

رویکردهای نوین آموزشی
دانشکده علوم تربیتی و روان‌شناسی دانشگاه اصفهان
سال دهم، شماره ۱، شماره پیاپی ۲۱، بهار و تابستان ۱۳۹۴
ص ۸۳-۱۰۴

ساختار عاملی، روایی، پایایی و هنجاریابی سیاهه سنجش صلاحیت اخلاقی دبیران دوره متوسطه اول شهر اصفهان

محمدعلی نادی*، دانشیار دانشگاه آزاد اسلامی واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران

mnadi@khuisf.ac.ir

زهت الزمان مشفق، دانشجوی دکتری مدیریت آموزشی دانشگاه آزاد اسلامی واحد اصفهان (خوراسگان)، اصفهان، ایران

چکیده

این پژوهش با هدف بررسی روایی و پایایی و هنجاریابی سیاهه سنجش صلاحیت اخلاقی دبیران دوره متوسطه اول شهر اصفهان اجرا شده است. جامعه آماری این پژوهش را کلیه دبیران دوره متوسطه اول در سال تحصیلی ۱۳۹۲-۹۳ تشکیل داده‌اند که تعداد ۷۵۰ نفر آنان به روش تصادفی ساده و براساس فرمول تعیین حجم نمونه کوهن و همکاران (۲۰۰۰) به عنوان نمونه در نظر گرفته شدند و سیاهه صلاحیت اخلاقی مارتین و آشتین (۲۰۱۰) در مورد آنها اجرا شد. در این پژوهش، برای پایایی از ضریب آلفای کرونباخ و در روایی از تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. نتایج نشان داد که ضرایب آلفای کرونباخ برای سیاهه صلاحیت اخلاقی برابر ۰/۹۵ و برای خرده مقیاس‌های مراقبت فعال از دیگران، انجام عمل اخلاقی، تعهد به عمل درست، از خودگذشتگی، تصدیق اشتباهات خود، پذیرش اشتباهات خود، پذیرش اشتباهات دیگران و اعتماد به دیگران، به ترتیب ۰/۸۵، ۰/۸۴، ۰/۷۲، ۰/۹۳، ۰/۷۹، ۰/۸۵، ۰/۵۱، ۰/۹۳ بوده است. نتایج تحلیل عاملی تأییدی گویه‌های سیاهه صلاحیت اخلاقی نشان داد که این ابزار دارای هشت عامل با شاخص‌های برازش مطلوب است. همچنین، این سیاهه یک مقیاس تشخیصی است که مدیران می‌توانند میزان صلاحیت اخلاقی را در مدارس و نواحی آموزشی به کمک آن تعیین کنند و بر حسب جداول هنجار، پس از تشخیص نقاط قوت و ضعف، رهنمودهایی برای بهبود آن ارائه کنند.

واژه‌های کلیدی: صلاحیت اخلاقی، دبیران دوره متوسطه اول.

* نویسنده مسؤول

Copyright©2015, University of Isfahan. This is an open access article distributed under the terms of the Creative Commons Attribution License (<http://creativecommons.org/licenses/by-nc-nd/4.0/>), which permits others to download this work and share it with others as long as they credit it, but they cannot change it in any way or use it commercially.

مقدمه

صلاحیت به عنوان یک توانایی یا ظرفیتی از مجموعه رفتارهای سازمانی وابسته؛ اما متفاوت که در ساختار سازمانی احاطه شده اند، تعریف شده است (بویاتزیس^۱، ۲۰۰۷). ارزش‌های سنتی و الزامات مذهبی می‌توانند این اطمینان عمیق را در فرد به وجود آورند که رفتارشان اخلاقی است. این ارزش‌ها و الزامات، نه تنها فعالیت‌های مربوط به شغل فرد؛ بلکه تمامی جنبه‌های زندگی شخص را دربرمی‌گیرند (أرویگک^۲، ۲۰۰۲: ۸۸)

از طرف دیگر، انسان‌ها هستند که سازمان‌ها را می‌سازند، و زمینه‌های اجتماعی و فرهنگی و اصول و ارزش‌های فردی آنان است که در تصمیم‌گیری‌ها مهم هستند (اشتاینر و اشتاینر^۳، ۱۹۹۵؛ ص ۷). همچنین، برداشت جامعه از سازمان نیز بسیار مهم و تأثیرگذار است (لازنایک و مورفی^۴، ۱۹۹۳: ۷۷). مدیران، مسئولان برنامه‌ریزی منابع انسانی و افراد درگیر در امر گزینش نیروی انسانی، همگی وظیفه دارند از آلوده شدن سازمان خود به موضوعات غیراخلاقی؛ خواه توسط کارکنان یقه‌سفید یا هر نوع کارکنان دیگر جلوگیری کنند (مارتین و آشتین^۵، ۲۰۱۰). با توجه به این دغدغه‌ها سنجش یکپارچگی و مسئولیت‌پذیری متقاضیان شغل به عنوان متغیرهای تفاوت‌های فردی به خوبی در ادبیات روان‌شناسی سازمانی انعکاس یافته است (وانک^۶، ۱۹۹۹).

در زمینه اخلاقیات کار، بیش‌تر تلاش‌ها بر تمایز بین انواع مسئولیت‌پذیری نهاده شده است (ابزری و یزدان‌شناس، ۱۳۸۶). مطالعات نشان می‌دهد، رفتار اخلاقی و غیراخلاقی ناشی از سطح پیشرفت اخلاقی فرد، محیط سازمانی و مرکز خودکنترلی است (مقیمی، ۱۳۸۰). آشنایی با اخلاق و اصول اخلاقی نهفته در تصمیم‌گیری‌های رهبران موفق چندی است که در کانون توجه علم مدیریت قرار گرفته است (باس و استاگدیل^۷، ۱۹۹۰). رسیدن به یک توافق نظر در مورد اصول اخلاقی که باید مورد سنجش قرار گیرند، می‌تواند امر دشواری باشد. لینک و کیل^۸ (۲۰۰۵) اصول اخلاقی را زیر عنوان ارزش‌هایی تعریف کرده‌اند که در کلیه مرزهای فرهنگی جای می‌گیرند. قضاوت در مورد

1- Boyatzis

2- Orwig

3- Stainer & Stainer

4- Lacznaik & Murphy

5- Martin & Austin

6- Wanek

7- Bass & Stogdill

8- Lennick & Kiel

رفتار و کردار خوب و بد در اصول جهانشمول ریشه داشته، کلیه مرزهای فرهنگی را در می نوردد. همچنین، معتقدند که افراد به شکل جدی تمایل به پیروی از رهبرانی دارند که دارای ویژگی‌هایی؛ همچون یکپارچگی^۱ هستند. یکپارچگی یک اصل اخلاقی جهانشمول قلمداد می‌شود که در کلیه زمان‌ها و فرهنگ‌ها دارای اعتبار است. اصول اخلاقی دیگری که در مقیاس صلاحیت اخلاقی در این مقاله سنجش شده است، عبارتند از: مسؤولیت‌پذیری، شفقت‌ورزی و بخشایشگری. افراد از یک گرایش ذاتی برای رفتار کردن همراه با یکپارچگی، مسؤولیت‌پذیری، شفقت‌ورزی و بخشایشگری برخوردارند (وانک، ۱۹۹۹). توانایی کاربرد شیوه‌شناسانه اصول اخلاقی جهانشمول در رابطه با اخلاقیات، اهداف و یا ضرب‌الاجل‌های فردی، هوش اخلاقی نام دارد (لنیک و کیل، ۲۰۰۵).

بوربا^۲ (۲۰۰۵) هوش اخلاقی را ظرفیت و توانایی درک درست از غلط، داشتن اعتقادات اخلاقی قوی و عمل به آنها و رفتار در جهت صحیح تعریف می‌کند. به زعم وی، هفت اصل مورد نیاز برای هوش اخلاقی؛ هوشیاری، هم‌دردی، خودکنترلی، توجه و احترام، مهربانی، صبر و بردباری و انصاف است. این مطلب که آیا اقدامات و رفتارهای فرد در یک امتداد قرار دارند یا خیر، ماهیت پویای هوش اخلاقی افراد است که مقیاس صلاحیت اخلاقی می‌کوشد به سنجش آن پردازد؛ به این معنا که آیا اقدامات و رفتارهای فرد در یک امتداد قرار دارند یا خیر؟ لنیک و کیل (۲۰۰۵) با استعاره از قطب‌نما، یک قطب‌نمای اخلاقی برای سنجش این امتداد تعیین کرده‌اند. قطب‌نمای اخلاقی یک فرد عبارت است از درونی‌ترین باورها و ارزش‌های فرد که افکار و اقدامات وی را هدایت می‌کند؛ اما هیچ مقیاس سنجش عینی برای این قطب‌نمای اخلاقی موجود نیست. علاوه‌براین، یک فرایند تصمیم‌گیری اخلاقی به عوامل جمعیت‌شناسی همانند جنسیت، نژاد، ملیت یا گرایش‌های مذهبی وابستگی ندارد (فورد و ریچاردسون^۳، ۱۹۹۴). پژوهش‌های مشابه دیگر درصدد درک و شناسایی استانداردهای اخلاقی از طریق انجام مصاحبه‌های عمیق با مدیران برآمده‌اند (بیردواترز^۴، ۱۹۸۹؛ لنیک و کیل، ۲۰۰۵).

لنیک و کیل (۲۰۰۵) این رویکرد را برای کمک به افرادی ایجاد کرده‌اند که مایلند بدانند تا چه حد با قطب‌نمای اخلاقی خود در بطن اسنادهای خاص در چارچوبی که بعداً امکان گسترش آن وجود

1- integrity

2- Borba

3- Ford & Richardson

4- Bird & Waters

دارد، هماهنگ هستند. از این رو، پژوهش انجام شده توسط لنینک و کیل در پی ارائه ابزاری است که افراد بتوانند از آن برای سنجش هوش اخلاقی فعلی شان و تعیین حیطه‌هایی که برای بهبود کار بیشتر نیازمندند، استفاده کنند تا فرد بتواند انطباق مطلوبتری را با قطب‌نمای اخلاقی‌اش برقرار کند.

این در حالی است که پژوهش‌های قبلی بیشتر در پی درک پیش‌آیندهای تصمیم‌گیری اخلاقی یا بررسی فرایندهای تصمیم‌گیری در یک بافت اخلاقی خاص برآمده‌اند. هرچند مقیاس صلاحیت اخلاقی برای کاربرد در گزینش کارکنان یا به عنوان ابزار ارتقای کارکنان طراحی نشده است؛ اما در قالب یک فرصت برای ارتقای رهبری ارائه شده است که ممکن است به غلط به عنوان یک ابزار سطحی برای شناسایی رهبران بالقوه درک شود. با توجه به توضیحات فوق از هوش اخلاقی و تأکید آن بر یکپارچگی فردی و صداقت، روشن شد که ممکن است برخی از مشترکات بین مقیاس صلاحیت اخلاقی و اقدامات مربوط به یکپارچگی وجود داشته باشد. آزمون‌های یکپارچگی برای گزینش کارکنان استفاده می‌شود و با رفتارهای محل کار، مانند: صداقت، گرایش به خشونت‌ورزی، ترک شغل، احتمال دزدی، جرایم کارکنان یقه سفید و سایر رفتارهای مخرب شغلی رابطه دارند (وانک، ۱۹۹۹).

دو نوع مقیاس برای سنجش یکپارچگی وجود دارد: آشکار و شخصیت محور (ساکت و همکاران^۱، ۱۹۸۹). مقیاس‌های آشکار به سنجش نوع خاصی از رفتار غیر اخلاقی می‌پردازند که ممکن است فرد به آن دست زده باشد که در این صورت روایی صوری بالایی را نشان داده و آزمون‌های "برخوردار از اهداف روشن" نامیده می‌شوند. مقیاس‌های شخصیت‌محور رفتار غیر اخلاقی خاصی را مشخص نمی‌کنند؛ بلکه به سنجش آن دسته از صفات شخصیتی می‌پردازند که ممکن است با مبادرت به رفتارهای غیر اخلاقی رابطه داشته باشند. به نظر می‌رسد که مقیاس صلاحیت اخلاقی از کیفیت یک مقیاس شخصیت‌محور برای سنجش یکپارچگی برخوردار باشد.

هر نوع ابزار طراحی شده برای سنجش سازه‌های روان‌شناختی یکپارچگی و مسئولیت‌پذیری باید از لحاظ تجربی اعتبارسنجی شود. کاربرد عملی مقیاس‌های یکپارچگی در گزینش منابع انسانی روشن است؛ مانند گزینش مسئولان فروش و یا حسابداران. وانز و وایسواران^۲ (۲۰۰۱) در مطالعه فراتحلیل خود به بررسی تاثیر مقیاس‌های شخصیت شغلی معیار محور با تاکید بر روایی سازه در مقیاس‌های

1- Sackett

2- Ones & Viswesvaran

یکپارچگی و مقیاس‌های رفتار مخرب شغلی پرداخته‌اند. آنها بر این مقیاس‌های مرتبط با گزینش کارکنان تمرکز نموده‌اند؛ چون بسیاری از سازمان‌ها از مقیاس‌های یکپارچگی به عنوان بخشی از فرایند گزینش کارکنان بهره می‌گیرند. در مجموع، مطالعه فراتحلیل از کاربرد مقیاس‌های یکپارچگی در گزینش کارکنان حمایت کرده است. مسؤلیت‌پذیری از میان هفت صلاحیت، از قبیل: قبول مسؤلیت در ازای انتخاب‌های فردی، اعتراف به شکست‌ها و اشتباهات و قبول مسؤلیت برای خدمت به دیگران اندازه‌گیری شده است. همچنین، لینگ و کیل اظهار می‌کنند که یکپارچگی، تلاش برای اندازه‌گیری ساختارهایی است که از طریق زمان و فرهنگ ارزیابی می‌شوند. پژوهش‌های دیگر از اهمیت مسؤلیت‌پذیری به وسیله کمک‌های مالی حمایت زیادی کرده‌اند و نتیجه اینکه بین فقدان حس مسؤلیت و مشارکت‌ها، استفاده از مسؤلیت‌پذیری و آنچه در عمل مشارکت کرده‌اند ارتباط وجود دارد (کاوا و مایر^۱، ۲۰۰۷).

بیرد و واترز (۲۰۰۳) دریافتند جایی که مدیران در مورد موضوعات اخلاقی بحث می‌کنند، هفت استاندارد اخلاقی متمایز یافت می‌شود. بنابراین، مقیاس صلاحیت اخلاقی ارزیابی مسؤلیت‌پذیری فردی را جستجو می‌کند؛ همان‌طور که در بافت رهبری و محیط‌های مشارکتی آن را به کار می‌گیرد. شرح زیاد هوش اخلاقی و تاکید بسیار آن روی یکپارچگی درونی افراد به‌طور شفاف نشان می‌دهد که ممکن است بین مقیاس صلاحیت اخلاقی و مقیاس‌های وابسته به یکپارچگی اشتراکاتی موجود باشد. در مقیاس‌های ارزیابی یکپارچگی به دلیل اینکه متغیرهای موقعیتی بیشتر از متغیرهای فردی مورد توجه قرار گرفته است، نشان می‌دهد که مقیاس‌های یکپارچگی کارایی بیشتری دارد (لوکاس و فردریچ^۲، ۲۰۰۵).

مارتین و آشتین (۲۰۱۰) در مطالعه خود ابتدا این مقیاس را برای بار دوم در حوزه یکپارچگی و مسؤلیت‌پذیری اعتبارسنجی نموده‌اند. در مرحله دوم اعتبار سازه مقیاس صلاحیت اخلاقی به وسیله میزان پایداری آن در ساختار عاملی ساده بررسی شده است. سپس مارتین و آشتین همزمانی حوزه نظری را با چهارچوب طراحی شده لینگ و کیل (۲۰۰۵) مورد سنجش قرار دادند. در مرحله سوم همگرایی و قابلیت تشخیص این مقیاس به وسیله مقیاس‌های استفاده شده در نظریه‌های قبلی؛ به ویژه در یکپارچگی و مسؤلیت‌پذیری را ارزیابی کردند.

1- Cava & Mayer

2- Lucas & Friedrich

همان‌طور که در تحقیقات قبلی ذکر شده، مقیاس صلاحیت اخلاقی دارای همه متغیرهای موقعیتی است و کمتر این متغیرها براساس خواست جامعه و به عنوان مقیاس‌های آشکار شناخته شده‌اند. چهار صلاحیت اول که در مقیاس صلاحیت اخلاقی است، شامل کار مداوم با مدیران، ارزش‌ها و باورها، راستگویی، حمایت از آنچه حقیقت است و وفای به عهد ادعای مقیاس یکپارچگی است. به هر حال، لاینک و کیل استفاده از خصلت‌های فردی را برای مقیاس هوش اخلاقی یا هر مقیاس موازی با آن که دارای اشتراکات بین ساختار آزمون‌ها و محتوای موارد آنهاست، مورد حمایت قرار نمی‌دهند.

مقیاس صلاحیت اخلاقی نشان‌دهنده ارزش رفتارهای اخلاقی افراد است. در تحلیل‌های لاینک و کیل (۲۰۰۵) ده عامل برای این مقیاس شناسایی شد که عبارت بودند از:

۱. مداومت در اقدام براساس اصول، ارزش‌ها، و اعتقادات؛
۲. راستگویی؛
۳. ایستادگی برای آنچه درست است؛
۴. وفای به عهد؛
۵. به عهده گرفتن مسؤولیت انتخاب‌های شخصی؛
۶. اعتراف به اشتباهات و شکست‌ها؛
۷. قبول مسؤولیت خدمت به دیگران؛
۸. مراقبت فعالانه از دیگران؛
۹. توانایی اعتراف به اشتباهات خود؛
۱۰. توانایی قبول اشتباهات دیگران.

در این مقیاس از طیف پاسخگویی لیکرت (۱= هرگز؛ ۲= به ندرت؛ ۳= گاهی اوقات؛ ۴= در بیشتر موقعیت‌ها؛ ۵= در همه موقعیت‌ها) و با ۴۰ گویه استفاده شده بود. همچنین، رتبه‌بندی پاسخ‌ها به صورت از ۹۰ تا ۱۰۰ خیلی زیاد، ۸۰ تا ۸۹ زیاد، ۷۰ تا ۷۹ متوسط، ۴۰ تا ۵۹ کم، ۲۹ تا ۳۹ خیلی کم لحاظ شده بود. این رتبه‌بندی نشان داد که عمل فردی و باورهای فردی دو رتبه هم‌تراز دارند. پایین‌ترین رتبه در یک صلاحیت ویژه نشان داده شد که در محدوده نیاز به پیشرفت قرار داشت. هم‌ترازی سه فاکتور هوش اخلاقی، صلاحیت اخلاقی و صلاحیت انگیزشی اندازه‌گیری شد. صلاحیت اخلاقی،

هوش اخلاقی را کامل می‌کرد و نشان داد که آنها یک مجموعه مهارت اجتماعی مورد نیاز به نام شجاعت هستند و اجازه می‌دهند فرد روی اصول عمل کند. ضامن صلاحیت اخلاقی، صلاحیت انگیزشی است که فرد را آماده می‌کند تا با ثبات مورد نیاز در موقعیت‌های سخت اخلاقی و انگیزشی درون خودش و با دیگران نگاه داشته شود. در مطالعه مارتین و آشتین (۲۰۱۰) با تحلیل عاملی هشت عامل برای صلاحیت اخلاقی تأیید شد که به شرح زیر هستند:

۱. مراقبت فعال از دیگران؛
۲. انجام عمل اخلاقی؛
۳. تعهد به عمل درست؛
۴. از خود گذشتگی؛
۵. تصدیق اشتباهات خود؛
۶. پذیرش اشتباهات خود؛
۷. پذیرش اشتباهات دیگران؛
۸. اعتماد به دیگران.

با وجود حمایت گسترده در ادبیات روان‌شناسی سازمانی از اصول یادشده، هیچ‌گونه شواهد مربوط به اعتبارسنجی مقیاس صلاحیت اخلاقی به چشم نمی‌خورد. از آنجا که هدف این تحقیق اجرای یک آزمون جدید از نوع پرسشنامه‌ای برای مقیاس صلاحیت اخلاقی بوده است و با توجه به اینکه یافته‌های این پژوهش برای تصمیم‌گیری‌های آموزشی در عمل برای آموزش و پرورش مفید است، همچنین، حساسیت ویژه دوره متوسطه اول به عنوان یک دوره سرنوشت‌ساز برای دانش‌آموزان، بررسی ساختار عاملی، روایی، اعتبار و هنجاریابی مقیاس صلاحیت اخلاقی در بین دبیران این دوره ضرورت می‌یابد و به این ترتیب، در این مقاله اعتبار این ابزار با استفاده از شیوه‌های اعتبارسنجی استاندارد تعیین می‌شود. همچنین، این پژوهش به دنبال پاسخ به سؤال‌های زیر است:

- ۱- معادلات ساختاری عوامل این مقیاس چگونه است؟
- ۲- آیا شاخص‌های برازندگی مطلوبیت مدل معادلات ساختاری را برازش می‌کند؟
- ۳- هر یک از گویه‌های مقیاس صلاحیت اخلاقی بر روی کدام عامل سیاهه قرار می‌گیرد؟
- ۴- نمره‌های هنجار یا نرم سیاهه صلاحیت اخلاقی چگونه است؟

روش

این پژوهش از نوع مطالعات روان‌سنجی بود و جامعه آماری آن را کلیه دبیران زن و مرد مدارس متوسطه دوره اول از نواحی شش‌گانه شهر اصفهان تشکیل داده‌اند. نمونه آماری این پژوهش ۷۵۰ نفر از دبیران زن و مرد شاغل در مدارس متوسطه دوره اول شهر اصفهان بودند که بر اساس فرمول تعیین حجم کوهن، مانیون و موریسون (۲۰۰۰) برحسب خطای ۰/۰۱ به دست آمد و با یافته‌های جدول کرجسی و مورگان نیز مقایسه شد (به نقل از حسن زاده، ۱۳۸۵؛ نادری و سجادیان، ۱۳۸۹). برای دستیابی به نمونه، از روش نمونه‌گیری تصادفی سهمی مبتنی بر نواحی شش‌گانه آموزشی استفاده شد. با توجه به حجم نمونه، حجم جامعه معلمان مدارس دوره متوسطه اول در شش ناحیه به ترتیب از ناحیه یک ۹/۲۸ درصد، ناحیه دو ۱۴/۳۴ درصد، ۲۱/۱۱ درصد از ناحیه ۳، ۲۳/۹۹ درصد از ناحیه ۴، ۲۰/۵۶ درصد از ناحیه ۵ و ۱۰/۷۰ درصد از ناحیه ۶ (منطقه جی) انتخاب شدند. پرسشنامه‌ها به صورت تصادفی در بین پاسخ‌دهندگان توزیع و در نهایت ۷۵۰ پرسشنامه تجزیه و تحلیل شد. ترکیب سنی پاسخ‌دهندگان (۷۵۰ نفر) از ۲۵ تا ۵۶ سال متغیر بود. پرسشنامه‌های این پژوهش به صورت یک‌جا به معلمانی که به عنوان نمونه انتخاب شده بودند، تحویل داده شد که به صورت انفرادی به آن پاسخ دادند. برای هر دبیر ابتدا توضیح کلی درباره شیوه پاسخ‌گویی به پرسشنامه داده شد و سپس پرسشنامه‌ها در اختیار آنها قرار گرفت.

ابزار سنجش: پرسشنامه صلاحیت اخلاقی: این ابزار ۳۹ گویه دارد و توسط مارتین و آشتین (۲۰۱۰) اعتباریابی شده است. این مقیاس شامل ۸ خرده مقیاس است که ۴، ۶، ۷، ۴، ۳، ۴، ۶، ۷، ۲ تعداد گویه‌های هر خرده مقیاس است. خرده مقیاس‌ها عبارتند از: مراقبت فعال از دیگران، انجام عمل اخلاقی، تعهد به عمل درست، از خودگذشتگی، تصدیق اشتباهات خود، پذیرش اشتباهات خود، پذیرش اشتباهات دیگران و اعتماد به دیگران. نظر به اینکه مارتین و آشتین (۲۰۱۰) این مقیاس را در کشور آمریکا ساخته‌اند، بایست نسخه انگلیسی آن به زبان فارسی برگردانده می‌شد. این مقیاس ابتدا توسط یک متخصص زبان انگلیسی، یک متخصص مدیریت آموزشی مسلط به زبان انگلیسی و یک روان‌سنج ترجمه و توسط چند ویراستار زبان فارسی چندین مرتبه واریسی شد و برای اطمینان از فهم گویه‌ها در اختیار چند تن از متخصصان آشنا به مباحث اخلاقی قرار گرفت تا نظرات موافق و مخالف آنها نیز مورد توجه قرار گیرد. برای کاهش خطای احتمالی در ترجمه گویه‌ها، از یک متخصص زبان

انگلیسی خواسته شد تا گویه‌های فارسی را مجدداً به زبان انگلیسی برگرداند. نتایج، نشان‌دهنده صحت عملکرد مترجمان اولیه ابزار بود. در این مرحله، مقیاس صلاحیت اخلاقی در بین شرکت‌کنندگان در پژوهش اجرا شد. مدارس یا دبیرانی که به هر علت تمایل به همکاری نداشتند، از حوزه مطالعه خارج و به طور تصادفی با مدارس یا دبیران دیگر جایگزین شدند. بنابراین، نرخ پاسخگویی در این پژوهش ۹۶ درصد بود. برای پایایی سنجی از ضریب آلفای کرونباخ و ضریب تصنیف و برای تعیین اعتبار این مقیاس از روش اعتبار سازه با استفاده از تحلیل عاملی اکتشافی و تأییدی استفاده شد. در راستای معرفی جدول هنجار نیز مقادیر فراوانی، فراوانی تراکمی، فراوانی تراکمی زیر عدد میانی، رتبه درصدی، نمره‌های T و Z ارائه شد.

یافته‌های پژوهش

به منظور تحلیل داده‌ها از آمار در دو سطح توصیفی (فراوانی، رتبه درصدی، میانگین و انحراف معیار) و استنباطی (آزمون t نمونه‌های مستقل، تحلیل عاملی اکتشافی، تأییدی) استفاده شد که یافته‌های آن به ترتیب در جداول ۱ تا ۵ ارائه شده است. در تحلیل عاملی اکتشافی، مقیاس صلاحیت اخلاقی سه عامل استخراج شد. بر روی عامل اول گویه‌های ۲، ۶، ۱۶، ۱۷، ۱۸، ۱۹، ۲۰، ۲۸، ۲۶، ۲۵، ۲۴، ۲۲، ۲۱، ۲۹، ۳۰، ۳۱، ۳۲، ۳۴، ۳۵، ۳۶، ۳۸، ۳۹ و بر روی عامل دوم گویه‌های ۱، ۳، ۴، ۵، ۱۳، ۱۲، ۱۱، ۱۰، ۹، ۸، ۷، ۱۴، ۱۵، ۲۳، ۲۷ و بر روی عامل سوم گویه‌های ۳۳، ۳۷ قرار گرفته‌اند. در راستای تحلیل عاملی تأییدی داده‌ها با توجه به زیربنای نظری ابزار و ادعای سازنده مقیاس در رابطه با عامل‌های استخراج شده، داده‌ها با مدل مارتین و آشتین (۲۰۱۰) و با استفاده از تحلیل عاملی تأییدی برازش گردید. یافته‌های جدول یک پاسخ سؤال اول پژوهش: «معادلات ساختاری عوامل این مقیاس چگونه است؟» را ارائه می‌کند.

جدول ۱: میانگین، انحراف معیار، مقادیر بتا، واریانس باقیمانده و آسوبل مقیاس صلاحیت اخلاقی

گویه	عامل	میانگین	انحراف معیار	ضریب تأثیر	واریانس باقیمانده	آسوبل
۱	اول	۳/۴۲	۳/۰۳	۰/۴۸	۰/۱۱	۱۳/۶۲
۲	اول	۳/۲۶	۱/۴۳	۰/۹۱	۰/۰۴۰	۳۲/۴۱
۳	اول	۳/۳۳	۱/۴۰	۰/۸۹	۰/۰۴۰	۳۰/۹۶
۴	اول	۳/۲۸	۱/۳۸	۰/۸۸	۰/۰۴۰	۳۰/۴۵
۵	اول	۳/۲۹	۱/۲۷	۰/۷۲	۰/۰۴۰	۲۲/۵۷
۶	اول	۳/۳۶	۱/۵۳	۰/۹۰	۰/۰۴۴	۳۱/۵۱

جدول ۱: ادامه

گویه	عامل	میانگین	انحراف معیار	ضریب تأثیر	واریانس باقیمانده	آسوبل
۷	دوم	۳/۳۲	۱/۳۱	۰/۸۰	۰/۰۴۰	۲۶/۴۴
۸	دوم	۳/۳۲	۱/۲۹	۰/۸۰	۰/۰۳۹	۲۶/۴۱
۹	دوم	۳/۳۹	۱/۱۸	۰/۶۷	۰/۰۳۹	۲۰/۳۲
۱۰	دوم	۳/۴۴	۳/۰۰	۰/۴۲	۰/۱۱	۱۱/۷۱
۱۱	دوم	۳/۲۸	۱/۴۹	۰/۹۰	۰/۰۴۳	۳۱/۴۵
۱۲	دوم	۳/۲۸	۱/۴۰	۰/۹۰	۰/۰۴۰	۳۱/۳۴
۱۳	دوم	۳/۳۵	۱/۳۵	۰/۹۲	۰/۰۴۲	۲۴/۰۱
۱۴	سوم	۳/۴۱	۱/۲۲	۰/۶۱	۰/۰۴۱	۱۸/۰۸
۱۵	سوم	۳/۳۳	۲/۲۹	۰/۵۲	۰/۰۸۰	۱۴/۸۲
۱۶	سوم	۳/۲۶	۱/۴۸	۰/۸۴	۰/۰۴۵	۲۷/۸۶
۱۷	سوم	۳/۳۱	۱/۱۹	۰/۷۷	۰/۰۳۸	۲۴/۴۹
۱۸	چهارم	۳/۲۹	۱/۵۶	۰/۹۱	۰/۰۴۴	۳۱/۹۳
۱۹	چهارم	۳/۲۵	۱/۴۹	۰/۹۰	۰/۰۴۲	۳۱/۸۵
۲۰	چهارم	۳/۲۴	۱/۴۷	۰/۹۰	۰/۰۴۲	۳۱/۷۶
۲۱	پنجم	۳/۳۲	۱/۳۰	۰/۸۷	۰/۰۴۰	۲۸/۶۵
۲۲	پنجم	۳/۲۸	۱/۲۵	۰/۷۵	۰/۰۴۰	۲۳/۴۷
۲۳	پنجم	۳/۳۶	۲/۵۲	۰/۵۰	۰/۰۹۰	۱۳/۹۷
۲۴	پنجم	۳/۴۴	۳/۰۳	۰/۴۲	۰/۱۱	۱۱/۶۷
۲۵	ششم	۳/۳۶	۱/۳۶	۰/۸۴	۰/۰۴۱	۲۸/۰۳
۲۶	ششم	۳/۴۰	۱/۳۵	۰/۸۵	۰/۰۴۰	۲۸/۷۴
۲۷	ششم	۳/۳۲	۱/۲۲	۰/۷۱	۰/۰۳۹	۲۲/۱۷
۲۸	ششم	۳/۵۰	۲/۷۸	۰/۴۸	۰/۰۹۸	۱۳/۵۳
۲۹	ششم	۳/۳۲	۱/۳۰	۰/۸۰	۰/۰۴۰	۲۶/۰۸
۳۰	ششم	۳/۵۸	۳/۳۷	۰/۴۲	۰/۱۲	۱۱/۸۳
۳۱	هفتم	۳/۳۴	۱/۴۰	۰/۸۴	۰/۰۴۲	۲۸/۲۱
۳۲	هفتم	۳/۴۵	۲/۴۶	۰/۴۶	۰/۰۸۶	۱۳/۱۶
۳۳	هفتم	۳/۷۱	۴/۲۵	۰/۴۰	۰/۱۵	۱۱/۲۵
۳۴	هفتم	۳/۴۲	۲/۵۷	۰/۵۴	۰/۰۸۸	۱۵/۹۳
۳۵	هفتم	۳/۳۵	۱/۳۲	۰/۸۱	۰/۰۴۰	۲۶/۷۹
۳۶	هفتم	۳/۳۱	۱/۵۱	۰/۹۱	۰/۰۴۳	۳۲/۲۶
۳۷	هفتم	۳/۵۷	۳/۶۶	۰/۴۰	۰/۱۳	۱۱/۳۳
۳۸	هشتم	۳/۳۲	۱/۵۳	۰/۹۳	۰/۰۴۳	۳۳/۵۵
۳۹	هشتم	۳/۳۵	۱/۵۴	۰/۹۴	۰/۰۴۲	۳۴/۲۳

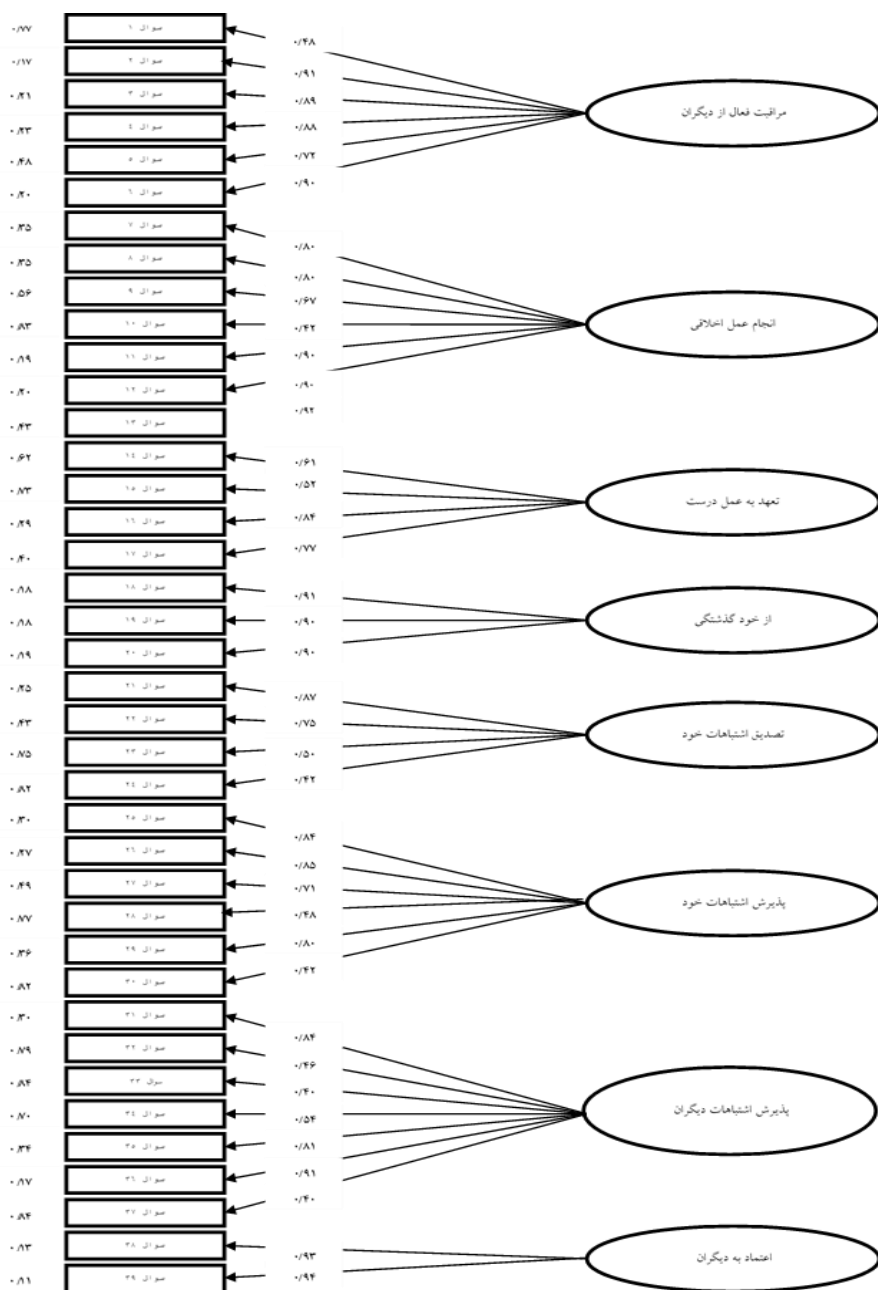
$p < 0.05 = 1/96 \quad P < 0.01 = 2/58$

در این مرحله به تعداد متغیرهای مشاهده شده، معادله‌های اندازه‌گیری محاسبه شد. هر معادله به ترتیب شامل ضریب مسیر بین متغیرهای مشاهده شده، همراه آزمون معناداری آن برپایه مشخصه T سوبیل و نیز مقدار R^2 یعنی ضریب تعیین یا واریانس تبیین شده به وسیله متغیر مکنون است. در مدل حاضر، ضریب مسیر بین گویه اول و متغیر مکنون (مراقبت فعال از دیگران) برابر ۱/۴۶، خطای آن برابر ۰/۱۱ و مقدار t آن برابر ۱۳/۶۳ و در سطح کمتر از ۰/۰۰۱ از لحاظ آماری معنادار است. بر این اساس، یافته‌های جدول ۱ حاکی از این است که ضرایب اثر گویه‌ها بر حسب آماره تی (در سطح معناداری کوچک‌تر از ۱ صدم و ۵ صدم) معنادار است و ضرایب مسیر حاصل شده برازش مدل پیش تجربی هشت عاملی را با داده‌های موجود تأیید می‌کند. پاسخ سؤال دوم پژوهش با این مضمون که آیا شاخص‌های برازندگی مطلوبیت مدل معادلات ساختاری را برازش می‌کند؟ و مقیاس‌های خوبی برازندگی مدل در جدول ۲ ارائه شده است.

جدول ۲: مقیاس‌های برازندگی مدل هشت عاملی

NFI	CFI	AGFI	GFI	RMSEA	P value	df	χ^2	مقیاس‌های آماری مقادیر
۰/۹۱	۰/۹۰	۰/۸۹	۰/۹۱	۰/۰۵۲	۰/۰۸۶	۶۷۴	۲۰۴۷/۷۴	مقادیر برازش

تحلیل عاملی تأییدی با استفاده از مدل‌یابی معادلات ساختاری دارای پارامترهای برازندگی و مدل ساختاری است. متداول‌ترین روش برای برآورد پارامترهای بهترین برازندگی در SEM روش بیشینه احتمالی نامیده می‌شود. این روش یک فرایند تکرار شونده است که در آن مجموعه‌ای از پارامترها برآورد می‌شود. برپایه این برآورد اولیه، تابعی به نام تابع برازندگی محاسبه می‌شود. این تابع اساساً ضریبی است که برازندگی پارامترها را با داده‌ها توصیف می‌کند. دومین برآورد، براساس نخستین برآورد به دست می‌آید تا تابع برازندگی کوچکتری حاصل شود. در این موقع، مدل مورد نظر در یک مجموعه نهایی از برآورد پارامترها همگرا شده است. وقتی یک مدل دقیقاً مشخص شود، در این صورت می‌توان از مقیاس‌های برازندگی استفاده نمود (نادی و سجادیان، ۱۳۹۰).



شکل ۱: نمودار مدل هشت عاملی صلاحیت اخلاقی

از مجموعه آماره‌های برازش ۶ مقیاس مطلوبیت برازش شامل شاخص نرم شده برازندگی (NFI) و آزمون مجذور کای χ^2 ، مقیاس برازندگی تطبیقی (CFI)، جذر برآورد واریانس خطای تقریب (RMSEA)، مقیاس برازندگی (GFI) و مقیاس تعدیل شده برازندگی (AGFI) در این مدل اندازه‌گیری شد. شاخص χ^2 به دلیل اینکه تحت تاثیر حجم نمونه قرار می‌گیرد، برای نمونه‌های بیشتر از ۲۰۰ تا معنادار است؛ به همین دلیل، برای برازش مدل نمی‌توان به آن اکتفا نمود. یافته‌های جدول ۳ گویای آن است که مدل هشت عاملی مقیاس صلاحیت اخلاقی از آماره‌های مناسبی برخوردار است.

دو شاخص GFI و AGFI هر چه به یکدیگر نزدیک‌تر باشند، برازش کامل مدل را بیشتر نشان می‌دهند و کم بودن شاخص $RMSEA = 0/052$ به منزله مطلوبیت برازش مدل است. شاخص برازندگی تطبیقی (CFI) هر چه به یک نزدیک‌تر باشد، مطلوبیت بیشتر مدل را نشان می‌دهد. از مجموع شاخص‌های برازش می‌توان دریافت که داده‌ها با مدل تحلیل عاملی مفروض هماهنگی کامل دارند و مدل مفهومی قابل تأیید است.

در نمودار ۱ بیضی‌ها، متغیر مکنون یا عامل‌ها و مستطیل‌ها گویه‌های آزمون صلاحیت اخلاقی را نشان می‌دهد. پیکان‌های یک‌سویه از بیضی‌ها به مستطیل‌ها نشان می‌دهد که گویه‌ها روی کدام عامل بار می‌گیرند. ارزش‌های نوشته شده روی پیکان‌ها، آن میزان از واریانس گویه را که از روی عامل قابل تبیین است، نشان می‌دهد. پیکان‌های کوچک واریانس باقی مانده (خطا) را نشان می‌دهد که به وسیله عامل تبیین نمی‌شود. پاسخ سؤال سوم پژوهش مبنی بر اینکه «هریک از گویه‌های مقیاس صلاحیت اخلاقی بر روی کدام عامل سیاهه قرار می‌گیرد؟» در جدول ۳ مشخص شده است.

جدول ۳: عوامل استخراج شده نهایی، محتوای گویه‌های مربوط به هر عامل و نامگذاری آن

شماره	محتوای گویه	نام عامل
۱	همکارانم می‌گویند که رفتار من با عقاید و ارزش‌هایم همخوان است.	مراقبت فعال از دیگران
۲	دوستانم می‌گویند که رفتار من با عقاید و ارزش‌هایم همخوان است.	مراقبت فعال از دیگران
۳	می‌توانم به طور شفاف، اصول، ارزش‌ها و عقاید راهنمای اعمال مناسبم را بیان کنم.	مراقبت فعال از دیگران
۴	همکارانم می‌گویند که من از آن دست آدم‌هایی هستم که محکم روی اعتقاداتم می‌ایستم.	مراقبت فعال از دیگران
۵	همکارانم می‌گویند که من مالک تقسیم‌هایم هستم	مراقبت فعال از دیگران
۶	همکارانم مرا به عنوان شخصی قابل اطمینان در نظر می‌گیرند.	مراقبت فعال از دیگران

جدول ۳: ادامه		
انجام عمل اخلاقی	من وقت قابل توجهی را صرف فراهم کردن منابع و از بین بردن موانع برای همکارانم می‌کنم.	۷
انجام عمل اخلاقی	به خاطر این که نگران همکارم هستم، فعالانه از تلاش‌هایی که برای تحقق اهداف مهم شخصی اش انجام می‌دهد، حمایت می‌کنم.	۸
انجام عمل اخلاقی	من درباره اشتباهاتم با همکارانم بحث می‌کنم تا آنها را به تحمل ریسک و خطا تشویق کنم.	۹
انجام عمل اخلاقی	من به رشد نیازهای همکارانم توجه می‌کنم.	۱۰
انجام عمل اخلاقی	نخستین پاسخ من وقتی افراد جدید را ملاقات می‌کنم، این است که با خلوص نیت با آنها ارتباط برقرار می‌کنم.	۱۱
انجام عمل اخلاقی	روش رهبری من این است که با خدمت کردن به دیگران رهبری کنم.	۱۲
انجام عمل اخلاقی	وقتی کاری را اشتباه انجام می‌دهم، تقصیر آن را بر گردن شرایط و دیگران نمی‌اندازم.	۱۳
تعهد به عمل درست	اگر اعتقاد پیدا کنم که رئیس کاری دارد انجام می‌دهد که درست نیست، در برابر او خواهم ایستاد.	۱۴
تعهد به عمل درست	وقتی که موافق انجام کاری باشم، همیشه تا آخر آن را دنبال می‌کنم.	۱۵
تعهد به عمل درست	من حقیقت را می‌گویم؛ مگر این که یک دلیل اخلاقی قانع کننده برای پنهان کردنش وجود داشته باشد.	۱۶
تعهد به عمل درست	وقتی با یک تصمیم مهم روبه‌رو می‌شوم، آگاهانه آن را ارزیابی می‌کنم که آیا تصمیمی که اتخاذ کرده‌ام، با اصول و ارزش‌ها و عقایدی که به آنها پایبندم، همسوست؟	۱۷
از خود گذشتگی	حتی وقتی که یک اشتباه جدی در زندگی‌ام مرتکب می‌شوم، قادرم خودم را ببخشم و پیشرفت کنم.	۱۸
از خود گذشتگی	در برابر وسوسه فکر کردن به اشتباهاتم مقاومت می‌کنم.	۱۹
از خود گذشتگی	هنگامی که شخصی را می‌بخشم، می‌دانم آنقدری را که بخشیده‌ام، به من فایده می‌رسد.	۲۰
تصدیق اشتباهات خود	قادرم ببخشم و فراموش کنم؛ حتی وقتی که فردی یک اشتباه جدی را مرتکب شده است.	۲۱
تصدیق اشتباهات خود	من به اشتباهات و شکست‌هایم اعتراف می‌کنم	۲۲
تصدیق اشتباهات خود	وقتی تصمیمی بگیرم که اشتباهی در آن ظاهر شود، آن را می‌پذیرم.	۲۳
تصدیق اشتباهات خود	همکارانم می‌گویند که من خارج از شیوه و روشم به آنها کمک می‌کنم.	۲۴
پذیرش اشتباهات خود	با کمال میل نتایج اشتباهم را می‌پذیرم.	۲۵
پذیرش اشتباهات خود	قادرم به شکل محترمانه‌ای بازخورد منفی را بیان کنم.	۲۶
پذیرش اشتباهات خود	وقتی اشتباهی را مرتکب می‌شوم، مسؤلیت اصلاح آن موقعیت را برعهده می‌گیرم.	۲۷
پذیرش اشتباهات خود	من از اشتباهاتم به عنوان فرصتی برای بهبود عملکردم استفاده می‌کنم.	۲۸
پذیرش اشتباهات خود	همکارانم می‌گویند من نگرش واقع بینانه‌ای درباره اشتباهات و شکست‌هایم دارم.	۲۹
پذیرش اشتباهات خود	قبول دارم که افراد دیگر هم اشتباه خواهند کرد.	۳۰
پذیرش اشتباهات دیگران	همکارانم می‌گویند که من شخصی دلسوز و بامحبت هستم.	۳۱

جدول ۳: ادامه		
شماره	محتوای گویه	نام عامل
۳۲	حتی وقتی که فردی اشتباهی را مرتکب می شود، من اعتقاد را نسبت به او از دست نمی دهم.	پذیرش اشتباهات دیگران
۳۳	دوستانم می دانند که می توانند از من همیشه صداقت را انتظار داشته باشند.	پذیرش اشتباهات دیگران
۳۴	من به درستی مراقب افرادی هستم که به عنوان یک انسان_ و نه به عنوان سرمایه انسانی مورد نیازی برای تولید نتایج- با آنها کار می کنم.	پذیرش اشتباهات دیگران
۳۵	دوستان و همکارانم می دانند که می توانند روی قول من حساب کنند.	پذیرش اشتباهات دیگران
۳۶	من از جنبه های مثبت اشتباهات گذشته ام آگاهم و دریافته ام که آنها درس های ارزشمندی برای رسیدن به موفقیت هستند.	پذیرش اشتباهات دیگران
۳۷	وقتی کاری را اشتباه انجام می دهم، تقصیر آن را بر گردن شرایط و دیگران نمی اندازم.	پذیرش اشتباهات دیگران
۳۸	اگر اعتقاد پیدا کنم که رئیسم کاری دارد انجام می دهد که درست نیست، در برابر او خواهم ایستاد.	اعتماد به دیگران
۳۹	وقتی که موافق انجام کاری باشم، همیشه تا آخر آن را دنبال می کنم.	اعتماد به دیگران

قبل از تدوین و طراحی جدول نمرات هنجار لازم بود بررسی شود که آیا بین نمرات دو گروه از بعد جنسیت، سن، مدرک تحصیلی، وضعیت تأهل و سابقه تدریس تفاوت وجود دارد؟ این سؤال به این خاطر مطرح می شود که در صورت وجود تفاوت لازم جدول نرم بر حسب همان ویژگی تنظیم شود. به علت تفاوت بین گروه های جنسیتی لازم شد بین میانگین دو گروه جنسیتی با استفاده از آزمون t نمونه های مستقل بررسی شود، که نتایج آن در جدول ۴ ارائه شده است.

جدول ۴: آزمون t نمونه های مستقل تفاوت بین میانگین دو گروه دبیران زن و مرد

شاخص آماری / جنسیت	میانگین	انحراف معیار	آماره F لوین	مقدار t	درجه آزادی	سطح معناداری
						۰/۲
زن	۴/۰۸	۰/۵۳	۰/۰۶	۰/۷۹	۱۴۷	۰/۲
مرد	۳/۷۲	۰/۶۶				

$P < ۰/۰۵$

داده‌های جدول ۴ گویای آن است که بین صلاحیت اخلاقی دبیران زن و مرد دوره متوسطه اول تفاوت معناداری در سطح ($p < ۰/۰۵$) وجود ندارد. بدین ترتیب، با توجه به اینکه برحسب سابقه هم در نمونه مورد بررسی تفاوت معناداری ($P=۰/۲۵۱$ و $F=۱/۳۹$) وجود نداشت؛ بنابراین، جدول نرم (نمرات هنجار) به طور کلی و در یک جدول تنظیم شده است.

جدول ۵: نمرات هنجار یا نرم سیاهه سنجش صلاحیت اخلاقی دبیران

شخص آماري / طبقات	فراواني	فراواني تراکمی	فراواني تراکمی زیر عدد میانی	رتبه درصدی	نمره Z	نمره t
۲۵۳-۲۷۱	۲	۱۰۰	۷۴۹	۹۹/۸	۲/۷۸	۷۷/۸
۲۳۴-۲۵۲	۲	۹۹/۷	۷۴۷	۹۹/۶	۲/۳۸	۷۳/۸
۲۱۵-۲۳۳	۹	۹۹/۵	۷۴۱/۵	۹۸/۸	۱/۹۷	۶۷/۷
۱۹۶-۲۱۴	۱۲	۹۸/۳	۷۳۱	۹۷/۵	۱/۵۷	۶۵/۷
۱۷۷-۱۹۵	۸۳	۹۶/۷	۶۸۳/۵	۹۱/۱	۱/۱۶	۶۱/۶
۱۵۸-۱۷۶	۲۱۱	۸۵/۶	۵۳۶/۵	۷۱/۵	۰/۷۶	۵۷/۶
۱۳۹-۱۵۷	۹۵	۵۷/۵	۳۸۳/۵	۵۱/۱	۰/۳۵	۵۳/۵
۱۲۰-۱۳۸	۳۵	۴۴/۸	۳۱۸/۵	۴۲/۵	-۰/۰۴	۴۹/۶
۱۰۱-۱۱۹	۲۶	۴۰/۱	۲۸۸	۳۸/۴	-۰/۴۵	۴۵/۵
۸۲-۱۰۰	۹۹	۳۶/۷	۲۲۵/۵	۳۰/۰۶	-۰/۸۵	۴۱/۵
۶۳-۸۱	۱۳۳	۲۳/۵	۱۰۹/۵	۱۴/۶	-۱/۲۶	۳۷/۴
۴۴-۶۲	۴۳	۵/۷	۲۱/۵	۲/۸۷	-۱/۶۶	۳۳/۴

در جدول ۵ با استفاده از روش فراوانی تراکمی زیر عدد میانی و تبدیل نمره‌ها به رتبه درصدی و نمره‌های استاندارد Z و T، نرم‌های صلاحیت اخلاقی دبیران زن و مرد محاسبه شد. با استفاده از این جدول می‌توان، نمره‌های خام دبیران را به نمره‌های استاندارد تبدیل و با توجه به میانگین ۵۰ و انحراف معیار ۱۰، نمره استاندارد T آنها را تفسیر کرد.

بحث و نتیجه‌گیری

بسیاری از اندیشمندان مطالعات تعلیم و تربیت؛ بخصوص در عرصه سازمانی براین باورند که ابزارهایی را باید برای گردآوری اطلاعات به‌کار بست که دارای پیشینه نظری باشند (دی‌ولیس^۱،

۲۰۰۳؛ نادی و سجادیان، ۱۳۹۰). از طرفی، محیط‌های آموزشی موتورهای رشد یک کشور هستند که اگر صلاحیت اخلاقی کارکنان در بین این محیط‌ها گسترش یابد، اهداف متعالی نظام آموزشی با سرعت بیشتری محقق می‌شود. لازمه سنجش این هدف وجود ابزاری است که بتواند این صلاحیت‌ها را بسنجد. با این رویکرد، پژوهش حاضر به بررسی ساختار عاملی، روایی تأییدی، اعتبار و هنجاریابی مقیاس صلاحیت اخلاقی در بین دبیران دوره متوسطه اول شهر اصفهان پرداخت. برای تغییر در ساختار جذب و گزینش کارکنان در سازمان‌های آموزشی و شناخت همه‌جانبه علل بروز رفتارهای غیراخلاقی و جلوگیری از آلوده شدن سازمان به موضوعات غیراخلاقی، معرفی هنجارهای این مقیاس ضرورت یافت. مقیاس صلاحیت اخلاقی شامل ۳۹ ماده همگن و معتبر است که معطوف به سنجش صلاحیت اخلاقی است و برای نخستین بار توسط مارتین و آشتین (۲۰۱۰) با بررسی ادبیات مربوط به اصول اخلاقی تدوین و رواسازی نمودند و از طریق تحلیل عاملی، هشت بعد برای آن معرفی نمودند.

در این پژوهش، اطلاعات مربوط به تحلیل عاملی، دو یافته متفاوت به دست داد: در قسمت اول، یافته‌های معطوف به تحلیل عاملی اکتشافی داده‌ها، سه عامل را استخراج نمود که با پژوهش مارتین و آشتین (۲۰۱۰) ناهمخوان بود. به زعم بسیاری، تحلیل عاملی اکتشافی بیشتر به عنوان روشی برای تدوین نظریه- و نه آزمون آن- به کار گرفته می‌شود و در این تحلیل نمرات سیاهه صلاحیت اخلاقی دبیران نشان داد که این ابزار آنچه را برای سنجش ساخته شده است، اندازه‌گیری می‌کند (هومن، ۱۳۸۴؛ نادی و سجادیان، ۱۳۸۹). بر این اساس و مبتنی بر مبانی نظری قوی مطالعه مارتین و آشتین (۲۰۱۰) تحلیل عاملی تأییدی نیز انجام گرفت و به استناد این تحلیل هشت عامل تأیید شد که این نتایج (نمودار ۱) بیانگر تأیید چهارچوب نظری زیربنایی روایی سازه این ابزار است. از طرفی، تحلیل عاملی تأییدی که برای روایی همگرا استفاده شد گویای آن است که همه گویه‌های سیاهه صلاحیت اخلاقی به طور معناداری دارای بار عاملی بر روی عوامل سازه مفروض هستند و این نتایج با پیش‌فرض آندرسون و گیرینگ (۱۹۸۸) در رابطه با روایی همگرا در تطابق است (به نقل از: هومن، ۱۳۸۴). شاخص‌های برازندگی مدل تحلیل عاملی سیاهه مذکور، حاکی از برازندگی مناسب مدل بر اساس داده‌های گردآوری شده بود که از این نظر، نتایج با یافته‌های مارتین و آشتین (۲۰۱۰) همخوانی دارد؛ هرچند در آن پژوهش برای انجام تحلیل عاملی تأییدی از نرم‌افزار SPSS استفاده شده بود و شاخص‌های برازش و سطوح خطا با مقادیر مطالعه حاضر متفاوت بودند. به همین دلیل، همخوانی مطرحه را باید

با احتیاط تفسیر نمود. ضریب اثر گویه‌ها در مدل از $0/40$ تا $0/94$ در نوسان بود که با توجه به مقادیر معناداری t سوبل علاوه بر تأیید فرضیه تناسب گویه‌ها با عامل‌ها، به طور غیرمستقیم تناسب عوامل با سازه را نیز نشان می‌دهد و این مقادیر با حداقل نسبت‌های پیشنهاد شده توسط دوتویت و دوتویت (۱۳۸۶) جهت معناداری روایی سازه سیاهه همراستا است.

در راستای تعیین پایایی سیاهه و انسجام درونی آن از ضریب آلفای کرونباخ، ضریب گاتمن و اسپیرمن براون استفاده شد که همگی رضایت‌بخش بودند. هرچند در این میان، ضریب آلفای کرونباخ، برای عامل پذیرش اشتباهات دیگران $0/51$ به دست آمد که شاید دلیل اصلی آن تعداد گویه‌های مقیاس، تعداد پاسخ دهندگان یا حتی نوع پاسخ‌دهی به گویه‌های سیاهه باشد. هر چند هیر و همکاران^۱ (۱۹۹۸) بر این باورند که مقادیر نزدیک به $0/7$ نیز با در نظر گرفتن ضریب آلفای کرونباخ که برای کل سیاهه صلاحیت اخلاقی $0/95$ به دست آمد، قابل قبول است. بنابراین، می‌توان اذعان کرد که پایایی سیاهه اندازه‌گیری برای هر هشت بعد و کل از مومن تأیید شده است؛ ولی ضروری است در پژوهش‌های آتی قبل از اجرای هدفمند ابزار، ضریب آلفای کرونباخ برای عامل "پذیرش اشتباهات دیگران" مجدداً محاسبه و بررسی شود. در همین رابطه، بعضی بر این باورند که گرچه آلفای $0/8$ نشان‌دهنده یک آزمون پایاست؛ اما آلفای پایین‌تر از آن اغلب قابل قبول است؛ زیرا آلفا نیز مانند بسیاری از آماره‌های دیگر در علوم رفتاری، به تعداد گویه‌های سیاهه بستگی دارد (نادی و سجادیان، ۱۳۸۹)

بنابراین، لازم است به آنچه یک آزمون مورد سنجش قرار می‌دهد و نیز تعداد گویه‌های آن قبل از تغییر مقدار آلفا توجه شود. در جدول ۴ پراکندگی و شاخص گرایش مرکزی (میانگین و انحراف معیار) سیاهه صلاحیت اخلاقی برای دو جنس نشان داده شده است. بررسی میانگین نمرات دبیران نشان می‌دهد که میانگین نمرات صلاحیت اخلاقی دبیران زن از مردان بیشتر است؛ اما این تفاوت معنادار نیست و بر این اساس، به دلیل عدم تأیید تفاوت معنادار دو گروه بر اساس آزمون t ضرورتی برای تنظیم جداول نمرات هنجار دو گروه نیست؛ هرچند عدم تفاوت بین میانگین نمرات دو گروه می‌تواند مؤید وضعیت نسبتاً همسان در دو گروه دبیران زن و مرد باشد. البته، شایان ذکر است که این میزان در نمونه خارجی مورد مطالعه مارتین و آشتین (۲۰۱۰) تقریباً چهار برابر نمونه ایرانی بوده است

که به غیر از ویژگی‌های فرهنگی، بتوان واکنش ذهنی و روان‌شناختی دبیران در مواجهه با گویه‌های سیاهه را نیز در تفسیر این ناهمخوانی در نظر گرفت. ارائه جدول هنجار (نرم) به مدیران آموزش و پرورش هم در سطح کلان و هم فردی کمک می‌کند تا برنامه‌ها و فعالیت‌های آموزشی و پژوهشی خود را با صلاحیت‌های اخلاقی دبیران همراستا گردانند و در چارچوب استانداردها و کدهای اخلاقی مورد پذیرش فعالیت‌ها را تقویت کنند. در عین حال، لازم است به این نکته توجه شود که صلاحیت‌های اخلاقی را شاید نتوان از اساس در دبیران با آموزش‌های ضمن خدمت ایجاد کرد؛ به این دلیل که عوامل مختلفی، همچون: ویژگی‌های شخصیتی، تربیت خانوادگی و بسیاری از متغیرهای فردی در آن نقش ایفا می‌کند؛ اما می‌توان از این ابزار در روند استخدام نیروهای جدید یا به عنوان یک ملاک در گزینش‌های پیش از استخدام به کار بست. در این پژوهش جدول نرم به طور کلی بر اساس همه آزمودنی‌ها محاسبه شد. گرچه ناهمسانی واحدهای رتبه در نرم‌های درصدی از جمله محدودیت‌های آن است؛ اما سهولت محاسبه و تفسیر رتبه‌های درصدی باعث می‌شود که با ارائه یک دستورالعمل اجرایی روشن افراد حرفه‌ای نیز در سطح مدرسه و نواحی بتوانند از این سیاهه استفاده کنند. به علاوه، در جدول ۷ نمره‌های تراز شده Z و T نیز ارائه شد. برخلاف نرم درصدی، نمره‌های تراز شده Z و T این ابزار دارای مقیاس فاصله‌ای بوده که واحدهای آنها در سرتاسر سیاهه برابر هستند و از این حیث، نمرات T محدودیت‌های نمرات Z را ندارد.

از طرفی، می‌توان این نمرات را بر حسب میانگین و انحراف معیار مفروض محاسبه کرد. بنابراین، این جدول امکان تبدیل نمرات خام مربوط به مدارس، نواحی و حتی معلمان را به نمرات تراز و بهنجار فراهم می‌کند. به احتمال قوی بیشترین فائده این ابزار برای متخصصان آموزش و پرورش، سازمان و مدیریت آموزش و پرورش خواهد بود؛ زیرا باعث می‌شود در حوزه منابع انسانی راهکارها و برنامه‌هایی تنظیم شود که حول یک محور و آن، تعهد درونی در حرکت باشد و اثرهای چنین برنامه‌هایی را بتوان در عمل با ابزار صلاحیت اخلاقی سنجید و با بررسی نتایج، اصلاحات لازم را در برنامه‌ها اعمال نمود. همچنین، سیاهه صلاحیت اخلاقی را می‌توان به عنوان یک ابزار تشخیصی به منظور شناسایی نقاط ضعف نظام آموزشی در قلمرو هشت عامل تشکیل دهنده سازه مذکور اجرا کرد. هر چند به لحاظ نظری چنین محاسنی میسر است؛ اما به لحاظ عملیاتی مواضع مختلف معطوف به فرد در رابطه با رعایت کدهای اخلاقی نباید نادیده گرفته شود.

سیاهه صلاحیت اخلاقی برای پاسخ‌دهی افراد در سازمان‌ها طراحی و تدوین شده است؛ اما نتایج آن به نتیجه‌گیری در سطح سازمان منجر می‌شود. استفاده از پاسخ‌های فردی به سیاهه برای نسبت دادن خصایص به سازمان توسط برخی از دانشمندان به عنوان یک نقیصه در نظر گرفته شده است (بونتیس و همکاران^۱، ۲۰۰۲) و این مسأله شاید یکی از محدودیت‌های نه این ابزار؛ بلکه کلیه مقیاس‌های ارزیابی عینی در سطح سازمانی باشد. به علاوه، این ابزار نظرسنج و عقیده محور، تنها راه ارزیابی شرایط محیطی به وسیله افرادی است که در آن موقعیت کار می‌کنند. به علاوه، پژوهش‌های قبلی حاکی از آن است که بین اندازه‌گیری‌های عینی و ادراک شده رابطه همبستگی بالایی وجود دارد (گاتینگون و همکاران، ۲۰۰۳؛ نادی و دامادی، ۱۳۸۸). البته، نباید این نکته را نادیده گرفت که یافته‌های پژوهش حاضر صرفاً قابل تعمیم به دبیران متوسطه اول شهر اصفهان است و نمی‌توان از جدول نرم به دست آمده در گروه‌های دیگر استفاده نمود. لذا در صورت ضرورت، جانب احتیاط در استفاده از نرم‌ها در دوره‌های تحصیلی و فرهنگ‌های مختلف در نظر گرفته شود. در عین حال، با توجه به اینکه برای ایجاد جدول نرم، جنسیت و سابقه تدریس دبیران لحاظ شد و تفاوتی مشاهده نشد، در نمونه‌هایی که بر اساس دو متغیر جمعیت شناختی فوق‌الذکر تفاوت باشد، باید از جدول نرم پژوهش حاضر با احتیاط استفاده شود. لذا پیشنهاد می‌شود در مطالعات آتی جداول نرم بر حسب متغیرهای دیگر و در دوره‌های تحصیلی دیگر بررسی و محاسبه شود. به علاوه پیشنهاد می‌شود دبیران آموزشی مدارس و نواحی در ابتدای هر سال تحصیلی صلاحیت اخلاقی دبیران را در هشت عامل مطروحه در سیاهه تحت بررسی مورد سنجش قرار دهند و دوره‌های ضمن خدمت را بر این اساس تدوین نمایند و دوره‌های غیرضروری را که صرفاً تحمیل هزینه به نظام آموزشی است، حذف نمایند. در عین حال، پیشنهاد می‌شود از این ابزار تنها در مطالعات علمی استفاده شود و از نتایج آن به عنوان ابزار برچسب زدن به دبیران مدارس و نواحی استفاده نشود. در انتها، شایان ذکر است که به محققان آتی پیشنهاد گردد که در صورت بررسی روایی ابزار بر روی نمونه‌های دیگر به دو نکته توجه نمایند: اول اینکه در قسمت تحلیل‌ها و در رابطه با روایی سازه حتماً تحلیل عاملی مرتبه اول را نیز انجام دهند و دوم به دلیل قابلیت تعمیم‌پذیری یافته‌ها تا یک دوره زمانی پنج‌ساله، از یک نمونه بزرگ (مبتنی بر نظریه رایکوف و مارکولیدز^۲، ۲۰۰۶) استفاده نمایند.

1- Bontis

2- Raykof & Marcoulides

منابع

- ابزری، مهدی و یزدان‌شناس، مهدی. (۱۳۸۶). *مسئولیت اجتماعی و اخلاق کار در مدیریت کیفیت نوین*، فصل‌نامه فرهنگ مدیریت، ۵(۱)، ۴۲-۵.
- حسن زاده، رمضان. (۱۳۸۵). *روش تحقیق در علوم رفتاری*. تهران: سالوا.
- دوتویت، استفان و دوتویت، ماتیلدا. (۱۳۸۶). *لیزرل محاوره‌ای: راهنمای کاربران*. ترجمه دل‌اور، علی؛ ویس کرمی، حسن علی و زرین جویی، محمد. تهران: ارسباران.
- مقیم، محمد (۱۳۸۰). *سازمان و مدیریت با رویکردی پژوهشی*. تهران: نشر ترمه
- نادی، محمدعلی و سجادیان، ایلناز. (۱۳۹۰). *ساختار عاملی، روایی، پایایی و هنجاریایی مقیاس قابلیت یادگیری سازمانی (دیران دوره راهنمایی تحصیلی شهر اصفهان): فصل‌نامه نوآوری‌های آموزشی*، ۱۰(۴)، ۱۳۰-۱۰۵.
- نادی، محمد علی و دامادی، سید مرتضی. (۱۳۸۸). *مدل‌یابی معادلات ساختاری روابط بین مدیریت دانش، مدیریت کیفیت و مؤلفه‌های آن با ابعاد سازمان‌های یادگیرنده در بین کارکنان شرکت بیمه ایران*. فصل‌نامه مدیریت صنعتی. دانشگاه آزاد اسلامی واحد سنندج، ۱۰، ۱۴-۱.
- نادی، محمدعلی و سجادیان، ایلناز. (۱۳۸۹). *مبانی روش تحقیق کاربردی در علوم انسانی*. اصفهان: دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان.
- هومن، حیدر علی. (۱۳۸۴). *مدل‌یابی معادلات ساختاری با کاربرد نرم افزار لیزرل*. تهران: سمت.
- Bass, B. and Stogdill, R. (1990). *Bass & stogdill's handbook of leadership* 3rd New York: Free Press.
- Bird, F. and Waters, J. (1987). The nature of managerial moral standards, *Journal of Business Ethics*, 6(1), 1-13.
- Bontis, N., Crossan, M. M., & Hulland, J. (2002). Managing an organizational learning system by aligning stocks and flows. *Journal of Management Studies*, 39(4), 69-437.
- Borba, M. (2005). *The step - by - step plan to building moral intelligence*.
- Boyatzis, R. E. (2007). Competencies in the 21st century, *Journal of Management Development*, 27(1), 5-12.

- Cava, A. and Mayer, D. (2007). Integrative social contract theory and urban prosperity Initiatives, *Journal of Business Ethics*, 72(3), 79-263.
- DeVellis, R. F. (2003). *Scale development: Theory and applications*, 2nd ed. Newbury Park, CA: Sage.
- Ford, R. C. and Richardson, W. D. (1994), Ethical decision making: A review of the empirical literature, *Journal of Business Ethics*, 13(3), 21-205.
- Hair, H. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L. and Black, W. C. (1998). *Multivariate Data Analysis*. London: Prentice-Hall.
- Laczniak, G. R., and Murphy, P. E. (1993). *Ethical marketing decision: The higher road*, MA: Allyn & Bacon.
- Lennick, D. and Kiel, F. (2005). *Moral intelligence: Enhancing business performance and leadership success*. NJ: Wharton School Publishing.
- Lucas, G. M. and Friedrich, J. (2005). Individual differences in workplace deviance and integrity as predictors of academic dishonesty, *Ethics and Behavior*, 15(1), 30-31.
- Martin, D. E., and Austin, B. (2010). Validation of the moral competency inventory measurement instrument content, construct, convergent and discriminant approaches. *Management Research Review*, 33(5), 437-451.
- Ones, D. S. and Viswesvaran, C. (2001). Integrity tests and other criterion focused occupational personality scales (COPS) used in personnel selection, *International Journal of Selection and Assessment*, 9 (1,2), 32-33.
- Orwig, S. F. (2002). Business ethics and the protestant spirit, *Journal of Business Ethics*, 38 (1,2), 81-89.
- Raykof, T., Marcoulides, G. A. (2006). *A first course in structural equation modeling*. Newjersy: Lawrence Erlbaum Associates.
- Sackett, P. R., Burris, L. R. and Callahan, C. (1989). Integrity testing for personal selection: An update, *Personnel Psychology*, 42 (3), 491-529.
- Stainer, A., and Stainer, L. (1995). Productivity, quality and ethics: A European viewpoint. *European Business Review*, 95 (6), 3-11.
- Wanek, J. E. (1999). Integrity and honesty testing: What do we know? How do we use it? *International Journal of Selection and Assessment*, 7 (4), 87-185.