# کاربرد تحلیل عاملی در تعیین وزن گویه‌ها در مقایسه با روش وزن‌دهی با مقادیر ثابت در اندازه‌گیری‌های روانی ـ تربیتی

مجتبی حبیبی[۱]
بلال ایزانلو[۲]
ابراهیم خدایی[۳]

## چکیده

**زمینه:** از نظر کرلینجر (۱۹۸۶) تحلیل عاملی یک روش آماری در جهت اصل ایجاز علمی است. این تکنیک می‌تواند به کاهش چندگانگی، تلخیص روابط بین متغیرها، ایجاز و سادگی هرچه بیشتر بینجامد، وابستگی بین متغیرها را تعیین کرده و تفسیر علمی را تسریع نماید. **هدف:** هدف مقاله حاضر، کاربرد تحلیل عاملی برای وزن‌دهی به گویه‌های موجود در مقیاس‌های روان‌شناختی و تربیتی است. یعنی کشف مناسب‌ترین سوال‌ها با بیشترین وزن و اهمیت برای قضاوت در مورد افراد گروه نمونه با استفاده از تحلیل عاملی است. روش: در پژوهش توصیفی حاضر، از داده‌های مربوط به خرده آزمون علایم روان‌شناختی و فیزیولوژیکی مقیاس میزان، منابع و علائم استرس معلمان که بر روی ۴۳۰ نفر از دبیران (۱۰۵ نفر در رشته تربیت بدنی و ۲۹۸ نفر در رشته‌های غیر تربیت بدنی) آموزش و پرورش استان آذربایجان غربی اجرا شده بود، استفاده گردید. در پژوهش حاضر با استفاده از تحلیل عاملی وزن ۱۵ گویه مربوط به این خرده مقیاس تعیین شد. در مرحله بعد، وزن هر گویه بر اساس وزن همان گویه در عامل مورد نظر به جای استفاده از وزن ثابت معادل یک برای ایجاد نمره نهایی آزمودنی‌ها، مورد استفاده قرار گرفته است. **یافته‌ها:** نتایج پژوهش نشان داد که بین دو روش با استفاده از آزمون فریدمن در رتبه‌بندی گویه‌ها تفاوت معنی‌داری به لحاظ آماری وجود دارد. **بحث و نتیجه‌گیری:** با توجه به نتایج می‌توان گفت که کارایی روش تحلیل عاملی نسبت به روش وزندهی با مقادیر ثابت برای همه گویه‌ها و وزن‌دهی در رتبه بندی شاخص‌ها در سطح بهینه ای قرار دارد.

**واژگان کلیدی:** تحلیل عامل، وزن‌دهی به گویه‌ها، علائم روان‌شناختی و فیزیولوژیکی استرس.

---

۱. دکتری تخصصی روانشناسی سلامت، استادیار پژوهشکده خانواده دانشگاه شهید بهشتی، تهران، ایران
۲. دانشجوی دکتری تخصصی سنجش و اندازه‌گیری، دانشگاه تهران (نویسنده مسئول)
b.ezanloo@gmail.com
۳. دکتری تخصصی آمار، دانشیار سازمان سنجش و آموزش کشور

Archive of SID
www.SID.ir

**مقدمه**

تحلیل عاملی یک روش چند متغیری است که برای تحلیل همبستگی بین چندمتغیر مشاهده شده و کشف عوامل نهفته طراحی شده است. تحلیل عاملی به وسیله روان‌شناس انگلیسی اسپیرمن[1] (۱۹۰۴) به عنوان یک روش برای تحلیل سازه هوش مطرح گردید. امروزه می‌توان کاربردهای بسیار مفیدی از تحلیل عاملی در رشته‌های مختلف نظیر علوم سیاسی، جامعه‌شناسی، زبان‌شناسی، پزشکی، زیست‌شناسی، انسان‌شناسی و مهندسی پیدا کرد. کرلینجر (۱۹۸۶) تحلیل عاملی را به سبب توان، ظرافت و انطباق آن با هدف اصلی مسایل پژوهشی، ملکه روش‌های تحلیل آماری نامیده است. روشی که متغیرهای مورد پژوهش را عینی کرده و حد و مرز پدیده‌های مورد ارزیابی را مشخص می‌کند و با تعیین متغیرهای مکنون، کمک می‌کند تا ویژگی‌های بنیادی را که ابزار اندازه‌گیری بر آن‌ها استوارند، مشخص گردد. به عبارتی تحلیل عاملی روشی است که کاهش تعداد زیادی از متغیرهای وابسته به هم را به صورت تعداد کوچک‌تری از ابعاد مکنون یا عامل امکان‌پذیر می‌سازد. اسپیرمن در مقاله اول خود در ۱۹۰۴، ضرایب همبستگی بین شش موضوع ادبیات کلاسیک[2]، فرانسوی[3]، انگلیسی، ریاضیات، تشخیص زیر و بمی[4] و استعداد موسیقی بر اساس نمرات آزمون‌های اجرا شده بر روی کودکان سنین ۹ تا ۱۳ سال را محاسبه کرد و بین شش موضوع روابط بالایی به دست آورد (جدول۱). فرض کنید $r_{ij}$ ضریب همبستگی بین i امین و j امین آزمون را نشان دهد. با استفاده از جدول ۱ می‌توان دید که در عناصر غیر قطری ماتریس همبستگی یک نظم تقریبی وجود دارد. این مطلب را می‌توان به این صورت نشان داد.

$$\frac{r_{ik}}{r_{jk}} \approx \frac{r_{il}}{r_{jl}} (i \neq j,k,l,\ j \neq k,l; k \neq l) \rightarrow r_{ik} r_{jl} \approx r_{il} r_{jk} \qquad \text{(فرمول۱)}$$

1. Spearman
2. classics
3. French
4. pitch discrimination

Archive of SID

www.SID.ir

جدول ۱- همبستگی بین شش موضوع روان‌شناختی(اقتباس از اسپیرمن، ۱۹۰۴)

| ردیف | موضوع | ۱ | ۲ | ۳ | ۴ | ۵ | ۶ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ۱ | ادبیات کلاسیک | ۰/۶۳ | ۰/۶۶ | ۰/۷۰ | ۰/۷۸ | ۰/۸۳ | ۱ |
| ۲ | فرانسوی | ۰/۵۷ | ۰/۶۵ | ۰/۶۷ | ۰/۶۷ | ۱ | |
| ۳ | انگلیسی | ۰/۵۱ | ۰/۵۴ | ۰/۶۴ | ۱ | | |
| ۴ | ریاضیات | ۰/۵۱ | ۰/۴۵ | ۱ | | | |
| ۵ | تشخیص زیر و بمی | ۰/۴ | ۱ | | | | |
| ۶ | استعداد موسیقی | ۱ | | | | | |

بر اساس نظریه دو عاملی هوش[1] اسپیرمن، نمرات آزمون را می‌توان بر حسب دو عامل بیان کرد: عامل عمومی[2] که به کل آزمون‌ها مربوط است و عوامل اختصاصی[3] که به تک‌تک خرده آزمون‌ها ارتباط دارند. فرض کنید که $x_i, g$ و $e_i (i = 1,...p)$ به ترتیب نشان دهنده عامل عمومی، i امین نمره آزمون و عامل اختصاصی متناظر است. پس می‌توان $x_i$ را به صورت زیر نوشت:

$$x_i = \lambda_i g + e_i \qquad i=1, \ldots, p \qquad \text{(فرمول۲)}$$

در این رابطه $\lambda_i (|\lambda_i| \le 1)$ ضریبی است که شدت تأثیر $g$ بر $x_i$ را نشان می‌دهد. می‌توان فرض کرد که میانگین متغیرهای $x_i, g$ و $e_i$ صفر و واریانس متغیرهای $x_i$ و $g$ یک است. همچنین می‌توان فرض کرد که $E(ge_i) = 0$، در نتیجه خواهیم داشت $E(x_i^2) = \lambda_i^2 + E(e_i^2)$ که در آن $E(e_i^2) = 1 - \lambda_i^2$ است. عامل اختصاصی متناظر با عبارت خطا در مدل رگرسیون خطی است که نسبت تبیین نشده به وسیله عامل عمومی $g$ را نشان می‌دهد. اما، در تحلیل عاملی معمولا $e_i$ به عنوان مؤلفه اختصاصی در i امین متغیر محسوب می‌شود. به علاوه، فرض کنید $E(e_i e_j) = 0 (i \neq j)$. در این صورت، ضریب همبستگی $(\rho_{ij})$ بین $x_i$ و $x_j$ را می‌توان به صورت زیر نوشت.

1. two factor theory of intelligence
2. general
3. unique

Archive of SID

www.SID.ir

$$p_{ij} = E(x_i x_j) = E(\lambda_i g + e_i)(\lambda_i g + e_i) = \lambda_i \lambda_j \qquad \text{(فرمول۳)}$$

این تساوی می‌تواند فرمول۱ را تبیین می‌کند. از آنجا که $\lambda_i$ با ضریب همبستگی $\left[ p_{x.g} = E(x_i g) \right]$ بین $x_i$ و $g$ برابر است: این مدل حاکی از آن است که $p(p-1)/2$ همبستگی بین زوج‌های نمره‌های آزمون را می‌توان بر حسب همبستگی‌های $\lambda_i (i = 1, ...., p)$ بین $x_i$ و متغیر مشاهده[1] $g$ بیان کرد.

به دنبال اسپیرمن و تحت تأثیر وی، روان‌شناسان انگلیسی مثل تامپسون[2]، گارنت[3]، بورت[4] و کمپ[5] در خصوص مزیت مدل یک عاملی هوش به بحث و بررسی پرداختند. از نظر آن‌ها، می‌توان همبستگی‌های بین یک تعداد نمره آزمون را بر حسب یک عامل واحد، تحت عنوان توانایی عمومی[6] تبیین کرد. مدل یک عاملی از نظر تاریخی مهم است، چرا که برای مدل چند عاملی[7] نقش میانجی را دارد (یانی، ایچی کاوا[8]،۲۰۰۷).

در دهه ۱۹۳۰، مرکز مطالعات تحلیل عاملی از بریتانیا به ایالت متحده انتقال یافت، ترستون[9] (۱۹۳۵) از دانشگاه کارولینای شمالی نظریه دو عاملی اسپیرمن را گسترش داد. در نظریه چند عاملی هوش ترستون، عملکرد آزمودنی‌ها در یک آزمون بر حسب بیش از یک عامل تبیین می‌شود. به این ترتیب مدل چند عاملی، جایگزین عامل عمومی هوش شد. او در فرمول ۲ عامل $g$ را با عامل‌های عمومی[10] $f_1, ... f_m$ جایگزین کرد، یعنی:

$$\begin{aligned} x_1 &= \lambda_{11} f_1 + \lambda_{12} f_2 + ..... + \lambda_{1m} f_m + e_1, \\ x_2 &= \lambda_{21} f_1 + \lambda_{22} f_2 + ..... + \lambda_{2m} f_m + e_2, \\ &\vdots \\ x_p &= \lambda_{p1} f_1 + \lambda_{p2} f_2 + ..... + \lambda_{pm} f_m + e_3, \end{aligned} \qquad \text{(فرمول۴)}$$

1. unobservable
2. Thompson
3. Garnet
4. Burt
5. Camp
6. general ability
7. multiple factor model
8. Yanai & Ichikawa
9. Thurston
10. common factors

Archive of SID

www.SID.ir

به عبارت دیگر i امین آزمون به صورت یک ترکیب خطی از عامل‌های عمومی $f_i,...f_m$ و عامل منحصر به فرد $e_i$ در نظر گرفته می‌شود. شدت هر یک از عوامل منحصر به فرد در i امین آزمون به وسیله ضرایب $\lambda_{i1},\lambda_{i2},....,\lambda_{im}$ بیان می‌شود.

ترستون (۱۹۳۶) با تحلیل عاملی ۵۷ نوع آزمون هوش اجرا شده بر روی دانشجویان دانشگاه، نشان داد که می‌توان هوش انسان را به وسیله هفت عامل تبیین کرد: حافظه[۱]، سیالی کلمه[۲]، رابطه کلامی[۳]، عدد[۴]، سرعت ادراکی[۵]، تجسم سازی[۶] و استدلال[۷]. ترستون این مدل را با عنوان «تحلیل چند عاملی[۸]» در ۱۹۴۷ ارائه داد.

یکی از کاربردهای تحلیل عاملی در رتبه‌بندی گویه‌ها است. اساساً دو نوع رویکرد در وزن‌دهی و رتبه‌بندی گویه‌ها وجود دارد. اولین رویکرد، به کارگیری روش نظر سنجی میدانی است که طی آن از افراد متخصص و آگاه نظر سنجی می‌شود و قضاوت در مورد نشانگرها و گویه‌ها بر حسب نظرات آن‌ها انجام می‌پذیرد. دومین رویکرد به کارگیری روش‌های آماری با حداقل ذهنیت و با بیشینه سازی عینیت[۹] سنجش است. یعنی تعیین مجموعه‌ای از گویه‌ها، بررسی ساختار آماری آن‌ها، تعیین درجه ارتباط آن‌ها و ارائه وزن-هایی است که با داده‌های مشاهده شده برازش داشته باشد(طارمی، ۱۳۸۲).

اگر فرض کنیم $X_1,X_2,...,X_p$ گویه‌های مقیاس مورد بررسی باشند، هدف از به کارگیری تحلیل عاملی یافتن ترکیباتی از گویه‌ها جهت ایجاد عامل‌های ناهمبسته $Z_1,Z_2,...,Z_p$ است. عدم همبستگی به این معنی است که عامل‌ها هر کدام جنبه‌های متفاوتی از داده‌ها را تبیین می‌کنند. اگر بخواهیم یک موضوع را در یک جامعه با m گویه بررسی کنیم، خود گویه‌ها مقداری با هم همبستگی دارند. به عبارت دیگر، هر یک از آن‌ها شامل بخشی یا همه اطلاعات موجود در یک یا چند گویه دیگر هستند و بین آن‌ها

1. memory
2. word fluency
3. verbal relation
4. number
5. perceptual speed
6. visualization
7. reasoning
8. multiple factor analysis
9. objectivity

Archive of SID

www.SID.ir

واریانس مشترک[1] وجود دارد. از این رو ممکن است بعضی از گویه‌ها اضافی باشند، که این مساله سبب اتلاف منابع موجود جهت تحلیل داده‌ها می‌شود. بنابراین، بایستی فقط گویه‌هایی مورد بررسی قرار گیرند که واقعاً اعضای جامعه را از هم متمایز کنند. به عبارتی، در این حالت، می‌توان m تابع خطی از این گویه‌ها را در نظر گرفت و بهترین ممیزها را از بین آن‌ها انتخاب کرد. اگر این تبدیل‌های خطی به گونه‌ای صورت گیرند که توابع خطی غیرهمبسته شوند، کار بسیار ساده می‌شود. زیرا در این صورت می‌توانیم توابعی را که واریانس کمتری را منعکس می‌کنند، کنار بگذاریم و فقط توابعی را در نظر بگیریم که واریانس بیشتری دارند. به عبارتی، درصد بیشتری از تغییرات را منعکس می‌کنند. تابع خطی ناهمبسته را مؤلفه‌های اصلی[2] می‌گوییم. تابع خطی $Z_1$ اولین مؤلفه اصلی خواهد بود $Z_1 = \lambda_{11}x_1 + \lambda_{12}x_2 + ... + \lambda_{1p}x_p$.

هر تابع خطی به شکل $Z_1$ یک عامل و یا یک جنبه خاص از مجموعه جنبه‌هایی است که با واریانس مربوطه ارزیابی می‌گردند. هر چه قدر واریانس توابع خطی بیشتر باشد، اهمیت بالاتری دارند و به صورت زیر به ترتیب اهمیت مرتب می‌شوند:

$$\mathrm{var}(Z_1) \succ \mathrm{var}(Z_2) \succ ... \succ \mathrm{var}(Z_p)$$

به هنگام تجزیه یک ابزار به مؤلفه‌های اصلی، می‌توان از تعدادی از مؤلفه‌های اصلی که دارای واریانس کوچکی هستند، صرف‌نظر کرد. در این حالت تغییرات موجود در مجموعه داده‌ها را می‌توان به اندازه کافی توسط تعداد کمی از گویه‌ها یا $Z_i$ها با برخورداری از واریانس‌های قابل قبول تبیین کرد. در روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی، اصول اساسی عبارتند از: الف) یافتن یک ترکیب خطی برای گویه‌هایی با واریانس بیشینه[3] به عنوان عامل اول ب) یافتن دومین ترکیب خطی از گویه‌ها که با نخستین ترکیب خطی[4] متعامد[5] است و بیشترین واریانس را از واریانس باقیمانده[6] تبیین می‌کند و به همین ترتیب تا آخرین ترکیب خطی. در

1. co-variance
2. principal component
3. maximum
4. linear combination
5. orthogonal
6. residual

Archive of SID

www.SID.ir

واقع می‌توان به تعداد گویه‌ها، ترکیب خطی (عامل) ساخت. استفاده از روش تحلیل مؤلفه‌های اصلی عموماً با هدف کاهش ابعاد داده‌ها و یافتن عوامل نهفته از بین گویه‌های مورد نظر صورت می‌گیرد. ولی بر اساس ویژگی‌هایی که در این نوع تحلیل وجود دارد از نتایج این تحلیل می‌توان در تعیین وزن گویه‌ها و همچنین یافتن ترکیب خطی مناسبی برای رتبه‌بندی آزمودنی‌ها بر اساس یک مقیاس اندازه‌گیری، استفاده نمود.

## کاربردهای تحلیل عاملی در روان‌شناسی

پژوهش‌هایی نظیر تحلیل عاملی توانایی‌های پایه‌ای[1] انسان به وسیله ترستون (۱۹۳۶)، تحلیل عاملی توانایی‌های مکانیکی[2] هارل[3] (۱۹۴۰)، تحلیل عاملی توانایی زبانی کارول[4] (۱۹۴۱) و بررسی ویژگی‌های شخصیت، گیلفورد[5]، آلپرت و آیزنگ[6] بر حسب صفات، در روان‌ناختی مورد توجه بوده و مهم هستند. آزگود و سو[7] (۱۹۵۷) یک روش افتراق معنایی[8] ایجاد کردند که چندین تصویر را به عنوان موضوع با استفاده از ۴۰ زوج صفت و تحلیل ساختار ابعاد معنایی اندازه می‌گرفت. مدل پنج عاملی[9] شخصیت در دهه ۱۹۸۰ گسترش یافت (گلدبرگ[10]، ۱۹۹۰). کارل (۱۹۹۳) همه داده‌های قابل دسترس در خصوص بررسی‌های تحلیل عاملی هوش بین دهه ۱۹۰۰ تا دهه ۱۹۸۰ را به صورت یکپارچه ادغام کرد. امروزه تحلیل عاملی نه تنها در رشته روان‌شناسی کاربرد وسیعی دارد بلکه در رشته‌هایی مثل علوم سیاسی، ادبیات، زیست‌شناسی و علوم پزشکی نیز به کار می‌رود. به عنوان مثال، در انسان‌شناسی، دانش ریخت‌شناسی[11] از طریق تحلیل عاملی، همبستگی بین ویژگی‌های انسانی اندازه‌گیری می‌شود. بر اساس گفته تحلیل عاملی در مقایسه با تحلیل رگرسیون در حدود ۵۵/۳٪ از روش‌های تحلیل چندمتغیره را به خود اختصاص داده است و میزان کاربرد تحلیل

1. basic ability
2. mechanical ability
3. Harrell
4. Carrol
5. Guilfored
6. Allport & Eysenck
7. Osgood & suci
8. Semantic differential method
9. fire factor model
10. Goldberge
11. morphological knowledge

Archive of SID

www.SID.ir

عاملی در مقاله‌های حوزه تعلیم و تربیت و روان‌شناسی به ترتیب ۳۳/۷ و ۴۸/۳ درصد است. در ژاپن تعداد مقاله‌های تحلیل عاملی حوزه روان‌شناسی و علوم تربیتی هر سال در حال افزایش است (یانایی[1]، ۲۰۰۰).

در سال ۱۹۳۶، انجمن روان‌سنجی طی یک مراسم رسمی معرفی شد و یک مجله به نام سایکومتریکا[2] منتشر گردید. بین نیمه دوم سال ۱۹۳۰ و اوایل سال ۱۹۵۰ در خصوص هفت موضوع زیر در تحلیل عاملی، نتایج متعددی در سایکومتریکا چاپ شد. الف) برآورد اشتراک[3] ب) استخراج عوامل مشترک[4] ج) تعیین تعداد عامل‌های مشترک[5] د) چرخش عوامل[6] و) برآورد نمره‌های عاملی[7] ی) روش‌های مربوط به کوتاه کردن زمان محاسبه و ها) نامعین بودن عامل[8]. اسپیرمن و ترستون توجه زیادی به مسئله نامعین بودن عامل نکردند. از آن جا که مشکل اصلی تحلیل عاملی به تفسیر عامل‌ها مربوط است، گاتمن[9] و سایر محققان تا اواخر دهه ۱۹۷۰ به بررسی این مسئله پرداختند. استایگر[10] (۱۹۷۹) مطالعات مهمی در این خصوص انجام داد و کتاب‌های جامعی به وسیله روان‌سنج‌هایی مثل هورست[11] (۱۹۶۵) و هارمن[12] (۱۹۷۶) چاپ شدند.

بر طبق گفته مولاک[13] (۱۹۸۶) بین سال‌های ۱۹۵۲ تا ۱۹۶۹ تحلیل عاملی به صورت اکتشافی مورد استفاده قرار می‌گرفت، زیرا که محققان هیچ فرضیه‌ای در خصوص ساختار همبستگی بین متغیرهای مورد استفاده در تحلیل نداشتند. با افزایش استفاده از تحلیل عاملی و انباشت یافته‌ها، به اثبات ساختارهای فرضی در پس متغیرهای مشاهده شده، توجه بیشتری گردید. به عنوان یک راه حل برای این مشکل، گاتمن (۱۹۵۲) روش چند گروهی[14] را به

1. Yanai
2. Psychometrika
3. estimation of commonality
4. extraction of common factors
5. determination of number of common factors
6. factor iteration
7. estimation of factor score
8. factor indeterminacy
9. Guttman
10. Steiger
11. Horst
12. Harman
13. Mulaik
14. multiple group

Archive of SID

www.SID.ir

صورت طبقه‌بندی متغیرها به چند گروه و سپس ایجاد یک عامل برای هر گروه را گسترش داد. روش چرخش متعامد پروکرواست[1] (گرین[2]، ۱۹۵۲؛ شونمان[3]، ۱۹۶۶) برای به دست آوردن یک ماتریس بار عاملی مشابه ماتریس بار عاملی فرضی[4] به وجود آمد.

تحلیل عاملی تأییدی[5] (ژورسکاگ[6]، ۱۹۶۹) برای آزمون فرضیه در خصوص روابط بین متغیرهای قابل مشاهده و عامل‌ها به وجود آمد. باک[7] و بارگمن[8] (۱۹۶۶) تحلیل ساختارهای کوواریانس را ارائه کردند. این امر به گسترش مدل ساختار کوواریانس تعمیم یافته[9]، مدل روابط ساختاری خطی[10] (LISREL)، به وسیله ژورسکاگ و سوربم[11] منجر شد.

لاولی و ماکسول[12] (۱۹۷۱) گزارشی از نظریه آماری در تحلیل عاملی ارائه کردند. در دهه ۱۹۸۰، به دومین ویرایش کتاب آزمون آندرسن[13] (۱۹۸۴) فصلی در خصوص تحلیل عاملی از نظر یک آمار دادن ریاضی اضافه شد. سایر کتاب‌های مربوط به تحلیل عاملی و روش‌های مربوط به آن منتشر شدند (باسیلوسکی[14]، ۱۹۹۴؛ بارسولومیو و کنات[15]، ۱۹۹۹) و در دهه ۱۹۹۰تحلیل مؤلفه‌های مستقل در رشته مهندسی به کار گرفته شد(هیوارینن و همکاران[16]، ۲۰۰۱).

در مدل تحلیل عاملی هم متغیرهای آشکار[17] و هم نهفته[18] قابل اندازه‌گیری هستند. بر اساس گفته بارسولومیو و کنات (۱۹۹۹) مدل‌های متغیر نهفته، بسته به این که آیا متغیرهای نهفته و آشکار پیوسته و قابل اندازه‌گیری باشند یا مقوله‌ای، به چهار طبقه تقسیم می‌شوند:

1. procrustes
2. Green
3. shoeman
4. hypothetical factor loading matrix
5. confirmatory factor analysis
6. Joreskog
7. Bock
8. Borgman
9. generalized covariance structure model
10. lineal structural relations model
11. Sorbom
12. Lawley & Maxwell
13. Anderson
14. Basilevsky
15. Bartholome & knott
16. Hyvarinen et al
17. manifest
18. latent

Archive of SID

www.SID.ir

۱) تحلیل عاملی داده‌های مقوله‌ای[1] که متغیرهای مقوله‌ای را به عنوان متغیرهای آشکار مورد استفاده قرار می‌دهند ۲) مدل طبقه نهفته[2] که در آن هم متغیرهای آشکار و هم نهفته مقوله‌ای هستند. ۳) تحلیل خصیصه نهفته[3] که در آن متغیرهای نهفته پیوسته و متغیرهای آشکار مقوله‌ای هستند و ۴) مدل نیمرخ نهفته[4] که در آن متغیرهای آشکار پیوسته و متغیرهای نهفته مقوله‌ای هستند.

## بیان مساله

زمینه‌های کاربردی متعددی برای تحلیل عاملی[5] مطرح شده است. مثل، کاهش تعداد زیادی متغیر به تعداد کمتری عامل به منظور مدل سازی، گزینش یک زیر مقیاس از میان مجموعه زیادی گویه، تولید مجموعه‌ای از عوامل به عنوان متغیرهای ناهمبسته، اعتباریابی یک مقیاس[6] از طریق تعیین بار گویه‌های[7] سازنده مقیاس بر روی عوامل استخراج شده، تهیه تست‌های چندگانه با توجه به ویژگی تک‌بعدی بودن[8] آن‌ها، تعیین خوشه‌هایی از آزمودنی‌ها و تعیین گروه‌ها از طریق مشخص کردن مجموعه افرادی که در یک خوشه قرار دارند (هومن و عسگری،۱۳۸۴؛ دادرس،۱۳۸۱). در این مقاله، یکی دیگر از کاربرد های تحلیل عامل، تحت عنوان وزن‌دهی[9] به گویه‌ها[10] ارائه خواهد شد.

یکی از مسائل اساسی در رتبه‌بندی[11]، بعد از تعیین گویه‌های مقیاس اندازه‌گیری برای بررسی پدیده‌ها، تشخیص و تعیین وزن هر یک از گویه‌ها است. بیشتر کارهایی که تاکنون در زمینه رتبه‌بندی صورت گرفته است تعیین وزن و اهمیت هر یک از گویه‌ها توسط افراد متخصص یا از طریق روش تبادل نظر کارشناسی (دلفی)[12] به صورت مقایسه‌های زوجی صورت گرفته است. هر یک از این روش‌ها دارای نقاط ضعفی هستند که از بین آن‌ها

1. categorical data
2. latent class model
3. latent trait analysis
4. latent profile model
5. factor analysis
6. scale validation
7. item loading
8. unidimensionality
9. weight assignment
10. items
11. ranking
12. delphi

Archive of SID

www.SID.ir

می‌توان به "خطای سوگیری"[1] نظرات کارشناسان اشاره کرد. از طرف دیگر، چون اظهارنظر در خصوص این روش‌های وزن‌دهی عموماً در یک قالب مشخص به صورت طبقات لیکرتی و غیره به افراد صاحب‌نظر ارائه می‌شود، پاسخ‌ها تحت تأثیر وزن‌های از پیش تعیین شده، قرار می‌گیرند. علاوه بر این؛ با افزایش تعداد گویه‌ها، عملاً استفاده از روش مقایسه‌های زوجی به دلیل تعدد مقایسه‌ها، دقت و کارایی خود را از دست می‌دهد. استفاده از روشی که بتواند تا حد ممکن متکی بر خود داده‌ها یا همان مقادیر اندازه‌گیری شده گویه‌ها باشد، به میزان زیادی این خطا را کاهش می‌دهد و در عین حال اهمیت گویه-ها را با دقت بالاتری برآورد کرده و وزن واقعی‌تری را ارائه می‌دهد. ویژگی گویه‌های مورد نظر در رتبه‌بندی به گونه‌ای است که عموماً این گویه‌ها دارای همپوشی هستند، بدین معنی که بین گویه‌ها درجات مختلفی از همبستگی وجود دارد. این همبستگی گاهی ممکن است به دلیل علت و معلول بودن گویه‌ها نسبت به هم باشد و یا ممکن است گویه‌ها تحت تأثیر عامل دیگری، نسبت به هم همبستگی بالایی داشته باشند. در هر حال، نادیده گرفتن این روابط می‌تواند روند تعیین وزن گویه‌ها را به کلی تحت تأثیر قرار دهد. بنابراین، در شرایطی که بین گویه‌ها همپوشی و تعامل وجود داشته باشد، می‌توان با روش تحلیل عاملی، وزن و اهمیت هر یک از گویه‌ها را به صورتی که در دنباله بیان می‌شود، محاسبه نمود (توکر[2] و مک‌کالوم[3]، ۱۹۹۷؛ کیم[4] و مولر[5]، ۱۹۸۸).

در مقاله حاضر از میان روش‌های وزن‌دهی به گویه‌ها، مثل آنتروپی[6]، نمرات z، تاپسیس[7] و تحلیل عاملی (اصلاحچی،۱۳۸۲؛ فاطمی، ۱۳۸۲)، روش تحلیل عامل با یک مثال کاربردی ارائه می‌گردد. روش تحلیل عاملی که در واقع روشی برای دسته‌بندی گویه‌ها در دسته‌هایی همگن است، نخستین بار توسط اسپیرمن در سال ۱۹۰۴ ابداع گردید (دادرس، ۱۳۸۱؛ یانی، ایچی‌کاوا، ۲۰۰۷).

1. Bias
2. Tucker
3. McCallum
4. Kim
5. Muller
6. entropy
7. topsis

Archive of SID

www.SID.ir

سوال پژوهشی: آیا بین رتبه‌بندی گویه‌ها با استفاده از روش وزن‌های ثابت معادل یک برای گویه‌ها و وزن‌دهی به گویه‌ها با تحلیل عاملی تفاوتی وجود دارد؟

## روش پژوهش

با توجه به این که هدف مقاله حاضر پرداختن به جزئیات روش تحلیل عاملی نیست، لذا مستقیماً بر اساس نتایج تحلیل عاملی بر روی گویه‌ها، روش مورد نظر برای تعیین وزن هر گویه در اینجا ارائه می‌گردد. پس از اجرای تحلیل عاملی روی گویه‌ها با استفاده از نرم‌افزار SPSS جداولی در خروجی تشکیل می‌شود که در آن درصد واریانس تبیین شده توسط هر عامل و همچنین درصد واریانس هر گویه در هر یک از عوامل تعیین شده است. در این جداول بر اساس معیارهای انتخاب عوامل، ارزش ویژه[1] بزرگ‌تر از یک، تعداد عوامل انتخاب می‌شوند. نسبت واریانس تبیین شده توسط هر یک از عوامل بر روی واریانس کل تبیین شده مقیاس، همان سهم هر عامل در تبیین واریانس کل مقیاس است که به صورت زیر محاسبه می‌شود:

$$Wf_i = \frac{\lambda_i}{\sum_{j=1}^{k} \lambda_j} \times 100$$

$\lambda_i$ = سهم واریانس عامل i ام از کل تغییرات به وسیله همه گویه‌ها

$Wf_i$=درصد نسبی سهم واریانس عامل i ام از کل تغییرات گویه‌ها.

این نسبت را می‌توانیم به عنوان وزن عامل iام در نظر بگیریم که با استفاده از ماتریس بارهای عاملی هر یک از گویه‌ها محاسبه می‌گردد. این مرحله نشان می‌دهد که همبستگی هر یک از گویه‌ها با کدام عامل بیشتر است. چنانچه یک گویه روی چند عامل، بار عاملی معنی‌دار داشته باشد، بیشترین بار عاملی روی هر عاملی که باشد آن گویه در آن عامل در نظر گرفته می‌شود. در این مرحله می‌توانیم از بار عاملی هر گویه بر روی هر عامل به عنوان وزن و اهمیت هر گویه در آن عامل، استفاده کنیم. بنابراین با داشتن وزن هر عامل و همچنین وزن هر گویه در هر عامل می‌توانیم از طریق رابطه زیر اهمیت و وزن هر گویه را

1. eigen value

Archive of SID

www.SID.ir

به طور کلی به دست آوریم:

$$WI_{ij} = Wf_i \times P_{f_i I_j}$$

$P_{f_i I_j}$ = بار عاملی گویه jام در عامل iام

$WI_{ij}$ = وزن گویه jام در عامل iام.

بدیهی است در تحلیل عاملی ممکن است برخی گویه‌ها در عامل‌های انتخابی حضور نداشته باشند. این امر به دلیل پایین بودن سهم آن گویه در تبیین واریانس کل مقیاس است (طارمی، ۱۳۸۲).

## جامعه و روش نمونه‌گیری

نمونه پژوهش حاضر شامل ۴۳۰ دبیر آموزش و پرورش استان آذربایجان غربی بود که ۲۷ نفر افت نمونه‌گیری داشت. از این تعداد ۱۰۵ نفر دبیر تربیت بدنی، ۲۹۸ نفر دبیر غیر تربیت بدنی بودند تعداد ۱۱۹ نفر از افراد را زن با میانگین سنی ۳۳/۵ سال و ۲۸۴ نفر را مرد با میانگین سنی ۳۵/۵ سال تشکیل می‌داد. نحوه انتخاب افراد گروه نمونه بدین صورت بود که با توجه به گسترش جغرافیائی شمال به جنوب استان آذربایجان غربی و نداشتن گستره جغرافیایی شرقی و غربی در استان، بهترین تقسیم‌بندی برای نمونه‌گیری به صورت مناطق شمال، جنوب و مرکز می‌باشد. به همین دلیل در این مرحله، کل استان به سه منطقه شمال شامل شهرهای ماکو، خوی، سلماس، جنوب شامل شهرهای تکاب، اشنویه، بوکان و مرکز شامل شهر ارومیه به همراه بخش‌های اطراف آن تقسیم گردید. در هر منطقه به روش نمونه‌گیری طبقه‌ای نسبی با توجه به متغیرهای نوع دبیر و جنسیت، حجم نمونه مشخص شد. از هر یک از مناطق سه‌گانه فوق، یک شهر به طور تصادفی ساده انتخاب گردید و با توجه به نسبت دبیران هر شهر به کل دبیران استان، نمونه مورد نیاز از هر شهر به روش تصادفی ساده[1] انتخاب گردید. از آنجا که حجم نمونه کل اختصاص یافته به هر منطقه با یک شهر قابل تامین نبود به همین دلیل شهر بعدی از همان منطقه جغرافیایی، به روش نمونه‌گیری تصادفی بدون جایگزینی[2] انتخاب شد، تا این که حجم کل نمونه هر منطقه، به سقف تعیین شده خود برسد.

1. simple random
2. sampling without replacing

Archive of SID

www.SID.ir

## ابزار اندازه‌گیری

مقیاس میزان، منابع و علائم استرس معلمان[1] یک مقیاس ۶۶ سؤالی است که توسط کایریاکو و ساتکلیف[2] (۱۹۷۸) برای اندازه‌گیری استرس معلمان در چهار بخش ساخته شده است. بخش اول مقیاس یک سؤال کلی خودسنجی درباره میزان استرس تجربه شده توسط معلمان در طی دوازده ماه گذشته است. بخش دوم مقیاس ۵۰ سؤال دارد که منابع استرس تجربه شده طی سال گذشته را بر اساس مقیاس ۵ درجه‌ای لیکرت می‌سنجد. بخش سوم ۱۵ سوال دارد که علائم روان‌شناختی و فیزیولوژیک تجربه شده در طی سال گذشته را بر اساس مقیاس ۵ درجه‌ای می‌سنجد. بخش چهارم ویژگی‌های فردی (جنس، سن، میزان تحصیلات، میزان تجربه کاری در طول دوره تدریس) آزمودنی را مشخص می‌کند و در ابتدای مقیاس آمده است. TSS توسط حبیبی، بشارت و فدایی (۱۳۸۷) در یک نمونه ۴۳۰ نفری از معلمان استان آذربایجان غربی هنجاریابی شده است. نتایج تحلیل عاملی حاکی از آن بود که بخش دوم مقیاس(منابع استرس‌زای شغل معلمی) دارای شش خرده مقیاس است که عبارتند از: وضعیت اقتصادی، اجتماعی و خانوادگی نامساعد معلمان، مسائل مربوط به فضا و امکانات مدرسه، مسائل و مشکلات رفتاری دانش‌آموزان، شایستگی و صلاحیت حرفه‌ای معلمان، پایین بودن انگیزه تحصیل در دانش‌آموزان و فشار زمانی را در مقیاس ۵ درجه‌ای لیکرت از نمرهٔ ۱ تا ۵ می‌سنجد. ضریب آلفای کرانباخ برای هر یک از خرده مقیاس‌های وضعیت اقتصادی، اجتماعی و خانوادگی نامساعد معلمان؛ مسائل مربوط به فضا و امکانات مدرسه؛ مسائل و مشکلات رفتاری دانش‌آموزان؛ شایستگی و صلاحیت حرفه‌ای معلمان؛ پایین بودن انگیزه تحصیل در دانش‌آموزان و فشار زمانی به ترتیب ۰/۸۶، ۰/۸۱، ۰/۷۷، ۰/۷۸، ۰/۷۰، ۰/۷۷ و برای زنان و مردان و کل نمونه بر اساس همه سوال‌ها به ترتیب ۰/۹۵، ۰/۹۲ و ۰/۹۳ به دست آمد که نشانه همسانی درونی خوب مقیاس است. پایایی آزمون به روش بازآزمایی[3] دو هفته بعد از اجرای اول بر روی یک گروه ۶۰ نفری از معلمان (۳۰ زن و ۳۰ مرد) محاسبه شد.

1. teacher stress scale: prevalence, sources symptoms (TSS)
2. Kyriacou & Sutcliffe
3. test-retest

Archive of SID

www.SID.ir

همبستگی بین دو بار اجرای در بخش اول مقیاس برای مردان، زنان و کل گروه به ترتیب r=۰/۶۳، r=۰/۷۳ و r=۰/۶۸؛ در بخش دوم مقیاس برای مردان، زنان و کل گروه به ترتیب r=۰/۶۹، r=۰/۷۸ و r=۰/۷۴ و در بخش سوم مقیاس در دامنه r=۰/۵۷ (ترس شدید) تا r=۰/۸۳ (خستگی مفرط) به دست آمد که همه ضرایب همبستگی محاسبه شده، در سطح P<۰/۰۰۱ معنی‌دار بودند. روایی همزمان[1] مقیاس میزان، منابع و علائم استرس معلمان از طریق اجرای همزمان مقیاس سلامت روانی[2] (بشارت، ۱۳۸۵) و مقیاس فهرست توصیف شغل[3] (خشنودی شغلی) (اسمیت، کندال و هیولین[4]، ۱۹۶۹) بر روی کل نمونه محاسبه شد. نتایج ماتریس همبستگی بیانگر آن بود که نتایج روایی همزمان مقیاس استرس معلمان رضایت بخش است (حبیبی، بشارت، فدائی، ۱۳۸۷).

## یافته‌ها

ابتدا با استفاده از روش تحلیل عاملی با چرخش واریماکس[5] گویه‌های اولیه به چند عامل عمده تقلیل یافت به طوری که از ۱۵ گویه بخش علائم روان‌شناختی و فیزیولوژیک این مقیاس، ۱۴ گویه باقی ماند. مقادیر آزمون بارتلت[6] در جدول ۲ حاکی از آن است که تعداد نمونه برای اجرای تحلیل عاملی (N=۴۰۳) بسنده است. بر اساس نتایج جدول ۳ می‌توان گفت که در نهایت ۱۴ گویه بر روی سه عامل بار دارند و این سه عامل در کل ۵۸/۱۵ از واریانس کل را تبیین کرده‌اند.

**جدول۲.آزمون کی.ام.او. بارتلت**

| | |
|---|---|
| اندازه آماره کیسر ـ میر– اوکلین | ۰/۸۹ |
| مقدار کای اسکوائر | ۲۲۲۳/۰۸** |
| درجه آزادی | ۹۱ |

** P< ۰/۰۱

1. concordance validity
2. mental health inventory(MHI)
3. job descriptive index(JDI)
4. Smith; Kendall & Hulin
5. varimax
6. KMO and Bartlett`s test of sphericity

Archive of SID

www.SID.ir

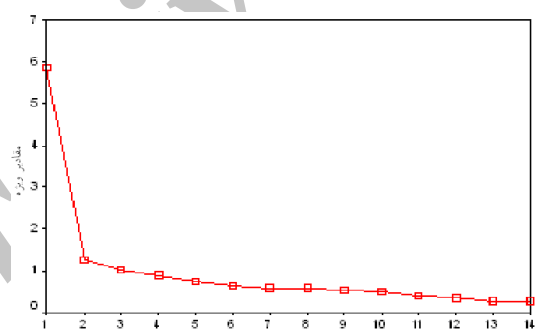
جدول ۳. مقادیر ویژه عوامل استخراج شده از خرده مقیاس علائم روان‌شناختی و فیزیولوژیک استرس

| عامل | مقادیر ویژه | درصد واریانس تبیین شده توسط هر عامل | درصد تبیین تراکمی |
|---|---|---|---|
| ۱ | ۳/۳۹۴ | ۲۴/۲۵ | ۲۴/۲۵ |
| ۲ | ۲/۵۷۶ | ۱۸/۴۰ | ۴۲/۶۵ |
| ۳ | ۲/۱۶۶ | ۱۵/۵۰ | ۵۸/۱۵ |

نمودار اسکری عوامل در شکل ۱ آمده است. بار عاملی چرخش یافته هر یک از گویه‌ها بر حسب شماره گویه در جدول شماره ۴ ارائه شده است. در مجموع بار عاملی تمام ۱۴ گویه بزرگ‌تر از ۰/۴ است پس برای رتبه‌بندی مناسبند.

جدول ۴- بار عاملی هر یک از گویه‌ها در عامل مربوطه

| شماره گویه / عامل | ۱۲ | ۱۱ | ۸ | ۱۳ | ۱۴ | ۹ | ۷ | ۱ | ۴ | ۲ | ۱۰ | ۶ | ۳ | ۵ |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| ۱ | ۰/۷۵ | ۰/۷۰ | ۰/۶۸ | ۰/۶۳ | ۰/۶۲ | ۰/۵۸ | ۰/۵۴ | | | | | | | |
| ۲ | | | | | | | | ۰/۷۵ | ۰/۷۴ | ۰/۶۵ | ۰/۴۶ | | | |
| ۳ | | | | | | | | | | | | ۰/۷۷ | ۰/۷۴ | ۰/۶۳ |




شکل ۱- نمودار اسکری

بعد از این که بار عاملی هر یک از گویه‌ها با استفاده از تحلیل عامل مشخص گردید، بارهای عاملی تک‌تک گویه‌ها در مقدار نسبت کل واریانس تبیین شده برای عاملی که سوال بر روی آن قرار داشت ضرب شدند، سپس برای پیدا کردن وزن هر گویه در کل

www.SID.ir

خرده مقیاس علائم روان‌شناختی و فیزیولوژیک استرس، نسبت هر یک از مقادیر ثانویه به مجموع مقادیر ثانویه محاسبه شد. حاصل این فرایند، وزن‌دهی به هر گویه در کل این خرده مقیاس بود (جدول۵).

**جدول ۵- وزن هر گویه در کل متغیر علائم روان‌شناختی و فیزیولوژیک استرس**

| گویه / عامل‌ها | ۱ | ۲ | ۳ | مقادیر ثانویه | وزن هر گویه |
|---|---|---|---|---|---|
| | نسبت واریانس هر عامل به واریانس کل | | | | |
| | ٪۴۲ | ٪۳۱ | ٪۲۷ | | |
| ۱- عصبانیت | | ۰/۷۵ | | ۲۳/۲۵ | ۷ |
| ۲- سردرد | | ۰/۶۵ | | ۲۰/۱۵ | ۶ |
| ۳- بالا رفتن فشار خون | | | ۰/۷۴ | ۱۹/۹۸ | ۶ |
| ۴- خستگی مفرط | | ۰/۷۵ | | ۲۳/۲۵ | ۷ |
| ۵- حالت گریه | | | ۰/۶۴ | ۱۷/۲۸ | ۵ |
| ۶- ترس شدید | | | ۰/۷۸ | ۲۱/۰۶ | ۶ |
| ۷- نگرانی | ۰/۵۴ | | | ۲۲/۶۸ | ۷ |
| ۸- تند شدن ضربان قلب | ۰/۶۸ | | | ۲۸/۵۶ | ۹ |
| ۹- احساس ناکامی | ۰/۵۸ | | | ۲۴/۳۶ | ۷ |
| ۱۰- گرفتن صدا | | ۰/۴۶ | | ۱۴/۲۶ | ۴ |
| ۱۱- ترشح اسید معده | ۰/۷۱ | | | ۲۹/۸۲ | ۹ |
| ۱۲- عرق سرد | ۰/۷۶ | | | ۳۱/۹۲ | ۱۰ |
| ۱۳- افسردگی | ۰/۶۳ | | | ۲۶/۴۶ | ۸ |
| ۱۴- از دست دادن کنترل و قدرت تطابق | ۰/۶۲ | | | ۲۶/۰۴ | ۸ |

بعد از مشخص کردن وزن هر یک از گویه‌ها بر اساس تحلیل عاملی (جدول ۵)، متوسط وزن هر گویه بر حسب هر دو روش، یعنی وزن‌های ثابت معادل ۱ برای همه گویه‌ها و وزن‌دهی به گویه‌ها با استفاده از تحلیل عامل، محاسبه گردید. در روش اول فرایند کار این طور بود که وزن گویه‌ها مساوی ۱ فرض شد، سپس با استفاده از آزمون فریدمن متوسط وزن مقادیر لیکرتی در هر یک از گویه‌های خرده مقیاس علائم روان-شناختی و فیزیولوژیک استرس محاسبه گردید. در روش دوم ابتدا وزن‌های بدست آمده از تحلیل عاملی هر یک از گویه‌های خرده مقیاس علائم روان‌شناختی و فیزیولوژیک

www.SID.ir

استرس (جدول ۵)، در مقادیر لیکرتی پاسخ گویه‌ها ضرب شد و سپس با استفاده از آزمون فریدمن[1] متوسط وزن[2] مقادیر "لیکرتی وزن‌دار"[3] در هر یک گویه محاسبه گردید. جدول۶ متوسط وزن و رتبه (میزان اهمیت)[4] هر یک از گویه‌های متغیر این خرده مقیاس را بر اساس هر دو روش وزن‌دهی به ترتیب در کل دبیران، دبیران تربیت بدنی و غیر تربیت بدنی نشان می‌دهد. برای مقایسه متوسط وزن‌های به دست آمده با استفاده از هر دو روش از آزمون یومان ویتنی استفاده شد. نتایج حاکی از آن بود که بین دو روش مذکور در کل گروه دبیران ($z$ =-۲/۸۰ ،$p$=۰/۰۰۵)، دبیران تربیت بدنی ($z$ =-۳/۳۵ ،$p$=۰/۰۰۱) و دبیران غیر تربیت بدنی ($z$ =-۲/۷۵ ،$p$=۰/۰۰۶) تفاوت معنی‌داری وجود دارد.

**جدول۶- وزن‌دهی به گویه‌های متغیر علائم روان‌شناختی و فیزیولوژیک استرس**

| روش وزن دهی | وزن‌های ثابت معادل یک برای گویه‌ها | | | | | | وزن‌دهی به گویه‌ها با تحلیل عامل | | | | | |
|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|---|
| | کل دبیران | | تربیت بدنی | | غیر تربیت بدنی | | کل دبیران | | تربیت بدنی | | غیر تربیت بدنی | |
| علائم استرس | رتبه | متوسط وزن | رتبه | متوسط وزن | رتبه | متوسط وزن | رتبه | متوسط وزن | رتبه | متوسط وزن | رتبه | متوسط وزن |
| عصبانیت | ۱ | ۶/۹۲ | ۲ | ۵/۷۷ | ۱ | ۶/۹۸ | ۳ | ۹/۸۶ | ۴ | ۹/۷۰ | ۳ | ۹/۹۱ |
| سردرد | ۴ | ۵/۶۸ | ۵ | ۴/۴۰ | ۴ | ۵/۷۸ | ۱۰ | ۶/۹۵ | ۱۰ | ۶/۷۲ | ۱۰ | ۷/۰۳ |
| بالا رفتن فشار خون | ۱۲ | ۳/۲۹ | ۱۲ | ۲/۰۱ | ۱۱ | ۳/۳۸ | ۱۱ | ۴/۷۹ | ۱۱ | ۴/۶۴ | ۱۱ | ۴/۸۵ |
| خستگی مفرط | ۲ | ۶/۶۹ | ۱ | ۶/۱۰ | ۲ | ۲/۵۴ | ۵ | ۹/۶۷ | ۳ | ۱۰/۱۴ | ۵ | ۹/۵۱ |
| حالت گریه | ۱۳ | ۲/۵۷ | ۱۳ | ۱/۵۰ | ۱۳ | ۲/۵۹ | ۱۴ | ۲/۹۰ | ۱۴ | ۲/۷۲ | ۱۴ | ۲/۹۶ |
| ترس شدید | ۱۴ | ۲/۳۸ | ۱۴ | ۱/۱۰ | ۱۴ | ۲/۴۷ | ۱۲ | ۳/۹۶ | ۱۲ | ۳/۷۳ | ۱۲ | ۴/۰۴ |
| نگرانی | ۳ | ۶/۱۶ | ۳ | ۵/۴۹ | ۳ | ۶/۰۴ | ۶ | ۹/۱۲ | ۶ | ۹/۴۲ | ۶ | ۹/۰۱ |
| تند شدن ضربان قلب | ۵ | ۴/۰۵ | ۶ | ۳/۷۴ | ۵ | ۵/۱۶ | ۱ | ۱۰/۵۸ | ۲ | ۱۰/۲۵ | ۱ | ۱۰/۷۰ |
| احساس ناکامی | ۶ | ۴/۹۲ | ۴ | ۴/۵۰ | ۶ | ۴/۷۱ | ۸ | ۷/۸۷ | ۷ | ۸/۳۴ | ۹ | ۷/۷۱ |
| گرفتن صدا | ۷ | ۴/۴۲ | ۷ | ۳/۵۰ | ۷ | ۴/۴۰ | ۱۳ | ۳/۱۶ | ۱۳ | ۳/۲۹ | ۱۳ | ۳/۱۱ |
| ترشح اسید معده | ۸ | ۴/۱۲ | ۹ | ۲/۶۸ | ۸ | ۴/۲۱ | ۴ | ۹/۶۹ | ۵ | ۹/۵۰ | ۴ | ۹/۷۶ |
| عرق سرد | ۱۰ | ۳/۴۹ | ۱۰ | ۲/۵۸ | ۱۰ | ۳/۴۶ | ۲ | ۱۰/۲۱ | ۱ | ۱۰/۳۳ | ۲ | ۱۰/۱۶ |
| افسردگی | ۹ | ۳/۹۴ | ۸ | ۲/۹۱ | ۹ | ۳/۹۵ | ۷ | ۸/۳۷ | ۸ | ۸/۲۱ | ۷ | ۸/۴۳ |
| از دست دادن کنترل و قدرت تطابق | ۱۱ | ۳/۳۸ | ۱۱ | ۲/۵۵ | ۱۲ | ۳/۳۲ | ۹ | ۷/۸۶ | ۹ | ۸/۰۰ | ۸ | ۷/۸۱ |

1. Friedman
2. mean rank
3. weighted likret
4. significance

www.SID.ir

## بحث و نتیجه‌گیری

در نظر گرفتن وزن‌های مساوی برای گویه‌های یک مقیاس و متغیرهای پژوهشی در علوم رفتاری و اجتماعی، چه در سطح نظری و چه در سطح کاربردی کارآمدی مفروضه‌های پژوهشی و عوامل اعتبار بیرونی به خصوص انطباق نتایج پژوهش با واقعیت‌های دنیای بیرونی و قدرت تعمیم‌پذیری نتایج را کاهش می‌دهد. لذا برای انطباق طرح پژوهشی با واقعیت‌های موجود در گروه نمونه و اجتناب از وزن‌های از "پیش تعیین شده"[1] طیف لیکرت استفاده از روش‌های وزن‌دهی توصیه می‌گردد. به عبارتی، وزن‌دهی گویه‌ها و متغیرها این امکان را بوجود می‌آورد که مدل آماری ارائه شده در خصوص روابط پدیده-های جهان بیرونی با دقت و اعتبار بالایی برآورد شوند. اما نکته‌ای که باید در استفاده از این روش در مقایسه گروه‌ها و جوامع مد نظر باشد آن است که گویه‌هایی که وارد رتبه-بندی می‌شوند، نهایتاً باید گویه‌هایی از نوع مقیاس اندازه‌گیری فاصله‌ای یا نسبی[2] باشند. در صورتی که داده‌ها به صورت اسمی باشند، باید با روش مقیاس‌بندی مجدد[3]، واحد اندازه-گیری مقیاس‌ها را معادل کنیم (دادرس، ۱۳۸۱). برای مثال اگر گویه‌ها به صورت نسبت باشند با تبدیل هر یک از نسبت‌ها به نمرات z استاندارد با فرمول $Z_i = P_I - \overline{P} / \sqrt{\frac{pq}{n}}$، گویه‌های انتخاب شده برای رتبه‌بندی را قابل مقایسه کنیم. سپس می‌توانیم یکی از روش‌های رتبه‌بندی را روی داده‌ها اعمال کنیم. از آنجا که روش‌های رتبه‌بندی و وزن‌دهی آماری بر اساس اصول واحدی بنا شده‌اند، ولی چون بین آن‌ها تفاوت‌های ساختاری وجود دارد، نتایج مشابهی خواهند داشت. اما روش‌های مختلف نسبت به هم دارای معایب و مزایایی هستند. روش تحلیل عامل نسبت به روش دلفی عینیت بیشتری دارد و در مقایسه با روش آنتروپی به علت عدم یکسان بودن ضرایب در ترکیبات مختلف، پژوهشگر را قادر

1. predetermined
2. nterval or ratio
3. rescaling

Archive of SID

www.SID.ir

می‌سازد با ترکیبات دلخواه از گویه‌ها عمل کند. به عبارت دیگر انتخاب گویه‌ها را در اختیار خود کاربر قرار می‌دهد (فاطمی، ۱۳۸۱). بر اساس نتایج جدول ۶ می‌توان گفت که با روش وزن‌های ثابت معادل یک برای هر یک از گویه‌ها علائم عصبانیت و ترس شدید به ترتیب اولین و آخرین نشانه استرس در کل گروه دبیران است. در بین دبیران تربیت بدنی، علائم خستگی مفرط و ترس شدید به ترتیب اولین و آخرین نشانه استرس و در بین دبیران غیر تربیت بدنی علائم عصبانیت و ترس شدید به ترتیب به عنوان اولین و آخرین نشانه استرس شایع هستند. اما با استناد به روش وزن‌دهی به گویه‌ها با استفاده از تحلیل عامل، در کل گروه دبیران علائم تند شدن ضربان قلب و حالت گریه به ترتیب اولین و آخرین نشانه استرس، در بین دبیران تربیت بدنی علائم عرق سرد و حالت گریه به ترتیب اولین و آخرین نشانه استرس و در بین دبیران غیر تربیت بدنی علائم تند شدن ضربان قلب و حالت گریه به ترتیب به عنوان اولین و آخرین نشانه استرس شایع هستند. نتایج تحلیل آماری مبتنی بر آزمون فریدمن جهت مقایسه متوسط رتبه‌ها در هر یک از گویه‌های خرده مقیاس نشانگان روان‌شناختی و فیزیولوژیکی استرس دبیران در سه موقعیت کل گروه دبیران، دبیران تربیت بدنی و غیر تربیت بدنی حاکی از آن بود که بین این دو روش تفاوت معنی‌داری به لحاظ آماری وجود دارد و تفاوت‌های مشاهده شده منجر به رتبه‌بندی‌های متفاوتی در سه موقعیت با هر یک از روش‌های رتبه‌بندی شده است.

استفاده از روش وزن‌دهی ثابت و مقایسه آن با روش وزن‌دهی تحلیل عاملی آن بوده است که روش ثابت، همان روش مرسوم است که در مقیاس‌های طیف چند ارزشی (لیکرت) و دوارزشی در خیلی از تحقیقات روان‌شناسی و تعلیم-تربیت کاربرد دارد. همانطور که در نتایج این پژوهش هم مشاهده شد روش وزن‌دهی ثابت روش اثربخشی نیست؛ چرا که بار عاملی و وزن همه گویه‌های یک مقیاس نمی‌تواند ثابت فرض شود. اکنون با لحاظ کردن این تفاوت مشاهده شده تصمیم‌گیری در خصوص این موضوع که کدام یک از این دو روش ارجحیت دارد می‌توان به دو مورد اشاره کرد. اول نتایج

Archive of SID

www.SID.ir

پژوهش‌های حوزه رتبه‌بندی متغیرها (طارمی، ۱۳۸۲؛ اصلاحچی، ۱۳۸۲؛ فاطمی، ۱۳۸۲)، دوم به وجود تفاوت در اهمیت گویه‌ها و متغیرها در اندازه‌گیری پدیده‌ها اشاره کرد. به عبارتی همان‌طور که گالتن به وجود تفاوت‌های فردی در بین انسان‌ها اشاره نمود و پژوهش‌هایی را در این خصوص هدایت کرد. اسپیرمن نیز با ارائه روش تحلیل عاملی بر مبنای همبستگی بین متغیرها و با تبعیت از بار عاملی هر یک از گویه‌ها و متغیرها به تفاوت-های بین آن‌ها در تبیین پدیده‌ها اشاره کرده است. به عبارتی، همان‌طور که بار عاملی گویه‌ها و متغیرها در تحلیل عاملی متفاوت است و اهمیت آنها به ترتیب بار عاملی آن‌ها، قابل رتبه‌بندی است. بدیهی است که استفاده از بارهای عاملی در اولویت دهی به متغیرها عینی‌تر است، به طوری که می‌توان گفت تفاوت بارهای عاملی گویه‌ها و متغیرها در نظریه تحلیل عاملی اسپیرمن معادل تفاوت‌های فردی گالتن است. قضاوت در خصوص متفاوت بودن اهمیت گویه‌ها و متغیرها و رتبه‌بندی آن‌ها بر اساس بارهای عاملی منتج از تحلیل عاملی در مقابل روش یکسان بودن وزن گویه‌ها و متغیرها در تبیین یک پدیده به واقعیت موجود در اهمیت هر یک از سوال‌های مقیاس‌های روان‌شناختی، حوزه علوم رفتاری و اجتماعی و شاخه‌های مربوطه نزدیک‌تر است.

Archive of SID

www.SID.ir

## منابع

اصلاحچی، محمدرضا (۱۳۸۲). رتبه‌بندی با روش تاپسیس، پژوهش و ارزشیابی آموزشی، گاهنامه مرکز مطالعات، تحقیقات و ارزشیابی آموزشی سازمان سنجش آموزش کشور، ۲(۲)

بشارت، محمد علی (۱۳۸۵). پایایی و روایی مقیاس سلامت روانی. فصلنامه دانشور رفتار. ۴(۴): ۱۶-۱۱.

حبیبی عسگرآباد، مجتبی؛ بشارت، محمد علی؛ فدائی، زهرا (۱۳۸۷). هنجاریابی مقیاس میزان، منابع و علائم فیزیولوژیکی استرس معلمان کایریاکو و ساتکلیف (TSS)، مجله روانشناسی و علوم تربیتی دانشگاه تبریز، ۲(۲): ۲۳-۳۸.

دادرس، محمد (۱۳۸۱). بررسی روش شناسی رتبه بندی در دوره‌های کارشناسی کالج‌ها و دانشگاه‌ها. گزارش منتشر نشده مرکز مطالعات، تحقیقات و ارزشیابی آموزشی، سازمان سنجش و آموزش کشور.

طارمی، ابوالفضل (۱۳۸۲). کاربرد روش تحلیل عاملی در تعیین وزن گویه‌ها. پژوهش و ارزشیابی آموزشی، گاهنامه مرکز مطالعات، تحقیقات و ارزشیابی آموزشی سازمان سنجش آموزش کشور، ۲(۱)

فاطمی، عادل (۱۳۸۲). روش‌های آماری رتبه‌بندی، پژوهش و ارزشیابی آموزشی، گاهنامه مرکز مطالعات، تحقیقات و ارزشیابی آموزشی سازمان سنجش آموزش کشور، ۲(۴): ۴-۸.

کرلینجر، فرد.ان (۱۹۸۶). مبانی پژوهش در علوم رفتاری (جلد دوم)، ترجمه حسن پاشا شریفی و جعفر نجفی زند (۱۳۷۶) تهران: انتشارات آوای نور.

کیم جا. آن. و مولر چارلز (۱۹۸۸). کاربرد تحلیل عاملی در پژوهش اجتماعی. ترجمه: مسعود کوثری، (۱۳۷۸). تهران: انتشارات سلمان.

هومن، حیدر علی؛ عسگری، علی (۱۳۸۴). تحلیل عاملی: دشواری‌ها و تنگناهای آن. مجله روانشناسی و علوم تربیتی دانشگاه تهران، ۳۵(۲)

Anderson, T.W. (1984). ***An Introduction to Multivariate Statistical Analysis***, 2nd ed. JohnWiley & Sons, New York.

Bartholomew, D.J., Knott, M. (1999). ***Latent Variable Models and Factor Analysis***, 2nd ed. Arnold, London.

Basilevsky, A. (1994). Statistical Factor Analysis and Related Methods:

Archive of SID

www.SID.ir

Theory and Application. John Wiley & Sons, New York.
Bock, R.D., Bargmann, R.E. (1966). Analysis of covariance structures. ***Psychometrika*** 31, 507–534**.**
Carroll, J.B. (1941). A factor analysis of verbal abilities. ***Psychometrika*** 6, 279–307.
Carroll, J.B. (1993). Human Cognitive Abilities, A Survey of Factors – Analytic Studies. Cambridge University Press, Cambridge.
Goldberg, L.R. (1990). An alternative "description of personality": The big five factor structure. ***Journal of Personalities and Social Psychology*** 59, 1216–1229.
Green, B.F. (1952). The orthogonal approximation of an oblique simple structure in factor analysis. ***Psychometrika*** 17, 429–440.
Guttman, L. (1952). Multiple group methods for common-factor analysis: Their basis, computation, and interpretation. ***Psychometrika*** 17, 209–222.
Harman, H.H. (1976). ***Modern Factor Analysis***, 3rd ed. University of Chicago Press, Chicago.
Harrell, W. (1940). A factor analysis of mechanical ability tests. ***Psychometrika*** 5, 17–33.
Horst, J.L. (1965). A rationale and test for the number of factors in factor analysis. ***Psychometrika*** 30, 179– 185.
Hyvärinen, A., Karhunen, J., Oja, E. (2001). ***Independent Component Analysis***. John Wiley & Sons, New York.
Jöreskog, K.G. (1969). A general approach to confirmatory maximum likelihood factor analysis. ***Psychometrika*** 34, 183–202.
Kyriacou, C. & Sutcliffe, J. (1978). Teacher stress: prevalence, sources and symptoms**.** ***British Journal of Educational Psychology.*** 48, 89-96.
Lawley, D.N., Maxwell, A.E. (1971). ***Factor Analysis as a Statistical Method***, 2nd ed. Butterworths, London.
Mulaik, S.A. (1986). Factor analysis and Psychometrika, major development. ***Psychometrika*** 51, 23–33.
Osgood, C.E., Suci, C.J. (1957). ***The Measurement of Meaning***. University of Illinois Press.
Schöneman, P.H. (1966). A general solution of the orthogonal Procrustes problem. ***Psychometrika*** 31, 1–10.
Spearman, C. (1904). General Intelligence, Objectively Determined and Measured. ***American Journal of Psychology***, Vol. 15, No. 2, pp. 201-292.
Steiger, J.H. (1979). Factor indeterminacy in the last 1930s and the 1970s: some interesting parallels. ***Psychometrika*** 44, 157–167.

Archive of SID

www.SID.ir

Smith, P. C., Kendall, L. M. & Hulin, C. L. (1969). ***The measurement of satisfaction in work and retirement***. Chicago: Rand McNally.

Thurstone, L.L. (1935). ***The Vectors of Mind***. University of Chicago Press, Chicago.

Thurstone, L.L. (1936). The factorial isolation of primary abilities. ***Psychometrika*** 1, 175–182.

Tucker, R and McCollum, C. (1997).***Exploratory Factor Analysis***. Illinois Press.

Yanai, H. (2000). Reviews of research trends in educational psychology in Japan during the past year – measurement and evaluation centering on factor analysis. The Annual Report of Educational Psychology in Japan 39, 96–108. In Japanese.

Yanai, H., Ichikawa, M. (2007). Factor analysis. In C.R. Rao; S. Sinhary (Ed.), ***Handbook of statistics***. Vol.26 .Elsevier.

Archive of SID

www.SID.ir