

پایایی، روایی و برازش مدل پنج عاملی مقیاس قابلیت یادگیری سازمانی در بین اعضای هیأت علمی دانشگاه علوم پزشکی اصفهان*

محمدعلی نادى^۱، محمدحسین یارمحمدیان^۲

چکیده

مقدمه: مفهوم قابلیت یادگیری سازمانی بر عوامل تسهیل کننده‌ی یادگیری سازمانی یا میل به یادگیری تأکید دارد. در نتیجه، ابزارهای قابلیت یادگیری سازمانی بر اساس ادبیات علمی تعیین می‌کند که ابعاد یا عوامل تسهیل کننده‌ی یادگیری کدام‌اند. پژوهش حاضر با هدف شناسایی ساختار عاملی و اعتباریابی قابلیت یادگیری سازمانی در بین اعضای هیأت علمی دانشگاه علوم پزشکی اصفهان انجام گرفت. **روش بررسی:** پژوهش حاضر کاربردی و از دسته‌ی مطالعات روان سنجی بود که به صورت مقطعی و در سال تحصیلی ۹۰-۱۳۸۹ انجام گرفت. جامعه‌ی پژوهش شامل اعضای هیأت علمی دانشگاه علوم پزشکی اصفهان بود که از بین آن‌ها به استناد مطالعه‌ی Loehlin و همکاران در مدل‌های تحلیل عاملی تأییدی، ۲۲۰ نفر به عنوان نمونه انتخاب شدند. ابزار گردآوری اطلاعات مقیاس Chiva و همکاران بود. تحلیل داده‌های پژوهش در سطح آمار توصیفی و استنباطی با استفاده از نرم‌افزار SPSS^{۱۸} و تحلیل عاملی تأییدی (CFA) با استفاده از نرم‌افزار LISREL^{۸/۵} انجام گرفت.

یافته‌ها: مدل پنج عاملی مقیاس قابلیت یادگیری سازمانی از برازش مناسبی بر حسب شاخص‌های GFI، AGFI، RMSEA و CFI برخوردار بود و تمامی گویه‌های مقیاس دارای ضریب تأثیر معنی‌دار بر روی عامل مربوط به خود بودند. همچنین یافته‌ها مؤید آن بود که پنج عامل مقیاس از پایایی مناسبی برخوردار بودند و پایایی کل مقیاس نیز ۰/۹۳ به دست آمد. جدول نمرات هنجار، مقادیر Z و T متناسب با نمرات خام طبقات و رتبه‌بندی درصدی مربوط به هر طبقه را ارائه نمود. روایی هم‌گرایی بین عامل‌های مقیاس قابلیت یادگیری سازمانی نیز که بر حسب ضرایب همبستگی از ۰/۴۱ تا ۰/۷۵ بود، تأیید گردید.

نتیجه‌گیری: می‌توان از مقیاس قابلیت یادگیری سازمانی به عنوان یک ابزار تشخیصی استفاده نمود. بنابراین مدیران دانشگاه، رؤسای دانشکده‌ها و مدیران گروه‌ها در دانشگاه علوم پزشکی اصفهان می‌توانند دریابند که کدام یک از مسایل یادگیری سازمانی قوی و کدام یک ضعیف است و این آشکارسازی راهنما و دستورالعملی مناسب برای بهبود و بالندگی دانشگاه خواهد بود.

واژه‌های کلیدی: یادگیری سازمانی؛ دانشگاه‌ها؛ استادان.

نوع مقاله: تحقیقی

پذیرش مقاله: ۹۰/۸/۲۵

اصلاح نهایی: ۹۰/۷/۲۹

دریافت مقاله: ۹۰/۴/۱۸

ارجاع: نادى محمدعلی، یارمحمدیان محمدحسین. پایایی، روایی و برازش مدل پنج عاملی مقیاس قابلیت یادگیری سازمانی در بین اعضای هیأت علمی دانشگاه علوم پزشکی اصفهان. مدیریت اطلاعات سلامت ۱۳۹۰؛ ۸ (۸): ۱۰۸۵-۱۰۷۳.

مقدمه

* این مقاله حاصل پژوهشی است که با گرنت پژوهشی (Grant) معاونت پژوهشی دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان انجام گرفته است.

۱. استادیار، مدیریت آموزشی، دانشگاه آزاد اسلامی واحد خوراسگان، اصفهان، ایران.

۲. دانشیار، مدیریت و برنامه‌ریزی آموزشی، مرکز تحقیقات مدیریت و اقتصاد سلامت، دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، اصفهان، ایران. (نویسنده‌ی مسؤول)

Email: yarmohamadian@mng.mui.ac.ir

دانشگاه مرکز تولید، پرورش و بارور نمودن ایده‌ها و خلاقیت‌ها است، اگر از ویژگی یادگیرندگی جهت انطباق با تغییرات محیطی سریع برخوردار باشد و از تمام توان و تعهد بالقوه‌ی اعضای خویش برای یادگیری استفاده نماید (۱-۲). در همین راستا، یکی از مدل‌های نظری که منعکس کننده‌ی تأکید

دوگانه‌ی نظام‌های شناختی-اجتماعی و فنی-ساختاری است، نظریه‌ی یادگیری سازمانی می‌باشد (۳). نظریه‌ی یادگیری سازمانی، همه‌ی ابعاد تفسیری و ساختاری سیستم را در بر می‌گیرد (۴). ملاحظات ساختاری سیستم در بر گیرنده‌ی ساختارهای سازمانی و سیستم‌هایی برای تصمیم‌گیری و همچنین تسهیم داده و اطلاعات و ابعاد تفسیری شامل معنا کردن داده و اطلاعات علامت‌گذاری شده می‌باشد.

یادگیری سازمانی مجموعه‌ای از اقدامات سازمانی مانند کسب دانش، توزیع اطلاعات، تفسیر اطلاعات و حافظه است که به صورت آگاهانه و یا غیر آگاهانه بر تحول مثبت سازمانی اثر می‌گذارد. Chiva و همکاران یادگیری سازمانی را به عنوان فرایندی که سازمان به وسیله‌ی آن یاد می‌گیرد، تعریف نموده‌اند و آن را عامل اصلی مواجه شدن با تغییرات محیطی در نظر می‌گیرند (۵). Lopez و همکاران یادگیری سازمانی را به عنوان فرایند مداومی تعریف می‌کنند که در آن دانش تک تک کارکنان تبدیل به دانش سازمانی می‌شود (۶). Chen پا را از این هم فراتر می‌گذارد و ادعان می‌دارد که یادگیری سازمانی علاوه بر دگرگونی و تبدیل دانش، انطباق سازمان با محیط درونی و بیرونی در عین حفظ مزیت رقابتی پایدار را نیز در بر می‌گیرد (۷). بر این اساس، Johri و Limpibunterny قابلیت یادگیری سازمانی را به عنوان توانایی درونی یک سازمان جهت خلق، غنی‌سازی و کاربست دانش برای کار بهتر از رقا بر حسب عملکرد و رقابت پذیری تعریف می‌کنند (۸).

Jerezgomez و همکاران نیز قابلیت یادگیری سازمانی را به عنوان خصایص مدیریتی و سازمانی در نظر می‌گیرند که فرایند یادگیری سازمانی را تسهیل می‌کند و به سازمان اجازه می‌دهد تا در فرایند یادگیری نقشی کلیدی را ایفا کند (۹). مطالعه‌ی هر پدیده‌ی سازمانی شامل روش‌ها و ابزارهای مختلف اندازه‌گیری می‌شود. اجماع وسیعی در ادبیات علمی وجود دارد که فرایند اندازه‌گیری در پژوهش‌های علمی و تجربی، باید مبتنی بر مبانی نظری قوی باشد (۱۰). تا کنون دو رویکرد اساسی در رابطه با تدوین یک مقیاس یادگیری سازمانی معرفی شده است (۵). اولین رویکرد، در جست‌وجوی حضور توانمندسازها و تأمین کنندگان یادگیری در سازمان از طریق پرسش‌نامه می‌باشد و دومین رویکرد، نتایج یادگیری را

در سازمان جست‌وجو می‌کند (۱۱).

مقیاس‌های متعلق به طبقه‌ی رویکرد اول، تسهیل کننده‌های اصلی یادگیری سازمانی را شناسایی و قابلیت سازمان برای یادگیری یا برای تدارک یک محیط یادگیری را اندازه‌گیری می‌کنند (۱۳-۱۲، ۹، ۵). این توانمندسازها ممکن است فرایندها و ساختارهای رسمی یا غیر رسمی برای کسب، تسهیم و کاربست دانش یا ظرفیت تولید و تعمیم ایده‌های مؤثر باشند (۱۴).

مقیاس‌های متعلق به رویکرد دوم تلاش می‌کنند تا تعیین نمایند که آیا فرایند یادگیری سازمانی ایجاد شده است یا خیر. برای مثال، مقیاس‌های Bontis و همکاران (۱۵) یا Tippins و Sohi (۱۶) در تلاش هستند تا تحقق یادگیری در سطح فردی، گروهی و سازمانی را بیابند. مقیاس‌هایی هم وجود دارند که سازه‌های عناصر هر دو رویکرد را بدون حد و حدود مشخص در خود دارند (۱۷-۶). کاربرد مفاهیم یادگیری سازمانی جهت توضیح پدیده‌های مختلف سازمانی همچون عملکرد، رشد مهمی در این زمینه به شمار می‌آید (۱۸). بنابراین کماکان مقیاس‌هایی وجود دارند که مربوط به جنبه‌های گوناگونی همچون یادگیری برای عملکرد سازمانی هستند (۲۰-۱۹).

در جدول ۱ ابزارهایی که تا کنون جهت سنجش یادگیری سازمانی تدوین گردیده‌اند، ارائه شده‌اند. یکی از بهترین این ابزارها که هم به دلیل کم بودن تعداد گویه‌ها و هم زمان کوتاه پاسخ‌دهی مورد توجه بسیاری از پژوهشگران به خصوص در حیطه‌ی آموزش عالی قرار گرفته است، مقیاس قابلیت یادگیری سازمانی Chiva و همکاران می‌باشد (۵). این مقیاس، دارای ۱۴ گویه است و به طور مشخص وزن توانمندی سازمانی برای یادگیری را تعیین می‌کند. این مقیاس با سنجش پنج بعد اصلی که تسهیل کننده‌های یادگیری سازمانی هستند، با یک رویکرد جامع از دو رویکرد فوق استخراج شده است و بر طبق ادعای سازندگان آن، توان تفکیک سازمان‌های مختلف از یکدیگر و همچنین بخش‌های مختلف را دارا می‌باشد. به علاوه، آن‌ها بیان داشته‌اند که مقیاس قابلیت یادگیری سازمانی برای استفاده در سازمان‌هایی که دارای متخصصین حرفه‌ای هستند، مناسب و از شاخص‌های روان‌سنجی مطلوبی برخوردار است. پنج عامل به دست آمده در مقیاس Chiva و

نظر گرفته مى‌شود. ريسك پذيرى به ابهام و عدم اطمينان و تعامل با محيط بيرونى نيز به ميزان ارتباط با محيط خارجى اشاره دارد. Chiva و همكاران معتقدند كه چندين عامل در هر پنج بعد اساسى به طور ضمنى وجود دارند، اين عوامل شامل تعهد به يادگيرى و رهبرى يا يادگيرى درگيرانه و پيچيده، به عنوان يك عنصر اساسى در استراتژى مى‌باشد (۵).

همكاران شامل تجربه اندوزى، ريسك پذيرى، تعامل با محيط خارجى، گفت‌وگو و تصميم‌گيرى مشاركتى مى‌باشد. تجربه اندوزى و آزايش عواملى همچون حمايت از ايده‌هاى جديد، آموزش مداوم يا كاركنان درصد يادگيرى را شامل مى‌گردد. در گفت‌وگو، ارتباطات، تنوع، كار تيمى يا تشريك مساعى و در تصميم‌گيرى، تفويض حقوق و اختيارات، ساختار سازمانى انعطاف پذير يا دانش سازمانى در

جدول ۱: خلاصه‌اى از مقياس‌هاى معتبر يادگيرى سازمانى در سطح جهان

| رديف | سازنده‌ى مقياس | ابزار اندازه‌گيرى يادگيرى سازمانى | هدف | چشم‌انداز مفهومى |
|------|--|---|--------|---|
| ۱ | Richards و Goh (۱۹۹۷) | مقياس زمينه‌يابى يادگيرى سازمانى (۲۱ گويه‌اى): بر روى ۶۳۲ نفر از ۴ سازمان اجرا شده است (۲۱). | قابليت | سازمان يادگيرنده |
| ۲ | Ferrell و Hult (۱۹۹۷) | مقياس قابليت يادگيرى سازمانى (۲۳ گويه‌اى): بر روى ۳۴۶ نفر از كاركنان در سيستم‌هاى بازرگانى اجرا شد (تأكيده روى خريد) (۲۲). | قابليت | سازمان يادگيرنده |
| ۳ | Pedler و همكاران (۱۹۹۷) (به نقل از نادى و سجاديان) | پرسش‌نامه‌ى شركت يادگيرنده (۵۵ گويه‌اى): تخصيص يافته براى مميزى (۲۲). | قابليت | سازمان يادگيرنده |
| ۴ | Tannenbaum (۱۹۹۷) | زمينه‌يابى محيط يادگيرنده (۶۹ گويه‌اى): بر روى ۵۰۰ نفر در ۷ سازمان اجرا شد (۲۲). | قابليت | يادگيرى فردى |
| ۵ | Hult (۱۹۹۸) | مقياس قابليت يادگيرى سازمانى (۱۷ گويه‌اى): بر روى ۳۴۶ نفر از كاركنان سيستم‌هاى بازرگانى اجرا شد (تأكيده روى فرايند منبع يابى) (۲۲). | قابليت | سازمان يادگيرنده |
| ۶ | Hult و Hurley (۱۹۹۸) | توسعه و يادگيرى (۴ گويه‌اى): بر روى ۹۶۴۸ نفر از ۵۶ سازمان اجرا شد (۲۲). | قابليت | يادگيرى فردى |
| ۷ | Hult و همكاران (۲۰۰۰) (به نقل از نادى و سجاديان) | مقياس قابليت يادگيرى سازمانى (۱۷ گويه‌اى): بر روى ۵۵۵ نفر از كاركنان سيستم بازرگانى اجرا شد (تأكيده روى خريد) (۲۲). | قابليت | سازمان يادگيرنده |
| ۸ | Watkins و Marsick (۲۰۰۳) | پرسش‌نامه‌ى ابعاد سازمان يادگيرنده (۳۳ گويه‌اى): بر روى ۱۹۱ مدير و توسعه دهنده‌ى منابع انساني از سازمان‌هاى مختلف اجرا شد (۲۳). | قابليت | سازمان يادگيرنده |
| ۹ | Jerezgomez و همكاران (۲۰۰۵) | مقياس يادگيرى سازمانى (۱۶ گويه‌اى): بر روى ۱۱۱ شركت اسپانيائى از صنعت شيمى اجرا شد (۹). | قابليت | سازمان يادگيرنده |
| ۱۰ | Bontis و همكاران (۲۰۰۲) | نقشه‌ى ارزيابى يادگيرى استراتژيك (۲۳ گويه‌اى): بر روى ۴۸۰ نفر از ۳۲ سازمان اجرا شد (۱۵). | فرايند | همكاران Crossan و همكاران (۱۹۹۹): ۴۱ چارچوب |
| ۱۱ | Templeton و همكاران (۲۰۰۲) | اندازه‌گيرى سازه‌ى يادگيرى سازمانى: بر روى ۱۱۹ شركت اجرا شد (تأكيده روى فن آورى اطلاعات) (۲۴). | فرايند | Huber (۱۹۹۱) |
| ۱۲ | Sohi و Tippins (۲۰۰۳) | يادگيرى سازمانى (۲۹ گويه‌اى): بر روى ۲۷۱ شركت اجرا شد (تأكيده روى فن آورى اطلاعات و مشتريان) (۱۶). | فرايند | Narver و Slater Huber (۱۹۹۵) (۱۹۹۱) |
| ۱۳ | Chiva و همكاران (۲۰۰۷) | يادگيرى سازمانى (۱۴ گويه‌اى): بر روى ۱۵۷ نفر از كاركنان رده‌ى عمليات يك سازمان در اسپانيا اجرا شد. (تأكيده بر پنج عامل بنيادى) (۵). | قابليت | Chiva (۲۰۰۴) |

مطالعه، اشتغال تمام وقت در دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، دارا بودن مدرک دکتری تخصصی و حداقل داشتن ۵ سال سابقه‌ی کار بود.

استادان از طریق خود گزارش‌دهی و در محل و زمانی مناسب پرسش‌نامه را تکمیل کردند. زمان پاسخ‌گویی به این مقیاس بین ۳ تا ۷ دقیقه بود. از ۲۲۰ پرسش‌نامه‌ی توزیع شده، ۲۱۴ نسخه بازگردانده شد و بدین ترتیب نرخ بازگشت ۹۷/۲۷ درصد بود.

در راستای بررسی روایی سازه‌ی مقیاس، از برازندگی مدل تحلیل عاملی تأییدی استفاده شد. در تحلیل عاملی تأییدی، داده‌های موجود با ساختار به شدت محدود شده‌ی پیش‌تجربی، که شرایط همانندی را برآورده می‌سازد، برازش داده می‌شود. در مدل *Confirmatory factor analysis*، همه‌ی متغیرهای مکنون برون‌زا در نظر گرفته می‌شود و تلاش نمی‌شود علل روابط فرضی و درونی متغیرها هم متمایز شود، بلکه در اغلب موارد، هدف نیرومند ساختن روابط بین آن‌ها است. در *Structural equation model*، مدل‌های CFA دارای مسیرهای علی - که متغیرهای مکنون را با هم متصل سازد - نیست. البته می‌توان اجازه داد که متغیرهای مکنون با یکدیگر همبسته باشند و یا محدود به کواریانس صفر شوند. برای به دست آوردن خطای استاندارد پارامترهای برآورد، مدل CFA با ماتریس کواریانس مشاهده شده برازش می‌یابد. در این پژوهش و به منظور بررسی مدل مفروض از روش پیشینه‌ی احتمال، که متداول‌ترین روش برای برآورد پارامترهای بهترین برازندگی در مدل معادله‌ی ساختاری است، استفاده شد.

تجزیه و تحلیل داده‌ها در دو سطح توصیفی (فراوانی، فراوانی تراکمی، میانگین و انحراف معیار، رتبه‌ی درصدی و Cronbach's alpha) و استنباطی (آزمون همبستگی Spearman, Pearson و Guttman) و نیز تحلیل عاملی تأییدی (*Confirmatory factor analysis*) و با استفاده از نرم‌افزارهای SPSS^{۱۸} و LISREL^{۸۵} مورد تحلیل قرار گرفت. به منظور گردآوری داده‌ها از دو ابزار زیر استفاده شد:

در راستای سنجش قابلیت یادگیری سازمانی اعضای هیأت علمی و عدم وجود یک ابزار روا و پایا نیاز جدی برای تعیین روایی و پایایی این ابزار اندازه‌گیری احساس می‌شود (۲۵-۲۲)؛ چرا که هم در مطالعات تجربی و هم در مطالعات زمینه‌یابی از این مقیاس استفاده خواهد شد. اهمیت این موضوع در محیط‌های آموزشی، که یادگیری حیات و بقای سازمان را رقم می‌زند، چند برابر می‌شود. اگر چه مقیاس قابلیت یادگیری سازمانی Chiva و همکاران یک ابزار عینی است، اما مطالعات Gatignon و همکاران حاکی از آن است که همبستگی بالایی بین اندازه‌گیری‌های عینی با ادراکی وجود دارد. بدین معنا که مقیاس قابلیت یادگیری سازمانی - که یک ابزار عقیده محور و ادراکی است - می‌تواند یافته‌های قابل اعتمادی در حیطه‌ی عمل در اختیار تصمیم‌گیرندگان آموزش عالی و علوم پزشکی قرار دهد (۲۶).

با توجه به اهمیت یافته‌های مربوط به قابلیت یادگیری سازمانی در دانشگاه‌های علوم پزشکی و اهمیت فعالیت‌های نظام سلامت در نظام آموزش عالی در کشور به عنوان یک مرکز رشد افراد حرفه‌ای و متخصص در امر درمان، این پژوهش با هدف اعتباریابی مقیاس قابلیت یادگیری سازمانی در بین اعضای هیأت علمی دانشگاه علوم پزشکی اصفهان انجام شد.

روش بررسی

این پژوهش کاربردی و از نوع مطالعات روان‌سنجی بود که به صورت مقطعی و در سال تحصیلی ۹۰-۱۳۸۹ انجام گرفت. جامعه‌ی آماری پژوهش را کلیه‌ی اعضای هیأت علمی تمام وقت دانشگاه علوم پزشکی اصفهان تشکیل می‌دادند که بر اساس فرمول تعیین حجم نمونه Cohen و همکاران و به استناد مطالعه‌ی Loehlin و همکاران، ۲۲۰ نفر به صورت تصادفی ساده به عنوان نمونه انتخاب شدند (۲۲). در روند نمونه‌گیری طی مراجعات متعدد به دانشکده‌ها، استادان واجد شرایط که معیارهای لازم را برای شرکت در پژوهش دارا بودند و تمایل به همکاری داشتند، از دانشکده‌ها انتخاب و در پژوهش وارد شدند. معیار ورود اعضای هیأت علمی به این

قابليت يادگيرى سازمانى را در اسپانيا ساخته‌اند و سپس اين نسخه به انگليسى برگردان شد و مورد تأييد قرار گرفت، در وهله‌ى نخست بايد نسخه‌ى انگليسى آن كه مورد تأييد سازندگان مقياس بود، به فارسى برگردانده مى‌شد. قبل از اين كار، از صاحب امتيازان اين مقياس اجازه‌ى مکتوب گرفته شد. مقياس قابليت يادگيرى سازمانى ابتدا توسط يك متخصص زبان انگليسى، يك متخصص مديريت مسلط به زبان انگليسى و يك روان‌سنج ترجمه شد و از نظر نگارش زبان فارسى چند مرتبه وارسي شد و براى اطمينان از فهم گويه‌ها، در اختيار چند متخصص آشنا به مباحث يادگيرى سازمانى قرار گرفت تا نظرات موافق و مخالف آن‌ها نيز مورد توجه قرار گيرد. براى حذف يا کاهش خطاى احتمالى در ترجمه‌ى گويه‌ها، از يك متخصص زبان انگليسى درخواست شد تا مقياس را دوباره به زبان انگليسى برگردان نمايد. نتايج، نشان دهنده‌ى صحت عملکرد مترجمان اوليه‌ى ابزار بود. در اين مرحله، مقياس قابليت يادگيرى سازمانى در بين شركت‌كنندگان در پژوهش اجرا گرديد. اعضاى هيات علمى يا دانشكده‌هاى كه به هر دليل تمايل به همكارى نداشتند، از حوزه‌ى مطالعه خارج و به طور تصادفى با دانشكده‌ها يا استادان ديگر جايجزين شدند.

يافته‌ها

در اين پژوهش به طور كلّى ۲۲۰ نفر از اعضاى هيات علمى دانشگاه علوم پزشكى اصفهان شركت داشتند كه ميانه‌ى سنى آن‌ها $45 \pm 7/56$ (حداقل ۲۵ و حداكثر ۶۶) سال بود. $66/8$ درصد از شركت‌كنندگان مرد و $33/2$ درصد زن بودند و سابقه‌ى كار ۵ تا ۲۰ سال با ميانه‌ى انحراف معيار $7/75 \pm 15/2$ سال داشتند. در نهايت، با توجه به محدودى بودن ۹ پرسش‌نامه، ۲۱۴ پرسش‌نامه مورد تجزيه و تحليل قرار گرفت. براى پايابى سنجى از ضريب Cronbach's alpha و براى تعيين اعتبار اين مقياس، از روش اعتبار سازه با استفاده از تحليل عامل تأييدى استفاده گرديد. در راستاى معرفى جدول هنجار نيز مقادير فراوانى، فراوانى تراكمى، فراوانى زير عدد ميانه‌ى، رتبه‌ى درصدى، نمرات Z و T ارايه شد.

پرسش‌نامه‌ى جمعيت شناختى: اين ابزار پرسش‌هاى در مورد سن، آخرين مدرک تحصيلى، وضعيت تأهل، دانشكده‌ى محل خدمت، سابقه‌ى تدريس و وضعيت شغلى را شامل مى‌شد. علت اساسى طرح سؤال‌هاى همچون وضعيت شغلى و محل خدمت آن بود كه اطمينان حاصل گردد كه يك عضو هيات علمى در دو دانشكده فعاليت نمى‌كند و يا به احتمال جزئى استادان حق‌التدريس و طرح نيست. هر چند اين موضوع قبل از اينكه پرسش‌نامه در اختيار استادان قرار بگيرد، از رؤساي دانشكده‌ها و تك تك مشاركت‌كنندگان در پژوهش سؤال مى‌شد.

مقياس قابليت يادگيرى سازمانى (Organizational Learning Capability Scale): اين مقياس ۱۴ گويه و ۵ خرده مقياس داشت و توسط Chiva و همكاران تهيه و اعتباريابى شده بود (۵). به استناد سازندگان اين ابزار، سازه‌هاى درونى اين مقياس، بر گرفته از پژوهش‌ها و ابزارهاى Isaksen و همكاران (۲۷)، Amabile و همكاران (۲۸)، Pedler و همكاران (به نقل از نادى و سجاديان) (۲۲)، Templeton و همكاران (۲۴)، Hult و Ferrell (به نقل از نادى و سجاديان) (۲۲) و نيز Goh و Richards (۲۱) بود. يكي از دلایل اصلى انتخاب اين ابزار نيز همين زيربنای قوی نظری آن بود. پنج خرده مقياس اين ابزار عبارت از تجربه اندوزى (۲ گويه)، ريسک پذيرى (۲ گويه)، تعامل با محيط خارجى (۳ گويه)، گفت‌وگو (۴ گويه) و تصميم‌گيرى مشاركتى (۳ گويه) بود. طيف پاسخ‌گويى براى مقياس قابليت يادگيرى سازمانى پنج درجه‌اى ليكرت (۱: كاملاً مخالفم تا ۵: كاملاً موافقم) بود. Chiva و همكاران، Cronbach's alpha را براى خرده مقياس‌هاى تجربه اندوزى $0/78$ ، ريسک پذيرى $0/65$ ، تعامل با محيط خارجى $0/76$ ، گفت‌وگو $0/80$ و تصميم‌گيرى مشاركتى $0/78$ گزارش نمودند (۵). همبستگى بين خرده مقياس‌هاى اين ابزار را نيز $0/34$ تا $0/86$ محاسبه و روايى محتوايى و تشخيصى اين مقياس را نيز تأييد نمودند.

روش آماده سازى مقياس سنجش قابليت سازمانى استادان در دانشگاه:

با توجه به اينكه Chiva و همكاران (۵) مقياس سنجش

جدول ۲: میانگین، انحراف معیار، مقادیر f^2 ، واریانس باقی مانده و T سوبل مقیاس

| گویه‌ها | شاخص‌های آماری | میانگین | انحراف معیار | مقدار T سوبل | R | R2 | نتیجه |
|----------------|----------------|---------|--------------|----------------|------|----|-------|
| گویه‌ی اول | ۰/۹۹ | ۰/۹۹۲ | ۱۰/۸۱ | ۰/۹۸ | ۰/۹۶ | + | |
| گویه‌ی دوم | ۰/۹۱ | ۰/۰۹۸ | ۹/۲۹ | ۰/۸۲ | ۰/۶۷ | + | |
| گویه‌ی سوم | ۰/۹۱ | ۰/۲۰ | ۴/۶۵ | ۰/۸۴ | ۰/۷۱ | + | |
| گویه‌ی چهارم | ۰/۳۸ | ۰/۱۴ | ۲/۷۴ | ۰/۱۵ | ۰/۰۲ | + | |
| گویه‌ی پنجم | ۰/۴۱ | ۰/۱۳ | ۳/۲۶ | ۰/۱۷ | ۰/۰۳ | + | |
| گویه‌ی ششم | ۰/۶۶ | ۰/۱۲ | ۵/۷۰ | ۰/۴۴ | ۰/۱۹ | + | |
| گویه‌ی هفتم | ۰/۹۰ | ۰/۱۱ | ۸/۴۵ | ۰/۸۱ | ۰/۶۶ | + | |
| گویه‌ی هشتم | ۰/۸۲ | ۰/۱۰ | ۷/۸۵ | ۰/۶۷ | ۰/۴۵ | + | |
| گویه‌ی نهم | ۰/۶۲ | ۰/۱۱ | ۵/۴۴ | ۰/۳۹ | ۰/۱۵ | + | |
| گویه‌ی دهم | ۰/۸۴ | ۰/۱۰ | ۸/۲۲ | ۰/۷۱ | ۰/۵۰ | + | |
| گویه‌ی یازدهم | ۰/۸۳ | ۰/۱۰ | ۸/۰۸ | ۰/۶۹ | ۰/۴۸ | + | |
| گویه‌ی دوازدهم | ۰/۹۰ | ۰/۰۹ | ۹/۱۵ | ۰/۸۱ | ۰/۶۶ | + | |
| گویه‌ی سیزدهم | ۰/۷۸ | ۰/۱۱ | ۷/۳۳ | ۰/۶۱ | ۰/۳۷ | + | |
| گویه‌ی چهاردهم | ۰/۸۷ | ۰/۱۰ | ۸/۷۱ | ۰/۷۶ | ۰/۵۸ | + | |

جدول ۳: شاخص‌های برازندگی مدل پنج عاملی تأییدی

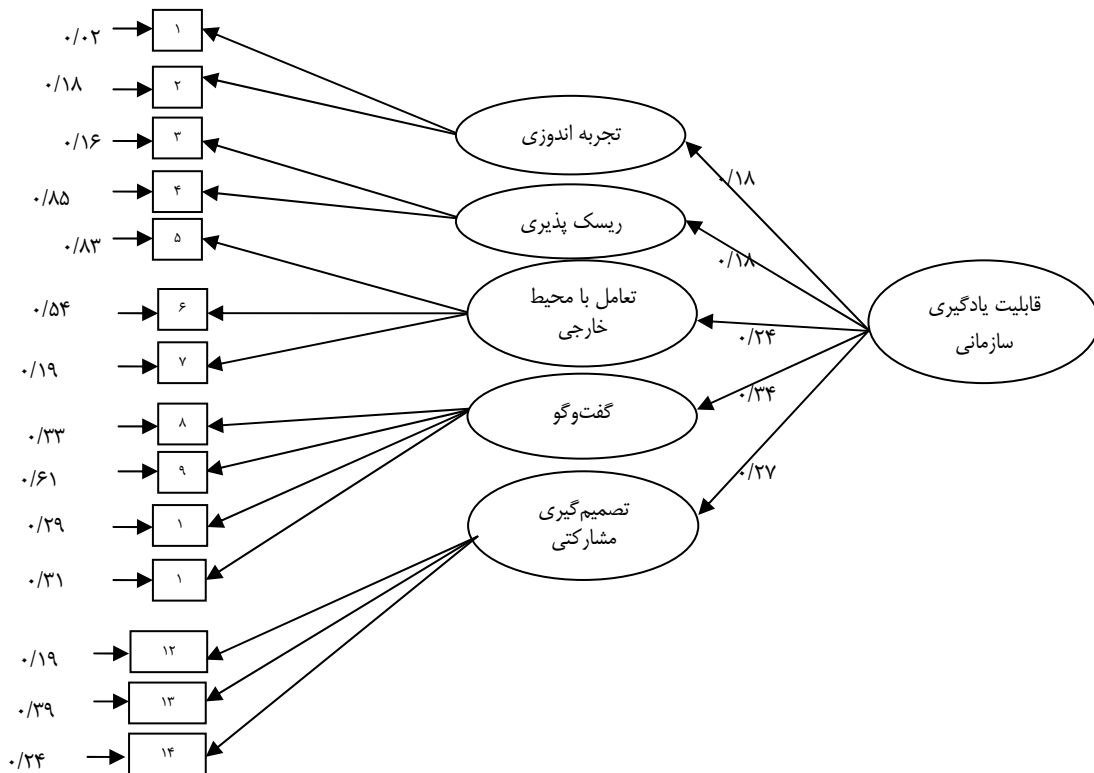
| مقادیر | شاخص‌های آماری | χ^2 | df | RMSEA | GFI | AGFI | CFI |
|--------------|----------------|----------|------|-------|------|------|-----|
| مقادیر برازش | ۲۰۲/۲۴ | ۶۷ | ۰/۰۵ | ۰/۹۷ | ۰/۹۹ | ۰/۸۹ | |

می‌دهند و کم بودن شاخص $RMSEA = ۰/۰۵$ به منزله‌ی مطلوبیت برازش مدل است (جدول ۳). از مجموع شاخص‌های برازش می‌توان دریافت که داده‌ها با مدل مفروض، هماهنگی کامل دارند و مدل مفهومی (شکل ۱) قابل تأیید است. این مدل هر پنج عامل را در بر می‌گیرد؛ گویه‌های به دست آمده برای هر عامل در جدول ۴ آمده است.

میانگین و انحراف معیار پنج عامل مقیاس قابلیت یادگیری سازمانی برای تجربه‌اندوزی $۵/۲۳ \pm ۲/۰۳$ ، ریسک‌پذیری $۵/۱۴ \pm ۲/۰۹$ ، تعامل با محیط خارجی $۷/۶۱ \pm ۲/۸۱$ ، گفت‌وگو $۱۰/۲۱ \pm ۳/۹۱$ ، تصمیم‌گیری مشارکتی $۳/۱۳ \pm ۶/۹۳$ و کل مقیاس $۳۴/۹۶ \pm ۱۱/۵۳$ به دست آمد.

یافته‌های جدول ۲ نشان می‌دهد که تمامی مسیرهای مدل بر اساس گویه‌های مقیاس معنی‌دار است و این مقادیر از $۰/۳۱$ تا $۰/۹۹$ در نوسان می‌باشد.

از مجموع آماره‌های برازش، ۵ شاخص مطلوبیت برازش به ترتیب جذر برآورد واریانس خطای تقریب (Root mean square error of approximation)، شاخص تعدیل یافته‌ی برازندگی (Adjusted goodness of fit index)، شاخص برازندگی (Goodness of Fit Index) و شاخص برازندگی تطبیقی (Comparative fit index) و χ^2 در این مدل اندازه‌گیری گردید. دو شاخص AGFI و GFI هر چقدر به یکدیگر نزدیک‌تر باشند، برازش کامل مدل را بیشتر نشان



جدول ۴: عوامل استخراج شده نهایی، محتوای گویه‌های مربوط به هر عامل و نام‌گذاری آن

| آماره | محتوای گویه | نام عامل | ضرایب Cronbach's alpha |
|-------|--|---------------------|------------------------|
| ۱ | در این سازمان وقتی کارکنان ایده‌های جدیدی ارائه می‌کنند، تشویق و حمایت می‌شوند. | تجربه اندوزی | ۰/۸۷۳ |
| ۲ | این سازمان واکنش مناسبی به طرح‌های ابتکاری نشان می‌دهد به طوری که کارکنان احساس می‌کنند به خاطر خلق ایده‌های نو تشویق شده‌اند. | | |
| ۳ | کارکنان به خاطر ریسک پذیری در این سازمان تشویق می‌شوند. | ریسک پذیری | ۰/۶۷۳ |
| ۴ | اغلب افراد این سازمان از ورود به قلمروهای ناشناخته ابایی ندارند. | | |
| ۵ | بخشی از کار کارکنان سازمان جمع‌آوری، احیا و گزارش کردن اطلاعات راجع به آن چیزی است که خارج از این سازمان اتفاق می‌افتد. | تعامل با محیط خارجی | ۰/۷۳۰ |
| ۶ | این سازمان از قواعد و مقررات نظام‌مندی برای دریافت، گردآوری و به اشتراک گذاشتن اطلاعات از خارج سازمان برخوردار است. | | |
| ۷ | کارکنان برای تعامل با محیط، رقبا، مشتریان، مؤسسات تکنولوژیک، دانشگاه‌ها و تأمین‌کنندگان تشویق می‌شوند. | گفت و گو | ۰/۸۲۲ |
| ۸ | کارکنان برای برقراری ارتباط تشویق می‌شوند. | | |
| ۹ | ارتباطات باز و گشوده‌ای در گروه کاری من وجود دارد. | تصمیم‌گیری مشارکتی | ۰/۸۶۷ |
| ۱۰ | مدیران ارتباطات را تسهیل می‌کنند. | | |
| ۱۱ | در این سازمان کار تیمی متقابل، یک رسم است. | تصمیم‌گیری مشارکتی | ۰/۸۶۷ |
| ۱۲ | در این سازمان مدیران اغلب کارکنان را در تصمیم‌های مهم درگیر می‌کنند. | | |
| ۱۳ | سیاست‌ها و خط‌مشی‌های این سازمان به طور قابل توجهی تحت تأثیر دیدگاه کارکنان است. | تصمیم‌گیری مشارکتی | ۰/۸۶۷ |
| ۱۴ | کارکنان احساس می‌کنند در تصمیم‌های اصلی سازمان درگیر شده‌اند. | | |

جدول ۵: روایی همگرایی بین عوامل مقیاس قابلیت یادگیری سازمانی

| عامل‌ها | شاخص آماری | تجربه اندوزی | ریسک پذیری | تعامل با محیط خارجی | گفت‌وگو | تصمیم‌گیری مشارکتی | کل مقیاس |
|---------------------|------------|--------------|------------|---------------------|---------|--------------------|----------|
| تجربه اندوزی | - | - | - | - | - | - | - |
| ریسک پذیری | ۰/۴۸ | - | - | - | - | - | - |
| تعامل با محیط خارجی | ۰/۵۷ | ۰/۵۴ | - | - | - | - | - |
| گفت‌وگو | ۰/۶۶ | ۰/۴۱ | ۰/۵۹ | - | - | - | - |
| تصمیم‌گیری مشارکتی | ۰/۶۹ | ۰/۴۳ | ۰/۶۴ | ۰/۷۵ | - | - | - |
| کل مقیاس | ۰/۸۲ | ۰/۶۵ | ۰/۸۱ | ۰/۸۷ | ۰/۸۹ | - | - |

جدول ۶: نمرات هنجار (نرم) قابلیت یادگیری سازمانی استادان (N = ۲۱۴)

| طبقات | شاخص‌های آماری | فراوانی مطلق | فراوانی تراکمی | فراوانی تراکمی زیر عدد میانی | رتبه‌ی درصدی | نمره‌ی Z | نمره‌ی T |
|-------|----------------|--------------|----------------|------------------------------|--------------|----------|----------|
| ۶۳-۷۰ | | ۷ | ۱۰۰ | ۲۰۷/۵ | ۹۸/۳۴ | ۲/۸۰ | ۷۸/۰۴ |
| ۵۵-۶۲ | | ۵ | ۹۶/۷ | ۲۰۱/۵ | ۹۵/۴۹ | ۲/۰۹ | ۷۰/۹۲ |
| ۴۷-۵۴ | | ۱۶ | ۹۴/۳ | ۱۹۱ | ۹۰/۵۲ | ۱/۳۸ | ۶۳/۸ |
| ۳۹-۴۶ | | ۴۱ | ۸۶/۷ | ۱۶۲/۵ | ۷۷/۰۱ | ۰/۶۶ | ۵۶/۶۸ |
| ۳۱-۳۸ | | ۶۴ | ۶۷/۳ | ۱۱۰ | ۵۲/۱۳ | -۰/۰۴ | ۴۹/۵۷ |
| ۲۳-۳۰ | | ۵۳ | ۳۷ | ۵۱/۵ | ۲۴/۴۰ | -۰/۷۵ | ۴۲/۴۵ |
| ۱۴-۲۲ | | ۲۵ | ۱۱/۸ | ۱۳/۵ | ۵/۹۲ | -۱/۴۶ | ۳۵/۳۳ |

سازمانی بوده است و تک تک گویه‌های این مقیاس نیز از مقدار استاندارد و T سوبل مکفی بر حسب دیدگاه Kenny (۲۹) برخوردار بوده است. بدین معنا که داده‌ها نیرومندی کافی جهت رواسازی مدل پنج عاملی با استفاده از روش تحلیل عاملی تأییدی را دارا بودند. در مدل حاضر، بر پایه‌ی روش پیشینه‌ی احتمال و با ۲۱ مرتبه تکرار، هم‌گرایی به دست آمد. همچنین به تعداد گویه‌های مقیاس (۱۴ گویه) معادله به دست آمد که در جدول ۱ ضریب مسیر بین گویه و متغیر مکنون (عامل‌ها)، خطای اندازه‌گیری متغیر مشاهده شده، همراه با آزمون معنی‌داری آن بر پایه‌ی مشخصه‌ی T و نیز مقدار R2 یعنی ضریب تعیین یا نسبت واریانس تعیین شده به وسیله‌ی متغیر مکنون ارائه گردید. این نتایج به لحاظ نتایج معادلات ساختاری مربوط به پنج عامل با یافته‌های پژوهش Chiva و همکاران (۵) همخوان است. به نظر می‌رسد این همخوانی

ضرایب Cronbach's alpha به صورت جداگانه برای هر یک از پنج عامل مقیاس قابلیت یادگیری سازمانی محاسبه گردید. به طوری که ملاحظه می‌شود بالاترین ضریب مربوط به خرده مقیاس تجربه اندوزی (۰/۸۷) و پایین‌ترین مقدار مربوط به خرده مقیاس ریسک‌پذیری (۰/۶۷) می‌باشد. این ضریب برای کل آزمون ۰/۹۳۴ به دست آمد (جدول ۴).

تمامی ضرایب همبستگی جدول ۵ در سطح $P < ۰/۰۵$ معنی‌دار بود. در جدول ۶ نیز نمرات خام در ۷ طبقه قرار گرفته و نمرات استاندارد و رتبه‌ی درصدی هر طبقه ارائه شده است.

بحث

اطلاعات به دست آمده از جداول ۲ و ۳ بیانگر آن بود که داده‌های گردآوری شده از اعضای هیأت علمی، دارای برازش مناسبی در تأیید مدل پنج عاملی مقیاس قابلیت یادگیری

واقع فرایند اساسی به منظور ایجاد ادراک مشترک می‌باشد که به عنوان یک سازه‌ی اجتماعی بر رشد و توسعه‌ی ادراکات مشترک تأکید می‌کند.

در دانشگاه علوم پزشکی اصفهان نیز تأکید بر ادراکات مشترک، که از ارکان اجتماعی و روابط بین فردی است، پایه‌ی یادگیری و قابلیت‌های مربوط را پدید آورده است. بدین ترتیب یادگیری یک عملکرد خود انگیزانه‌ی روزمره است که از تعامل بین استادان شکل می‌گیرد. احتمال می‌رود زمانی که اعضای هیأت علمی با گروه‌ها و قلمروهای دیگر تعامل می‌کنند، یادگیری افزایش یابد. در دانشگاه‌های علوم پزشکی و به خصوص دانشگاه علوم پزشکی اصفهان، کار تیمی و حل مسأله زیاد مورد استفاده قرار می‌گیرد و به زعم Goh و Richard با کار در تیم، دانش به اشتراک گذارده می‌شود و در بین اعضای تیم گسترش می‌یابد (۲۱). بنابراین وجود میانگین بالا در بین عوامل مقیاس قابلیت یادگیری سازمانی می‌تواند نوید شرایط قابل بهبود گسترده‌تری را در دانشگاه علوم پزشکی بدهد.

ضرایب پایایی مقیاس قابلیت یادگیری سازمانی با مشاهده‌ی آنچه در جدول ۴ آمده است، بیانگر مطلوبیت ضرایب Cronbach's alpha برای تمامی عامل‌های مقیاس و همچنین برای کل مقیاس است. همه‌ی ضرایب بالای ۰/۷ یا نزدیک به آن است که با استناد Hair (۳۳) ضرایب رضایت‌بخشی است. بنابراین می‌توان ادعان داشت که مقیاس از گویه‌هایی ساخته شده است که انسجام درونی بالایی دارند.

اطلاعات به دست آمده از جدول ۵، مؤید روایی هم‌گرا بین عوامل مقیاس قابلیت یادگیری سازمانی بود. روایی هم‌گرای یک مفهوم، نشان می‌دهد که ابزار استفاده شده همبستگی بالایی با دیگر ابزارهایی دارد که مفهوم مشابه با این مفهوم را ارزیابی می‌کنند.

تحلیل عاملی که در این پژوهش استفاده شد، برای تثبیت روایی هم‌گرا با تأیید همه‌ی گویه‌هایی بود که بر روی عوامل فرضیه‌سازی شده‌ی سازه‌ی قابلیت یادگیری سازمانی، دارای بار

علاوه بر آنکه مؤید قابلیت مقیاس در عبور از فیلترهای فرهنگی است، توان مطلوبی را نیز در راستای کاربرست در آموزش عالی و در بین اعضای هیأت علمی دارد.

در همین راستا Chiva نیز اذعان داشته است که مقیاس اندازه‌گیری قابلیت یادگیری سازمانی بیشتر برای افراد متخصص و حرفه‌ای مفید است (۳۰). اگر چه شاخص‌های برازندگی در جداول ۲ و ۳ ویژگی‌های ریاضی مدل برازش شده را در سطح مطلوب معرفی می‌کند، اما باید اذعان داشت که نمی‌توان فرایند برازش را به اشتباه تأیید مدل یا ساختار دانست؛ چرا که هیچ مدلی هرگز تأیید نمی‌شود و تنها می‌تواند رد شود یا با داده‌ها برازش نداشته باشد یا عدم تأیید آن به نتیجه نرسد (۳۱). بنابراین، برازندگی خوب مقیاس قابلیت یادگیری سازمانی به معنای قدرت رابطه نیست؛ چرا که وقتی همه‌ی متغیرهای موجود در مدل، ناهمبسته باشند، این امکان وجود دارد که مدل دارای برازندگی کامل باشد.

به علاوه، یک مدل تنها به جهت آنکه برازندگی بالا، نیرومند نیست. در واقع شاخص‌های برازندگی، مدل‌های بد را کنار گذارده‌اند، اما ثابت نمی‌کنند که مدل‌های دیگر خوب یا بد است. به زعم Cliff در مدل‌های تحلیل عاملی تأییدی که در آن‌ها ابعاد زیر بنایی پیش‌تجربی از طریق اندازه‌های مشاهده شده عملیاتی می‌گردد، نمی‌توان مطمئن بود که اندازه‌ها قادر به ارزیابی ابعاد مورد علاقه باشند (۳۲). از این رو جهت رفع این محدودیت، ضرایب مسیر، مقادیر R و شاخص‌های برازندگی به صورت هم‌زمان ارایه می‌شوند (۳۱) که در همین راستا شاخص‌های پیش‌گفت ارایه شدند و برازندگی لازم و کافی را نشان دادند.

همانطور که در جدول ۴ مشاهده شد، عامل گفت‌وگو دارای بالاترین میانگین در بین عوامل تشکیل دهنده‌ی قابلیت یادگیری سازمانی بوده است. از منظر رویکردهای اجتماعی، اهمیت گفت‌وگو و ارتباط برای یادگیری سازمانی مورد تأکید قرار گرفته است (۵). گفت‌وگو به عنوان پرسش و پاسخ جمعی پایدار در فرایندها، پیش‌فرض‌ها و حقایق تعریف شده است که تجربه‌ی روزمره را ایجاد می‌کند. گفت‌وگو در

پزشکی، توزیع و نظارت این دانش فعالیت می‌کنند، دارای قابلیت‌های یادگیری متفاوتی هستند. همچنین به دنبال آنند که با ایجاد و رشد قابلیت‌های یادگیری استادان و نیروهای آموزشی و متخصص خویش، در صحنه‌ی رقابت‌های ملی و بین‌المللی اعتبار کسب کنند. به عبارتی، در صورتی که استادان درک مثبتی از یادگیری و آموختن دارا باشند و قابلیت دریافت آموختنی‌ها را نیز دارا باشند، می‌توان به دستاوردها و برون‌دادهای چنین نظام آموزش عالی اعتماد کرد. لازمه‌ی درک چنین قابلیت‌ی، وجود ابزاری است که بتواند این قابلیت‌ها را در سطح تجربیات، خطر پذیری، محیط گفت‌وگو و تصمیم‌گیری مشارکتی مورد سنجش قرار دهد.

از انجام این پژوهش و نتایج به دست آمده می‌توان دریافت که مقیاس قابلیت یادگیری سازمانی، ابزاری مفیدی برای اعضای هیأت علمی است و آن‌ها به خوبی گویه‌های آن را درک می‌کنند و یافته‌های منتج از این ابزار نیز به تصمیم‌گیرندگان و بخش منابع انسانی دانشگاه علوم پزشکی اصفهان کمک می‌کند تا استراتژی‌ها و فرایندهای مؤثر جهت افزایش قابلیت‌های یادگیری استادان را گسترش دهند و در واقع برای آن‌ها به عنوان یک راهنما عمل خواهد کرد.

همچنین به احتمال زیاد می‌توان مقیاس اندازه‌گیری قابلیت یادگیری سازمانی را به عنوان یک ابزار تشخیصی توأم با بازخورد در راستای بالندگی سازمانی به کار برد. هر چند ممکن است مقیاس قابلیت یادگیری سازمانی به عنوان یک مکانیزم جهت تسهیل یادگیری عمل کند. علاوه بر آن، ابعاد این مقیاس اطلاعات مفیدی را برای تغییر از طریق یادگیری فراهم می‌کند و تغییرات مبتکرانه‌ی سازمانی را به عنوان یک هدف دنبال می‌نماید.

هر چند این مقیاس به منظور پاسخ‌دهی افراد در سازمان طراحی شده است، ولی نتایج آن به خصایص مناسبی برای سازمان‌ها - به طوری که Bontis و همکاران (۱۵) بحث می‌کنند- منتج می‌شود. این ابزار یک مقیاس نظرسنجی (عقیده‌سنجی) دقیق است که در موقعیت‌های محیطی استفاده می‌شود و می‌تواند به خوبی بوسیله‌ی کار افراد در آن بافت

عاملی معنی‌دار بودند. در این روش سعی شد اجرای روایی هم‌گرایی مبتنی بر تک تک گویه‌ها، بر اساس اصول Anderson و Gerbing (۳۴) انجام گیرد. دقت در تنظیم گویه‌های هر کدام از عوامل مقیاس تحت بررسی و قدرت تمیز هر کدام از عامل‌ها، با اتکا به گویه‌های مربوط، قدرت و استحکام مقیاس و همچنین اعتبار ابزار را افزایش داده است. یافته‌های جدول ۶ نیز نمرات هنجار (نرم) استادان را نشان می‌داد. این یافته در بین مطالعات داخلی و خارجی مشابه یک یافته‌ی منحصر به فرد دو سطحی است. در سطح اول، معرفی رتبه‌ی درصدی نمرات هر طبقه و در سطح دوم تبدیل نمرات خام به نمرات Z و T انجام گرفته است. بنابر آنچه Jyothibabu و همکاران (۱۱) مطرح می‌کنند، مقیاس‌های قابلیت‌سنج یادگیری سازمانی تعیین می‌کنند که آیا فرایند یادگیری سازمانی محقق شده است یا خیر. با استناد به جدول نمرات هنجار، می‌توان نمرات خام استادان را به نمرات قابل نمایش بر روی منحنی نرمال منتقل کرد و نیم‌رخ یادگیری سازمانی را در دانشگاه تعیین نمود. شاید یکی از دلایل اصلی وجود برنامه‌های آموزشی مشخص در سازمان‌های آموزش عالی در کشورهای توسعه یافته، تشخیص دقیق نقاط قوت و ضعف دانشگاه در حوزه‌ی یادگیری استادان و بخش‌های مختلف آن به واسطه‌ی چنین ابزارهایی باشد.

به علاوه، با استفاده از جدول نرم نمرات اعضای هیأت علمی (جدول ۶) می‌توان به استادان و دانشکده‌ها اعلام کرد که از چند درصد افراد یا دانشکده‌های دیگر پایین‌تر یا بالاتر هستند و به دنبال تعیین قابلیت یادگیری دانشکده‌ها می‌توان علل ضعف‌های احتمالی را آسیب‌شناسی نمود. این یافته تنها در این پژوهش به دست آمد و در هیچ کدام از مطالعات داخلی یا خارجی مشابه، در ارتباط با ابزارهای قابلیت‌سنج یادگیری سازمانی و آن هم در دانشگاه، چنین یافته‌ای برای مقایسه به دست نیامد.

نتیجه‌گیری

دانشگاه‌های علوم پزشکی که به عنوان مرکز تولید دانش

پيشنهادها

۱. با توجه به يافته‌هاى مربوط به پايابى مقياس قابليت‌هاى يادگيرى سازمانى، لازم است در پژوهش‌هاى كه توان آمارى بالا در مطالعه اهميت دارد، از اين ابزار استفاده گردد.
۲. با اجراى اين مقياس دانشگاه‌هاى علوم پزشكى قادر خواهند بود به مؤلفه‌هاى ناتوانى و ضعف خويش در رابطه با يادگيرى در بين اعضاى هيات علمى پى ببرند؛ در عين حال مى‌توانند با استناد به نتايج جهت مرتفع كردن ضعف‌ها، نمرات پايين در خرده مقياس‌هاى يادگيرى سازمانى را سرفصل دوره‌هاى آموزشى خود قرار دهند.
۳. به مسؤولين دانشگاه‌هاى علوم پزشكى پيشنهاد مى‌گردد كه در زمان كاربرد اين ابزار و تعيين وضعيت دانشكده‌ها از جدول نمرات هنجار استفاده نمايند و به ميانگين و نمرات خام اكتفا نكنند، هر چند مى‌توانند از نمرات استاندارد شده به عنوان يكي از ملاك‌هاى موفقيت دانشكده‌ها و دانشگاه‌ها استفاده نمايند.

ارزيابى شود. به علاوه مطالعات قبلى نشان مى‌دهد كه همبستگى بالايى بين اندازه‌گيرى‌هاى ادراكى با اندازه‌گيرى‌هاى عينى وجود دارد (۲۶). بنا بر اين يافته‌هاى حاصل از چنين مقياسى به سادگى در دانشگاه قابل استفاده خواهد بود و حتى مى‌توان اين مقياس را به روى كاركنان غير آموزشى دانشگاه نيز اعتباريابى نمود و دانشگاه را آماده‌ى تبديل شدن به يك سازمان يادگيرنده كرد. اگر چه اين مقياس از پارامترهاى كمى مناسبى در خصوص تاثير روايى و پايابى برخوردار بود، ولى توصيه مى‌شود تا در زمان استفاده از اين مقياس در سازمان‌ها يا دانشگاه‌هاى ديگر به ويژه دانشگاه‌هاى غير علوم پزشكى، جانب احتياط رعايت شود و اين ملاحظات در زمان استفاده از جدول هنجار بيشتر در نظر گرفته شود. همچنين به عنوان يك محدوديت لازم است در پژوهش‌هاى آتى محققين روايى هم‌زمان اين مقياس را نيز بررسى نمايند.

References

1. Reece PD. Universities as learning organization: how can Australian universities become learning organization [PhD Thesis]. Perth: Murdoch University; 2004.
2. Nadi MA, Moshfeghy N, Yarmohammadian MH. The Relationship between Job-related learning and Job-demand for learning with need for achievement among Nurses of Isfahan educational hospitals: Structural equation modeling approach. Journal of Health Administration 2011; 4(45): 55-64. [In Persian].
3. Hult GT, Hurlley RF, Giunipero LC, Nichols EL. Organizational learning in global purchasing: a model and test of internal users and corporate buyers. Decision Sciences 2000; 31(2): 293-325.
4. Fauske JR, Raybould R. Organizational learning theory in schools. J Educational Administration 2005; 43(1): 22-40.
5. Chiva R, Alegre J, Lapiedra R. Measuring organizational learning capability among the workforce. International Journal of Manpower 2007; 28(3/4): 224-42.
6. Lopez SP, Peon JM, Vazquez Orda's CJ. Organizational learning as a determining factor in business performance. Learning Organization 2005; 12(3): 227-45.
7. Chen G. An organizational learning model based on western and Chinese management thoughts and practices. Management Decision 2005; 43(4): 479-500.
8. Limpibunterng T, Johri LM. Complementary role of organizational learning capability in new service development (NSD) process. Learning Organization 2009; 16(4): 325-48.
9. Jerezgomez P, Cespedeslорente J, Vallecabrera R. Organizational learning capability: a proposal of measurement. Journal of Business Research 2005; 58(6): 715-25.
10. DeVellis RF. Scale Development: Theory and Applications. 2nd ed. New York: Sage Publications; 2003.
11. Jyothibabu C, Farooq A, Pradhan BB. An integrated scale for measuring an organizational learning system. The Learning Organization 2010; 17(4): 303-27.
12. Barrette J, Lemyre L, Cornei W, Beauregard N. Organizational learning among senior public-service executives: An empirical investigation of culture, decisional latitude and supportive communication. Canadian Public Administration 2007; 50(3): 333-54.

13. Kontoghiorghes C, Awbre SM, Feurig PL. Examining the relationship between learning organization characteristics and change adaptation, innovation, and organizational performance. *Human Resource Development Quarterly* 2005; 16(2): 185-212.
14. Dibella AJ, Nevis EC, Gould JM. Understanding Organizational Learning Capability. *Journal of Management Studies* 1996; 33(3): 361-79.
15. Bontis N, Crossan MM, Hulland J. Managing an Organizational Learning System by Aligning Stocks and Flows. *Journal of Management Studies* 2002; 39(4): 437-69.
16. Tippins MJ, Sohi RS. IT competency and firm performance: is organizational learning a missing link? *Strategic Management Journal* 2003; 24(8): 745-61.
17. Lim LK, Laosirihongthong T, Chan CC. A Case Study of Learning in A Thai Manufacturing Organization. *J Applied Business Research* 2006; 22(2): 49-60.
18. Bapuji H, Crossan M. From raising questions to providing answers: Reviewing organizational learning research. *Management Learning* 1972; 35(4): 397-417.
19. Crossan MM, Bapuji HB. Examining the link between knowledge management, organizational learning and performance. *Proceedings of the 5th International Conference on Organizational Learning and Knowledge*, 2003 30 May- 2 Jun; Lancaster, UK; 2003.
20. Sun H, Ho K, Ni W. The empirical relationship among Organizational Learning, Continuous Improvement and Performance Improvement. *International Journal of Learning and Change* 2008; 3(1): 110-24.
21. Goh S, Richards G. Benchmarking the learning capability of organizations. *European Management Journal* 1997; 15(5): 575-83.
22. Nadi MA, Sajadian I. The Factor structure, Validity, Reliability and Standardization of learning organization dimension Scale (LODS) IN University. *Iranian Journal of Medical Education*- 2011; 11(2): 174-83. [In Persian].
23. Marsick VJ, Watkins KE. Demonstrating the Value of an Organization's Learning Culture: The Dimensions of the Learning Organization Questionnaire. *Advances in Developing Human Resources* 2003; 5(2): 132-51.
24. Templeton GF, Lewis BR, Snyder CA. Development of a Measure for the Organizational Learning Construct. *Journal of Management Information Systems* 2002; 19(2): 175-218.
25. Easterby-Smith M, Crossan M, Nicolini D. Organizational Learning: Debates Past, Present And Future. *Journal of Management Studies* 2000; 37(6): 783-96.
26. Gatignon H, Tushman ML, Smith W, Anderson P. A Structural Approach to Assessing Innovation: Construct Development of Innovation Locus, Type, and Characteristics. *Management Science* 2002; 48(9): 1103-22.
27. Isaksen SG, Lauer KJ, Ekvall G. Situational Outlook Questionnaire: A measure of the climate for creativity and change. *Psychological Reports* 1999; 85(2): 665-74.
28. Amabile T, Conti R, Coon H, Lazenby J, Herron M. Assessing the work environment for creativity. *Academy of Management J* 1996; 39(5): 1154-84.
29. Kenny DA. *Measuring model fit*. New York: Wiley; 2001
30. Chiva R. The facilitating factors for organizational learning in the ceramic sector. *Human Resource Development International* 2004; 7(2): 233-49
31. Hooman HA. *Structural equation modeling with lisrel application*. Tehran: Samt Publication; 2005.
32. Cliff N. *Analyzing multivariate data*. New York: Harcourt Brace Jovanovich; 1987.
33. Hair JF. *Multivariate Data Analysis*. New York: Prentice Hall; 1998.
34. Anderson JC, Gerbing DW. Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin* 1988; 103(3): 411-3..

Reliability, Validity, and Fitness for Purpose of the Organizational Learning Capability Model among the Faculty Members of Isfahan University of Medical Sciences, Iran*

Mohammad Ali Nadi, PhD¹; Mohammad Hossein Yarmohammadian, PhD²

Abstract

Introduction: The concept of organizational learning capability (OLC) emphasizes the importance of facilitating factors for organizational learning or the organizational propensity to learn. Consequently, measures of OLC have traditionally determined their dimensions or facilitating factors based on the literature. The purpose of this study was to validate and evaluate the factorial construction of OLC among the faculty members of Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran.

Methods: This was an applied, psychometric, cross-sectional research during the educational year of 2010-2011. The study sample consisted of 220 randomly selected faculty members of Isfahan University of Medical Sciences. Data was collected by the OLC scale developed by Chiva et al. in 2007. The collected data was analyzed by descriptive and inferential statistics using SPSS₁₈. Confirmatory factor analysis was also conducted in LISREL_{8.5}.

Results: The model had an acceptable fitting for purpose based on GFI, AGFI, RMSEA, and CFI indices. All the estimated parameters had statistically significant effects on their related factors. The model enjoyed an appropriate level of reliability (total reliability = 0.93). The convergent validity between factors of the scale was confirmed by using correlation coefficients (0.41 to 0.75). In addition, table of norms (Z and T) provided crude and ranking scores.

Conclusion: The confirmed measurement scale for organizational learning capability could be implemented as an audit tool. Thus, presidents, deans and managers of departments could unveil weak and strong organizational learning issues. Such a process would finally lead to improved performance of the university.

Keywords: Organizational Learning; Universities; Faculty.

Type of article: Original article

Received: 9 Jul, 2011

Accepted: 16 Nov, 2011

Citation: Nadi MA, Yarmohammadian MH. **Reliability, Validity, Fitness for Purpose of the Organizational Learning Capability Model among the Faculty Members of Isfahan University of Medical Sciences, Iran.** Health Information Management 2012; 8(8): 1085.

* This article was derived from a research project supported by Islamic Azad University, Khorasgan Branch, Isfahan, Iran.

1. Assistant Professor, Educational Administration, Islamic Azad University, Khorasgan Branch, Isfahan, Iran.

2. Associate Professor, Educational Planning, Health Management and Economic Research Center, Isfahan University of Medical Sciences, Isfahan, Iran. (Corresponding Author) Email: yarmohammadian@mng.mui.ac.ir