality constructs. *Journal of Applied Psychology*, *81*, 261-272.

Costa, P. T., Jr., & McCrae, R. R. (1992). Revised NEO personality inventory (NEO-PI-R) and NEO five-factor inventory (NEO-FFI): Professional manual. Odessa, FL: Psychological Assessment Resources.

Crowne, D. P., & Marlowe, D. (1960). A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology*, *24*, 349–354.

Edwards, A. E. (1957). *The social desirability variable in personality assessment and research*. New York: Dryden.

Eid, M., & Rauber, M. (2000). Detecting measurement invariance in organizational surveys. *European Journal of Psychological Assessment*, *16*, 20-30.

Eid, M., & Zickar, M. J. (2007). Detecting response styles and faking in personality and organizational assessments by mixed Rasch models. In M. von Davier & C. H. Carstenen (Eds.), *Multivariate and mixture distribution Rasch models* (pp. 255–270). New York: Springer.

Gangestad, S., & Snyder, M. (1985). To carve nature at its joints: On the existence of discrete classes in personality. *Psychological Review*, *92*, 317-349.

Hambleton, Ronald K, Swaminathan. H. & Rogers, H. Jane (1991). Basics of item response theory. Translated by Mohammad Reza Filasfinejad. (2010). Tehran: Aaaameh Tbbbbbb' UUUvrr stty Prsss. [In Persian]

Heggestad, E. D., George, E., & Reeve, C. L. (2006). Transient error in personality scores: Considering honest and faked responses. *Personality and Individual Differences*, *40*, 1201–1211.

Hendy, N., Krammer, G., Schermer, J. A., & Biderman, M. D. (2021). Using bifactor models to identify faking on Big Five questionnaires. *International Journal of Selection and Assessment*, 29(1), 81-99. https://doi.org/10.1111/ijsa.12316

Holden, R. R. (2006, April). Faking on noncognitive self-report: Seven primary questions. In Paper presented to the educational testing services (ETS) external technical advisory group (TAG) *conference on faking in non-cognitive assessment*. Princeton, NJ.

Holden, R. R. (2007). Socially desirable responding does moderate scale validity both in experimental and in nonexperimental contexts. *Canadian Journal of Behavioural Science*, *39*, 184–201.

Holden, R. R. (2008). Underestimating the effects of faking on the validity of selfreport personality scales. *Personality and Individual Differences*, 44, 311–321.

Holden, R. R., & Book, A.S. (2011). Faking does distort self report personality assessment. In M. Ziegler, C. MacCann, and R. D. Roberts (Eds.) *New perspectives on faking in personality*.

Holden, R. R., & Passey, J. (2009). Social desirability. In M. R. Leary & R. H. Hoyle (Eds.), *Handbook of individual differences in social behavior*. New York: Guilford.

Hough, L. M. (1998). Effects of intentional distortion in personality measurement and evaluation of suggested palliatives. *Human Performance*, *11*, 209–244.

Hough, L. M., Eaton, N. K., Dunnette, M. D., Kamp, J. D., & McCoy, R. A. (1990). Criterion-related validities of personality constructs and the effect of response distortion on those validities. *Journal of Applied Psychology*, *75*, 581-595.

Lazarsfeld, P. F., & Henry, N. W. (1968). *Latent structure analysis*. Boston: Houghton Mifflin.

Rost, J., Carstensen, C. H., & von Davier, M. (1997). Applying the mixed Rasch model to personality questionnaires. In J. Rost & R. Langeheine (Eds.), *Applications of latent trait and latent class models in the social sciences* (pp. 324-332). New York: Waxmann

hhhin, İ., & çççç nn (2024). . omprr sson of uusrrr analysis and latent class analysis for the detection of fake responses on personality tests. *Eğddddd ee Psooaldd eeeee ee ğğğ eeen. rree ggggssi*, 15(1), 35-49. https://doi.org/10.21031/epod.1327395

Schmit, M. J., & Ryan, A. M. (1993). The Big Five in personnel selection: Factor structure in applicant and nonapplicant populations. *Journal of Applied Psychology*, *78*, 966–974.

Tett, R. P., Jackson, D. N., & Rothstein, M. (1991). Personality measures as predictors of job performance: A meta-analytic review. *Personnel Psychology*, *44*, 703-742.

Von Davier, M. (2001). *WINMIRA 2001*. Kiel, Germany: Institute for Science Education.

von Davier, M., & Rost, J. (1997). Self monitoring – A class variable? In J. Rost & R. Langeheine (Eds.), *Applications of latent trait and latent class models in the social sciences* (pp. 296–305). New York: Waxmann.

Zickar, M. J., & Gibby, R. E. (2006). A history of faking and socially desirable responding on personality tests. In R. L. Griffith & M. H. Peterson (Eds.), *A closer examination of applicant faking behavior* (pp. 21–42). Greenwich, CT: Information Age Publishing.

Zickar, M. J., & Robie, C. (1999). Modeling faking good on personality items: An item-level analysis. *Journal of Applied Psychology*, *84*, 551–563

Zickar, M. J., & Sliter, K. A. (2011). Searching for unicorns: Item response theory-based solutions to the faking problem. In M. Ziegler, C. MacCann, and R. D. *Roberts* (Eds.) New

Zickar, M. J., & Ury, K. L. (2002). Developing an interpretation of item parameters for personality items: Content correlates of parameter estimates. *Educational & Psychological Measurement*, *62(1), 19-31*.

Zickar, M. J., Gibby, R. E., & Robie, C. (2004). Uncovering Faking Samples in Applicant, Incumbent, and Experimental Data Sets: An Application of Mixed-Model Item Response Theory. *Organizational Research Methods*, *7*(2), 168–190. https://doi.org/10.1177/1094428104263674

Ziegler, M., & Buehner, M. (2009). Modeling socially desirable responding and its effects. *Educational and Psychological Measurement*, *69*, 548–565.

Ziegler, M., Toomela, A., & Buehner, M. (2009). A reanalysis of Toomela (2003): Spurious measurement error as cause for common variance between personality factors. *Psychology.*

Ziegler, M., Toomela, A., & Buehner, M. (2009). A reanalysis of Toomela (2003): Spurious measurement error as cause for common variance between personality factors. *Psychology.*

Lilienfeld, S. O., & Fowler, K. A. (2006). The selfreport assessment of psychopathy: Problems, pitfalls, and promisses. In C. J. Patrick (Ed.), *Handbook of Psychopathy* (pp. 107-132). New York: Guilford Press

Liu, J., & Zhang, J. (2020). An item-level analysis for detecting faking on personality tests: Appropriateness of ideal point item response theory models. *Frontiers in Psychology*, 11, 3090. https://doi.org/10.3389/fpsyg.2019.03090

Mahmoudian, H., Delavar, A., Farrokhi, N., Borjali, A. (2016). Comparing the relationship between personality traits and social desirability in students with fake and honest answers. *Research in Educational Systems*, *11*(37), 229-242. doi: 10.22034/jiera.2017.57773 [In Persian]

Masters, G. N. (1982). A Rasch model for partial credit scoring. *Psychometrika*, *47*, 149-174.

McFarland, L. A., & Ryan, A. M. (2000). Variance in faking across noncognitive measures. *Journal of Applied Psychology*, *85*, 812–821.

Monaro, M., Mazza, C., Colasanti, M., Ferracuti, S., Orrù, G., Di Domenico, A., ... & Roma, P. (2021). Detecting faking-good response style in personality questionnaires with four choice alternatives. *Psychological Research*, 1-14. doi: 10.1007/S00426-020-01473-3

Ones, D. S., & Viswesvaran, C. (1998). The effects of social desirability and faking on personality and integrity assessment for personnel selection. *Human Performance*, *11*, 245–269.

Ones, D. S., Viswesvaran, C., & Reiss, A. D. (1996). Role of social desirability in personality testing for personnel selection: The red herring. *Journal of Applied Psychology*, *81*, 660–679.

Pauls, C. A., & Crost, N. W. (2005). Effects of different instructional sets on the construct validity of the NEO-PI-R. *Personality and Individual Differences*, *39*, 297–308.

Plieninger, H. (2017). Mountain or molehill? A simulation study on the impact of response styles. *Educational and Psychological Measurement*, *77*(1), 32-53. https://doi. org/10.1177/0013164416636655

Purpura, A., Giorgianni, D., Orrù, G., Melis, G., & Sartori, G. (2022). Identifying single-item faked responses in personality tests: A new TF-IDF-based method. *PLOS ONE*, *17*(8), e0272970. https://doi.org/10.1371/journal.pone.0272970

Reise, S. P. & Widaman, K. F. (1999). Assessing the fit of measurement models at the individual level: A comparison of item response theory and covariance structure approaches. *Psychological Methods, 4*, 3-21.

Reise, S. P., & Gomel, J. N. (1995). Modeling qualitative variation within latent trait dimensions: Application of mixed-measurement to personality assessment. *Multivariate Behavioral Research, 30*, 341-358

Robie, C., Zickar, M. J., & Schmit, M. J. (2001). Measurement equivalence between applicant and incumbent groups: An IRT analysis of personality scales. Human Performance, 14, 187-207.

Ronald, R., Holden., Zdravko, Marjanovic. (2021). Faking on a self-report personality inventory: Indiscriminate, discriminate, or hyper-discriminate responding?. *Personality and Individual Differences*, doi: 10.1016/J.PAID.2019.109768