



Revista Mexicana de Psicología
ISSN: 0185-6073
revista@psicologia.org.mx
Sociedad Mexicana de Psicología A.C.
México

Salessi, Solana; Omar, Alicia
Cuestionario de implicación en el trabajo: Propiedades psicométricas de su adaptación en Argentina
Revista Mexicana de Psicología, vol. 35, núm. 2, 2018, Julio-Diciembre, pp. 179-192
Sociedad Mexicana de Psicología A.C.
México

Disponible en: <https://www.redalyc.org/articulo.oa?id=243059346007>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org



Sistema de Información Científica Redalyc
Red de Revistas Científicas de América Latina y el Caribe, España y Portugal
Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso
abierto

CUESTIONARIO DE IMPLICACIÓN EN EL TRABAJO: PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE SU ADAPTACIÓN EN ARGENTINA

JOB INVOLVEMENT QUESTIONNAIRE: PSYCHOMETRIC PROPERTIES OF ITS ADAPTATION IN ARGENTINA

SOLANA SALESSI Y ALICIA OMAR

Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas, Instituto de Investigaciones de la Facultad de Humanidades y Artes, Universidad Nacional de Rosario, Argentina

Citación: Salessi, S., & Omar, A. (2018). Cuestionario de implicación en el trabajo: Propiedades psicométricas de su adaptación en Argentina. *Revista Mexicana de Psicología*, 35(2), 179-192.

Resumen: La implicación en el trabajo constituye un estado cognitivo de identificación psicológica con el trabajo actual. Se considera a la escala desarrollada por Kanungo una herramienta idónea para su medición. No obstante, a la fecha no se dispone de adaptaciones para poblaciones hispanoparlantes. El objetivo de este estudio fue validar el Cuestionario de implicación en el trabajo de Kanungo en Argentina. Se empleó un diseño empírico-instrumental transversal sobre una muestra por disponibilidad (461 trabajadores, 66 % mujeres, $M_{\text{edad}} = 34$ años, $DT_{\text{edad}} = 12$). Los principales resultados indican el ajuste de un modelo unifactorial con 9 variables observables, invariante según sexo, confiable y con adecuada validez convergente-discriminante. Se encontraron correlaciones positivas con comportamientos proactivos, pasión por el trabajo y satisfacción laboral. La evidencia obtenida indica que la versión argentina del instrumento es válida y fiable.

Palabras clave: validez estadística, análisis factorial, actitudes, trabajadores, ocupación.

Abstract: Job involvement is a cognitive state of psychological identification with the current job. Kanungo's scale is considered a suitable tool for its measurement. However, to date there are no adaptations available for Spanish-speaking populations. The aim of this study was to validate the Kanungo's Job Involvement Questionnaire in Argentina. An empirical-instrumental, cross-sectional design was used on a convenience sample (461 workers, 66 % women, $M_{\text{age}} = 34$ years, $SD_{\text{age}} = 12$). Main results showed the fit of a one-factor model with 9 observable variables, invariant across sex, reliable and with adequate convergent-discriminant validity. Positive correlations with proactive behaviors, work passion and job satisfaction were found. Evidence suggests that the Argentinian version is valid and reliable.

Keywords: statistical validity, factor analysis, attitudes, workers, occupation.

El trabajo es un dominio fundamental en la vida de las personas. Además de ser la actividad productiva por excelencia y el principal organizador de la cotidianeidad, constituye un ámbito primordial de realización personal y desarrollo

de la personalidad (Hulin, 2014). Dada su centralidad en la vida de las personas, las experiencias laborales son objeto de análisis y valoración permanente. Cuando el resultado de dicha evaluación es favorable se generan las condiciones

Solana Salessi pertenece también a la Pontificia Universidad Católica Argentina, Facultad de Derecho y Ciencias Sociales del Rosario, Argentina, y al Departamento de Cultura, Educación y Conocimiento, Universidad Nacional de Rafaela, Argentina.

El artículo es parte de la beca postdoctoral otorgada a la primera autora bajo la dirección de la segunda por el Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas.

Dirigir correspondencia a: Solana Salessi. Facultad de Derecho y Ciencias Sociales del Rosario, Pontificia Universidad Católica Argentina, Av. Pellegrini 3314 (2000) Rosario, Santa Fe, Argentina. Correo electrónico: solanasalessi@uca.edu.ar

para la emergencia de actitudes y comportamientos positivos, entre los cuales la implicación en el trabajo (del inglés *job involvement*) constituye uno de los más trascendentes.

Si bien los primeros estudios sistemáticos sobre el constructo se remontan a la última mitad del siglo xx (S. P. Brown, 1996; Kanungo, 1982; Lodahl y Kejner, 1965; Saleh y Hosek, 1976), en los últimos años la investigación en la temática recobró un fuerte impulso. Este renovado interés quizás se encuentre promovido por las numerosas evidencias que señalan que la implicación conlleva beneficios, tanto para las organizaciones como para los propios trabajadores. En este sentido, contar con empleados consustanciados con sus trabajos supone para las organizaciones disponer de miembros emocionalmente más comprometidos, dedicados, perseverantes, dispuestos a realizar esfuerzos extraordinarios para alcanzar los objetivos y para incrementar su desempeño (Johari y Yahya, 2016; Mallin, Ragland y Finkle, 2014; Scrima, Lorito y Di Maria, 2012; Scrima, Lorito, Parry y Falgaes, 2014). Para los empleados, en tanto, la implicación en el trabajo conduce a mayores niveles de bienestar subjetivo, satisfacción laboral, satisfacción con la vida y enriquecimiento entre las esferas del trabajo y la familia (Bayraktar, Araci, Karacay y Calisir, 2017; Bholane, 2016; Cheng, 2014).

Desde sus orígenes la investigación sobre implicación estuvo atravesada por cierta ambigüedad conceptual, tal como lo reflejan las diversas connotaciones otorgadas al constructo. En este sentido, la revisión de literatura (S. P. Brown, 1996; Saleh y Hosek, 1976) permite identificar cuatro perspectivas diferentes. Por un lado, su equiparación al concepto de participación, lo que reducía así a la implicación a la sensación de que está haciendo una contribución importante al éxito de la organización y satisfaciendo necesidades de autorrealización, prestigio y autonomía. Por otro lado, su comprensión en términos del lugar prominente que el trabajo ocupa en la vida. En tercer lugar, su concepción como el grado de importancia que el desempeño laboral tiene para el autoconcepto y la autoestima del sujeto. Finalmente, su definición en los términos de un estado cognitivo de identificación con el trabajo realizado.

De estas cuatro perspectivas, sólo las dos últimas se mantienen vigentes en la investigación contemporánea, siendo la última, en particular, el marco conceptual más predominante (Salessi y Omar, en prensa a). El principal exponente de esta orientación es Kanungo (1982); autor que es sindicado por la literatura (S. P. Brown, 1996; Paullay, Alliger y Stone-Romero, 1994; Ramsey, Lassk y Marshall, 1995) como el primero en objetar el exceso de

significaciones otorgadas a la implicación y ofrecer una conceptualización superadora.

En este sentido, Kanungo (1982) enfatiza fuertemente en su definición la dimensión cognitiva de la implicación, antes que los aspectos afectivos preponderantes en la concepción de Lodahl y Kejner (1965). Concretamente, se entiende la implicación como una creencia determinada situacionalmente, basada en la percepción del potencial que tiene el trabajo actual para satisfacer las necesidades materiales y psicológicas más salientes del individuo. Conceptualizada en esos términos, la implicación en el trabajo se diferencia claramente de otros constructos con los que los estudios pioneros la equipararon, al punto de utilizarlos erróneamente como términos intercambiables. Tal es el caso, por ejemplo, de la centralidad del trabajo. Bajo esta denominación se hace referencia a una subdimensión de la ética del trabajo (Meriac, Poling y Woehr, 2009), relativa al grado de importancia atribuido al trabajo en comparación con otras esferas de la vida, tales como la familia, el ocio, la religión y la comunidad. La centralidad viene determinada, principalmente, por las funciones psicosociales que el trabajo desempeña para los individuos, grupos y sociedades en cada momento histórico. Se trata de una orientación relativamente estable, resistente a los cambios eventuales en la naturaleza del trabajo realizado, conformada a partir de la introyección en el *self* de valores tempranamente adquiridos durante los procesos de socialización. En comparación con la implicación, donde el énfasis recae en un trabajo específico, la centralidad acentúa el valor del trabajo en general. De aquí que, mientras la centralidad constituye una creencia normativa culturalmente determinada sobre la importancia del trabajo, la implicación es una creencia descriptiva basada en la capacidad de un trabajo en particular (el actual) para satisfacer las necesidades más importantes del individuo. Para ilustrar la distinción entre ambos conceptos Kanungo introdujo el constructo *work involvement*; concepto que fue recogido en la literatura en español bajo la denominación de *implicación hacia el trabajo* (González y De Elena, 1999; López-Araújo, Osca-Segovia y Rodríguez Muñoz, 2008).

Como corolario de la ambigüedad conceptual, la investigación preliminar sobre la temática también se caracterizó por la proliferación indiscriminada de escalas y cuestionarios para medir el constructo. Entre éstos, la escala diseñada por Lodahl y Kejner (1965) ha sido, tradicionalmente, el instrumento predilecto para los estudios de la implicación en el trabajo. No obstante, su popularidad no tardó en ser cuestionada por una serie de críticas que pusieron en jaque su validez. En este sentido,

diversos autores (S. P. Brown, 1996; Kanungo, 1982; Paterson y O'Driscoll, 1990; Paullay et al., 1994; Ramsey et al., 1995; Reeve y Smith, 2001) subrayaron que en dicho instrumento subyacen tres errores fundamentales. Por un lado, la concepción de la implicación como un estado emocional y cognitivo al mismo tiempo. Por otro lado, su operacionalización mediante indicadores que resultan más pertinentes para la motivación intrínseca. Finalmente, la equiparación de los conceptos de implicación en el trabajo e implicación hacia el trabajo. Sumado a eso, diversas voces (Blau, 1985; Ramsey et al., 1995) se alzaron cuestionando la supuesta dimensionalidad del constructo. En efecto, aun cuando Lodahl y Kejner concluyeron que la implicación es un constructo compuesto, al menos, por tres dimensiones, nunca se pronunciaron de modo directo respecto a cuáles son ellas, ni respecto a qué ítems las componen. Además, los análisis realizados por los propios autores sobre diversas muestras de trabajadores, como así también por estudios posteriores (Cummings y Bigelow, 1976; Lawler y Hall, 1970), arribaron a resultados diferentes, lo que demostró la inestabilidad de la estructura factorial de este instrumento.

Frente a este panorama, Kanungo (1982) desarrolló un nuevo instrumento de medida: el Cuestionario de implicación en el trabajo. La validación inicial se realizó sobre una muestra de 900 trabajadores canadienses (57 % varones; edad media: 28 años; antigüedad laboral media: 5 años); miembros de diversas industrias y organizaciones públicas y privadas. El conjunto preliminar de ítems se elaboró a partir de medidas preexistentes de implicación y alienación laboral (Clark, 1959; Lodahl y Kejner, 1965; Saleh y Hosek, 1976). Los análisis factoriales ejecutados condujeron a conservar una solución unifactorial conformada por 10 ítems, la que mostró elevada consistencia interna y confiabilidad *test-retest* ($\alpha = .82$; $r = .86$).

La evidencia empírica demuestra que el Cuestionario de implicación en el trabajo de Kanungo (1982) constituye una herramienta idónea para evaluar el constructo. Su principal valor añadido frente a otros instrumentos para medir el constructo quizás sea el hecho de constituir una operacionalización "pura" de la implicación como identificación psicológica. De este modo, logra sortear los problemas de validez (principalmente de contenido) que varios autores les adjudicaron a las escalas preexistentes (Blau, 1985; Paterson y O'Driscoll, 1990; Paullay et al., 1994; Reeve y Smith, 2001). Su probada validez y confiabilidad la han posicionado como el instrumento más utilizado por la investigación empírica de la última década (Salessi y Omar, en prensa a). No obstante, si bien esta herramienta ha sido

adaptada a otros contextos culturales tales como, por ejemplo, Finlandia (Feldt, Hyvönen, Oja-Lipasti, Kinnunen y Salmela-Aro, 2012), Italia (Pierro, Lombardo, Fabbri y Di Spirito, 1995), Taiwán (Huang, Ahlstrom, Lee, Chen y Hsieh, 2016), India (Akhtar, Nadir y Nadir, 2016) y Emiratos Árabes (Sheikh, Newman y Al Azzeh, 2013), hasta el momento no se cuenta con una versión idónea para Argentina. De la revisión de literatura específica se desprenden algunos estudios pioneros (González y De Elena, 1998, 1999; González Fernández y de Elena y Peña, 1993) centrados en validar para el contexto español la escala de Lodahl y Kejner (1965). No obstante, a la fecha no se identifican estudios de naturaleza empírico-instrumental que hayan adaptado el cuestionario de Kanungo a poblaciones hispanoparlantes. Con miras a cubrir este vacío el presente estudio se propuso: (a) adaptar y validar el Cuestionario de implicación en el trabajo de Kanungo para su empleo en el ámbito laboral argentino, y (b) analizar las propiedades psicométricas del instrumento.

MÉTODO

Diseño

El presente estudio se inscribe en la categoría de investigaciones instrumentales (Ato, López y Benavente, 2013). Su ejecución se llevó a cabo de acuerdo con los lineamientos éticos establecidos por la Asociación Americana de Psicología y las recomendaciones del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (Argentina) para las investigaciones en las ciencias sociales y humanas (Resolución D No. 2857, 2006).

Participantes

Para la conformación de la muestra se apeló a un muestreo no probabilístico por disponibilidad u oportunidad. Las unidades muestrales (organizaciones) se seleccionaron en función de su accesibilidad y disposición, procurando que organizaciones de diversos rubros (industria, comercio, servicios, salud y educación), tipos de gestión (privadas y públicas) y niveles de complejidad (pequeña: hasta 30 trabajadores; mediana: entre 31 y 100 trabajadores; grande: más de 100 trabajadores) formaran parte de la muestra. Los criterios de elegibilidad de los participantes, en tanto, fueron los siguientes: (a) que tuvieran 18 años o más; (b) que declararan nivel educativo primario o superior; y (c) que

trabajaran en relación de dependencia o bajo contrato de duración determinada o indeterminada. Sólo se seleccionaron aquellas organizaciones y personas que aceptaron participar voluntariamente de la investigación.

Se conformó inicialmente una muestra de 515 participantes, de los cuales se decidió descartar 36 casos. Los motivos que justificaron su exclusión fueron que cinco de ellos no estaban físicamente completos, faltándole páginas al cuadernillo; nueve mostraron estereotipia en la respuesta a los diversos ítems, y los restantes 22 no presentaban información en todos sus campos. En algunos casos se había omitido firmar el consentimiento informado; en otros faltaba la información sociodemográfica del participante, y en otros no se había respondido en su totalidad el cuestionario. La inspección de estos últimos protocolos indicó que, a excepción de cinco casos donde las respuestas faltantes se concentraron en la escala de pasión obsesiva, en los restantes se registraron en diversos ítems, no identificándose una tendencia o patrón determinado. Los protocolos descartados pertenecieron, en mayor medida, a trabajadores del rubro comercio y servicios y a organizaciones del sector privado localizadas en el aglomerado Gran Rosario.

Tras el descarte de los protocolos incompletos la muestra quedó, entonces, conformada por 479 trabajadores (65.13 % mujeres y 34.87 % varones). El promedio de edad fue de 34.42 años ($DT = 11.94$). La antigüedad laboral media fue de 9.18 años ($DT = 9.21$). El 87.33 % de la muestra tenía estudios superiores terciarios y/o universitarios. El 72.56 % de los trabajadores tenía un trabajo efectivo, en tanto que el 28.41 % un contrato de duración limitada. En promedio, los empleados trabajaban 42 horas por semana ($DT = 6.50$). El 76.73 % trabajaba en el sector privado. El 98.57 % de las organizaciones que participaron del estudio pertenecían a las categorías de pequeña y mediana. La distribución por rubros de actividad fue la siguiente: 32.25 % industria (metalmecánicas y alimenticias), 30.50 % comercio y servicios (hotelería y turismo, actividad financiera, telecomunicaciones, inmobiliarias, servicios jurídicos y comercios al por menor), 25.32 % salud (sanatorios, hospitales, dispensarios y centros de atención primaria), 11.93 % educación, investigación y desarrollo (escuelas, institutos y universidades).

Procedimiento

Siguiendo las sugerencias de Muñiz, Elosua y Hambleton (2013), se analizó la validez de contenido, la equivalencia semántica y la equivalencia operacional entre el instrumen-

to original y su versión adaptada. Para establecer la primera se efectuaron tareas de revisión bibliográfica y consultas con tres expertos en psicología del trabajo y las organizaciones. De particular relevancia en esta etapa fueron los estudios de Brooke, Russell y Price (1988), Mathieu y Farr (1991), Hallberg y Schaufeli (2006) y Scrima et al. (2012, 2014). A partir de los resultados de tales investigaciones y de la opinión de los especialistas consultados pudo establecerse, en primer lugar, que el constructo implicación era empírica y conceptualmente distinguible a otros conceptos tales como implicación hacia el trabajo, compromiso, *engagement*, satisfacción laboral y pasión por el trabajo. En segundo lugar, que el significado del constructo *implicación en el trabajo* era equivalente en la cultura en la que el instrumento fue desarrollado y en la cultura donde el mismo sería aplicado.

Establecida la validez de contenido, el siguiente paso consistió en la traducción de los ítems. Para esto, se siguió un procedimiento iterativo de traducción y retraducción, de acuerdo con el cual: (1) dos traductores profesionales tradujeron los ítems desde su idioma original (inglés) al idioma de la población objetivo (español argentino) atendiendo a aspectos lingüísticos y culturales; (2) otros dos profesionales bilingües retradujeron los ítems desde el español al inglés, y (3) dos nuevos traductores científicos compararon "a ciegas" las dos formas del instrumento. Sobre la base del juicio experto de tales profesionales se comprobó la equivalencia semántica vinculada tanto a la concordancia entre el ítem original y su traducción, como a la articulación de ideas entre el ítem original y su retraducción.

Con miras a determinar la equivalencia operacional, se aplicó la versión preliminar a una muestra por disponibilidad de 42 estudiantes de un postgrado en administración de empresas quienes, además, trabajaban en diversas organizaciones (55.41 % varones; edad media: 34.76 años, $DT = 7.64$; antigüedad laboral media: 5.34 años, $DT = 3.24$). Se explicitó la naturaleza y objetivos del estudio, y se solicitó la colaboración voluntaria de los alumnos. Al finalizar, se habilitó un espacio para que pudieran opinar sobre el instrumento. Los participantes del estudio piloto señalaron que las instrucciones para realizar la tarea estaban claramente redactadas, que no tuvieron inconvenientes para comprender el contenido de los ítems, y que la escala tipo Likert utilizada para responder no generaba dificultades.

La recolección propiamente dicha de los datos se llevó a cabo en el seno de las organizaciones que aceptaron participar de la investigación, en días y horarios previamente pautados con las autoridades, y en los lugares físicos que

las mismas dispusieron a tal efecto. La participación de los trabajadores fue voluntaria, anónima y confidencial. No se brindaron incentivos de ningún tipo. La administración de las técnicas estuvo a cargo de personal entrenado a tal efecto. El tiempo aproximado para completar el cuestionario fue de 20 minutos.

Instrumentos

Los participantes completaron de manera individual un cuadernillo que contenía en su primera hoja el objetivo del estudio y las instrucciones para responder, en la segunda hoja el formulario de consentimiento informado y en las restantes páginas los ítems correspondientes a los instrumentos que a continuación se describen. Tales ítems fueron aleatoriamente distribuidos.

Implicación en el trabajo. Fue medida mediante la traducción al español del Cuestionario de implicación en el trabajo desarrollado por Kanungo (1982). El instrumento está integrado por 10 ítems (p.ej.: “mi trabajo ocupa un lugar irremplazable en mi vida”) valorados sobre una escala tipo Likert de cinco puntos (1 = *totalmente en desacuerdo*; 5 = *totalmente de acuerdo*). En su versión original el instrumento presentó adecuados índices de consistencia interna ($\alpha = .82$) y confiabilidad *test-retest* ($r = .86$).

Comportamientos proactivos. El constructo fue evaluado utilizando la adaptación argentina (Salessi y Omar, 2018) de la escala Focos del comportamiento proactivo de Belschak y Den Hartog (2010). El instrumento está integrado por 11 ítems presentados en formato Likert de cinco puntos (1 = *totalmente en desacuerdo*; 5 = *totalmente de acuerdo*). Los reactivos se distribuyen a lo largo de tres subescalas denominadas: (a) comportamientos proactivos orientados a la organización (tres ítems; p.ej.: “sugiero ideas frente a los problemas que afronta mi organización”; $\alpha = .80$); (b) comportamientos proactivos orientados a los demás (cuatro ítems; p.ej.: “ayudo a mis compañeros para que desarrollen e implementen nuevas ideas”; $\alpha = .82$), y (c) comportamientos proactivos orientados a uno mismo (cuatro ítems; p.ej.: “encuentro nuevas maneras de realizar mis tareas y ser más efectivo”; $\alpha = .81$). El análisis factorial confirmatorio (AFC) ejecutado indicó que los datos se ajustan apropiadamente a un modelo trifactorial oblicuo integrado por 10 variables observables ($SB\chi^2 / gl = 1.79$; GFI = .95; CFI = .94; RMSEA = .03, IC 95 % [.02, .05]).

Satisfacción laboral. Fue medida mediante la adaptación argentina (Salessi y Omar, 2016) de la Escala de satisfacción laboral genérica de Macdonald y MacIntyre (1997).

El instrumento está integrado por siete ítems (p.ej.: “en mi trabajo puedo aplicar todas mis capacidades y habilidades”; $\alpha = .87$) valorados sobre una escala tipo Likert de cinco puntos (1 = *totalmente en desacuerdo*; 5 = *totalmente de acuerdo*). El AFC ejecutado indicó que los datos se ajustan apropiadamente a un modelo unifactorial integrado por siete variables observables ($SB\chi^2 / gl = 1.12$; GFI = .93; CFI = .94; RMSEA = .03, IC 95 % [.02, .04]).

Pasión por el trabajo. Fue evaluada mediante la adaptación argentina (Salessi y Omar, en prensa b) de la Escala de pasión desarrollada por Vallerand et al. (2003). El instrumento se encuentra integrado por 14 ítems con formato Likert de cinco puntos (1 = *totalmente en desacuerdo*; 5 = *totalmente de acuerdo*) distribuidos proporcionalmente entre las subescalas de pasión armónica (p.ej.: “las cosas que aprendo en este trabajo hacen que lo valore más todavía”; $\alpha = .79$) y pasión obsesiva (p.ej.: “el impulso es tan fuerte que no puedo dejar de hacer este trabajo”; $\alpha = .80$). El AFC ejecutado indicó que los datos se ajustan apropiadamente a un modelo bifactorial oblicuo integrado por 14 variables observables ($SB\chi^2 / gl = 1.85$; GFI = .90; CFI = .94; RMSEA = .04, IC 95 % [.03, .05]).

Estrategia de análisis

El procesamiento y análisis de datos se realizó con los programas Factor, SPSS (versión 22.0) y EQS (versión 6.3). La estrategia adoptada para el análisis se detalla a continuación.

Análisis exploratorios. Se examinó la matriz policórica con miras a detectar la presencia de valores perdidos y puntuaciones extremas. Se identificaron los casos atípicos mediante el cálculo de puntuaciones Z y las distancias de Mahalanobis al cuadrado (D^2) para cada variable. Se consideraron atípicas univariadas aquellas observaciones alejadas más de 3.5 DT de la media, y atípicas multivariadas a aquellas que presentasen D^2 con probabilidad igual o inferior a .001 (Hair, Black, Babin y Anderson, 2010). Se analizó la distribución de las variables mediante el cálculo de estadísticos descriptivos (medias y desviaciones típicas), coeficientes de asimetría y curtosis, e índices de discriminación (a partir del cómputo de las correlaciones ítem-total corregidas) para cada uno de los ítems. Para determinar la normalidad multivariada se computó el coeficiente de Mardia normalizado (Bentler, 2006). Valores de asimetría y curtosis inferiores a +2.00, correlaciones positivas superiores a .30 y coeficientes de curtosis multivariada normalizados dentro del intervalo -3 y 3 se consideraron adecuados (Tabachnick y Fidell, 2013). Finalmente, dado que

todas las variables fueron medida mediante instrumentos autodescriptivos, se examinó la presencia de potenciales sesgos debidos al método común. Con tal propósito, se calcularon la prueba del factor único de Harman y la prueba de un factor común latente (Podsakoff, MacKenzie y Podsakoff, 2012).

Análisis factoriales. Sobre una mitad de la muestra se ejecutó un análisis factorial exploratorio (AFE), previa obtención de los índices de adecuación muestral (pruebas de Kaiser-Meyer-Olkin y de esfericidad de Bartlett). Por la naturaleza ordinal de los datos se utilizó la matriz de correlaciones policóricas y el método de mínimos cuadrados no ponderados (Freiberg Hoffmann, Stover, de la Iglesia y Fernández Liporace, 2013). Para determinar el número de factores se ejecutó un análisis paralelo optimizado, extrayendo aleatoriamente 500 submatrices e implementando el análisis de rango mínimo (Baglin, 2014). El criterio para la selección de los ítems fue que pesaran .40 o más sobre el factor, y que no saturaran sobre más de un factor al mismo tiempo (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza y Tomás-Marco, 2014). Sobre la otra mitad de la muestra se llevó a cabo un AFC. Para estimar el grado de ajuste del modelo se utilizó el método de máxima verosimilitud con la corrección robusta de Satorra-Bentler, dada la presencia de curtosis multivariada (Bentler, 2006). Para evaluar la bondad de ajuste se analizó que: (a) el índice ji cuadrada de Satorra-Bentler sobre los grados de libertad ($SB\chi^2 / gl$) fuera inferior a 3; (b) el índice de bondad de ajuste (GFI, del inglés *goodness of fit index*) y el índice de ajuste comparativo (CFI, del inglés *comparative fit index*) alcanzaran valores iguales o superiores a .90; y (c) el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA, del inglés *root mean square error of approximation*) fuera inferior a .05 (Hair et al., 2010).

Análisis de invariancia factorial y diferencias de grupos. Sobre la muestra total se procedió a realizar un análisis de invariancia de modo de establecer si la distribución de las puntuaciones observadas en las respuestas a la escala depende únicamente del espacio de la dimensión latente que se evalúa. La tendencia vigente en los estudios orientados a la validación y análisis psicométrico (Extremera, Sánchez-García, Durán y Rey, 2012; Marsh et al., 2013; Salessi y Omar, 2016, en prensa b) indica la pertinencia de aportar evidencias que permitan sostener que el modelo de medida es independiente respecto de las características de los participantes. En el caso de la implicación, el género es una de las características más controversiales, encontrándose hallazgos contrapuestos sobre la presencia o no de diferencias significativas (S. P. Brown, 1996; Lorence, 1987; Saal, 1978). Sumado a eso, hasta la fecha ningún estudio ha

examinado si, en aquellos casos en los que se encontraron diferencias, éstas reflejan diferencias reales en los niveles de implicación en el trabajo de varones y mujeres o, simplemente, diferentes interpretaciones del constructo. Al respecto, si bien en el caso de escalas de implicación hacia el trabajo se ha determinado la invariancia de configuración y métrica a través del género (Meriac et al., 2009), a la fecha no se cuenta con estudios que hayan corroborado la invariancia de una escala de implicación en el trabajo y, más específicamente, de la escala de Kanungo (1982).

Con miras a proporcionar evidencia al respecto, se examinó la invariancia de configuración (referente a la estructura factorial) y la invariancia de medida estricta (relativa a las cargas factoriales, varianzas, covarianzas y varianza residual). Para esto, inicialmente se estimó un modelo de base sin restricciones para ambos grupos. En segundo lugar, se propusieron modelos alternativos con restricciones en los diversos parámetros. Para la comparación de los modelos anidados se utilizó la prueba de diferencia de ji cuadrada, a sabiendas que si es estadísticamente significativa los mismos no son equivalentes entre los grupos (Dimitrov, 2010). Con posterioridad a tal análisis, se ejecutó un análisis de diferencias de medias mediante la prueba *t* de Student para examinar posibles contrastes en los niveles de implicación en el trabajo entre varones y mujeres.

Análisis de validez y confiabilidad. Se obtuvo evidencia de validez convergente, discriminante y de criterio. La validez convergente y discriminante se determinaron mediante el cálculo de la varianza media extraída (AVE, del inglés *average variance extracted*) y de su raíz cuadrada, respectivamente (Bagozzi y Yi, 2012). La AVE permite estimar la varianza común entre los indicadores y su factor latente, considerando que valores superiores a .50 indican que más de 50 % de la varianza del constructo se debe a sus indicadores. Por su parte, valores de la raíz cuadrada de la AVE superiores a la correlación entre los factores latentes demuestra que cada constructo comparte más varianza con sus indicadores que con los demás. La validez de criterio se analizó a partir del cálculo de las correlaciones entre los constructos estudiados, mediante el cómputo del coeficiente *rho* de Spearman. La confiabilidad del instrumento se estableció a partir del cómputo del coeficiente alfa ordinal y del coeficiente de confiabilidad compuesta (CR, del inglés *composite reliability*). En ambos casos, valores por encima de .70 se consideran evidencia de adecuada confiabilidad (Gadermann, Guhn y Zumbo, 2012; Raykov, 2004).

RESULTADOS

Análisis exploratorios

El porcentaje de datos perdidos en cada ítem no superó el 5 %. Los valores faltantes fueron reemplazados mediante el método de estimación-maximización (Tabachnick y Fidell, 2013). Se detectaron 18 casos atípicos, 12 de los cuales satisfacían la condición para considerarse atípicos multivariados. Los mismos fueron excluidos de la matriz de datos, con lo que quedó la muestra final constituida por 461 participantes (66.34 % mujeres y 33.66 % varones).

Si bien los valores de asimetría y curtosis univariada oscilaron entre -1.38 y 0.93 ($Mdn = -0.51$) y entre -1.81 y 1.07 ($Mdn = 0.82$), respectivamente, el coeficiente de curtosis multivariante normalizado ($MK = 7.34$) se ubicó fuera del intervalo recomendado para asumir multinormalidad. Tal resultado ameritó el uso de estimadores robustos para calcular los parámetros. Las correlaciones ítem-total fueron todas positivas (entre $.40$ y $.72$). En lo que respecta a potenciales sesgos debidos al método común, la prueba de Harman mostró que el porcentaje de varianza explicada por un solo factor era tan sólo de 11.62%; resultado que se condijo con el AFC calculado para un modelo unifactorial, que evidenció un ajuste deficiente ($SB\chi^2 / gl = 9.87$; $GFI = .41$; $CFI = .43$; $RMSEA = .96$, IC 95 % [.95, .98]).

Del mismo modo, el agregado de un factor común latente al modelo de medida no produjo mejoras sustanciales en el ajuste ($SB\chi^2 / gl = 8.21$; $GFI = .48$; $CFI = .44$; $RMSEA = .85$, IC 95 % [.81, .89]), así que fue factible descartar cualquier tipo de sesgo debido al método.

Análisis factoriales

Atendiendo a la recomendación de contar con un mínimo de 200 observaciones para asegurar que la solución factorial fuera estable y generalizable (Lloret-Segura et al., 2014) se seleccionaron en forma aleatoria simple 231 casos. La matriz de datos fue considerada factorizable (test de esfericidad de Bartlett: $\chi^2 [36, 231] = 560.82$, $p = .000$; índice de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin = .82). El análisis paralelo optimizado sugirió un factor con autovalores superiores a sus equivalentes de la matriz de datos aleatorios. Idéntica solución indicó el gráfico de sedimentación. El porcentaje global de varianza común explicada por el factor extraído fue de 64.27 %. En la tabla 1 se informa la matriz de configuración con las saturaciones factoriales de cada ítem.

Sobre la otra mitad de la muestra se llevó a cabo un AFC. Los resultados obtenidos para un modelo unifactorial (un factor general de implicación en el trabajo con 10

Tabla 1. *Matriz de configuración correspondiente a los ítems de la adaptación argentina de la Escala de implicación en el trabajo*

Contenido del ítem	Matriz de configuración
1. Estoy totalmente comprometido con mi trabajo.	.81
2. Las cosas más importantes que me pasan tienen que ver con mi trabajo.	.74
3. Mi trabajo es sólo una pequeña parte de mí. (*)	.70
4. Tengo una conexión con mi trabajo muy difícil de romper.	.77
5. La mayoría de mis objetivos personales están relacionados a mi trabajo.	.49
6. Vivo, como y respiro por mi trabajo.	.84
7. A menudo me siento “desenganchado” de mi trabajo. (*)	.69
8. Mi trabajo ocupa un lugar central en mi vida.	.76
9. Me gustaría estar trabajando la mayor parte del tiempo.	.54
10. Muchos de mis intereses giran en torno a mi trabajo.	.43
Porcentaje de varianza explicada: 64 %	
$M = 3.12$, $DT = 1.08$	

Nota: El asterisco indica los ítems reversos.

ítems como variables observables y sus respectivos errores de medida) indicaron un grado de ajuste aceptable pero no óptimo ($SB\chi^2 / gl = 3.11$; $GFI = .84$; $CFI = .80$; $RMSEA = .04$, IC 95 % [.03, .05]). La inspección de los índices de modificación permitió observar que la correlación entre los residuos pertenecientes al par conformado por el ítem 5 (“la mayoría de los objetivos de mi vida están relacionados a mi trabajo”) e ítem 10 (“muchos de mis intereses giran en torno a mi trabajo”) produce una ganancia en el modelo ($SB\chi^2 / gl = 2.79$; $GFI = .89$; $CFI = .94$; $RMSEA = .03$, IC 95 % [.02, .05]). Se considera que cuando los residuos se encuentran altamente correlacionados es un indicador de redundancia debido a la superposición de contenidos (T. A. Brown, 2015). Por lo tanto, considerando que se trata de un solapamiento por la semejanza respecto al contenido en ambos pares de ítems, se decidió eliminar el que presentó un menor peso de regresión estandarizado (ítem 10: “muchos de mis intereses giran en torno a mi trabajo”). El modelo reespecificado presentó un ajuste satisfactorio. El mismo se ilustra en la figura 1.

Análisis de invariancia factorial y diferencias de grupo

El modelo de base estuvo compuesto por un factor latente con nueve ítems como variables observables y sus respectivos errores de medición. Los índices de ajuste obtenidos por este modelo fueron adecuados ($SB\chi^2 = 218.01$, $GFI = .91$, $CFI = .90$, $RMSEA = .03$). Similares valores de ajuste se observaron para el modelo con restricciones en los pesos factoriales ($SB\chi^2 = 218.88$, $GFI = .90$, $CFI = .89$, $RMSEA = .04$), con restricciones en la varianza ($SB\chi^2 = 239.91$, $GFI = .89$, $CFI = .89$, $RMSEA = .04$), y con restricciones en la varianza residual ($SB\chi^2 = 247.27$, $GFI = .88$, $CFI = .87$, $RMSEA = .05$). En todos los casos, la diferencia entre las respectivas χ^2 cuadradas entre el modelo de base y los modelos con restricciones no fue estadísticamente significativa, lo que demostró la invariancia de la escala entre varones y mujeres. Por su parte, la prueba t de Student no arrojó diferencias estadísticamente significativas en las puntuaciones de implicación en el trabajo según el género de los participantes (varones: $M = 3.06$, $DT = 1.07$; mujeres: $M = 3.14$, $DT = 1.03$; $t [2, 459] = -0.31$, $p = .95$).

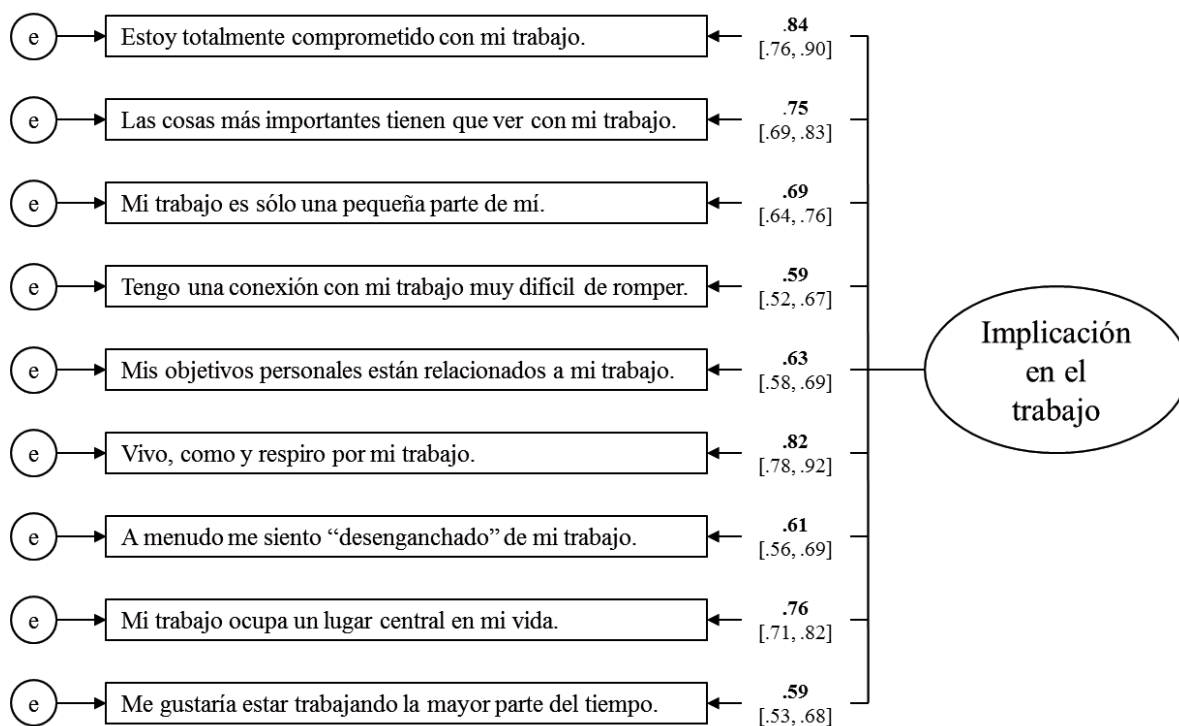


Figura 1. Modelo de medida correspondiente a la adaptación argentina del Cuestionario de implicación en el trabajo. Índices de ajuste: $SB\chi^2 / gl = 2.14$; $GFI = .91$; $CFI = .92$; $RMSEA = .02$, IC 95 % [.01, .04]. Los valores en negrita corresponden a las cargas factoriales estandarizadas ($p < .05$). Los valores entre corchetes muestran el intervalo de confianza de sesgo corregido al 95 % obtenido mediante la técnica de *bootstrapping*.

Análisis de confiabilidad, validez convergente, discriminante y de criterio

La tabla 2 muestra los coeficientes de correlación, los valores correspondientes al índice AVE y a su raíz cuadrada, y los índices de consistencia interna y confiabilidad compuesta.

Se observó que la implicación en el trabajo se asoció en la dirección esperada con el resto de las variables estudiadas, presentando asociaciones positivas con los comportamientos proactivos, con la satisfacción laboral y con la pasión por el trabajo. A su vez, la inspección de la tabla 2 muestra que la Escala de implicación en el trabajo posee una adecuada validez convergente y discriminante. Concretamente, la varianza capturada por el factor identificado fue mayor que la debida a los errores de medida, al tiempo que la raíz cuadrada de la AVE fue mayor que la correlación al cuadrado entre dicho factor y los demás (Bagozzi y Yi, 2012). Finalmente, los índices de fiabilidad demostraron que el instrumento cuenta con alta consistencia y confiabilidad compuesta, siendo superiores al mínimo sugerido por la literatura (Gadermann et al., 2012; Raykov, 2004).

DISCUSIÓN

Tras una etapa caracterizada por la ambigüedad conceptual y la controversia, la investigación contemporánea sobre implicación en el trabajo ha arribado a una posición superadora. Según se desprende de una reciente revisión sistemática (Salessi y Omar, en prensa a), la mayoría de los estudios ejecutados en la última década adscriben a la propuesta de Kanungo (1982). En este sentido, la implicación en el trabajo se entiende como el estado cognitivo

de identificación psicológica con un trabajo específico; una creencia determinada situacionalmente, basada en la percepción de su potencial para satisfacer las necesidades más salientes del individuo.

Enmarcada en esta perspectiva conceptual-operacional, la investigación realizada tuvo un objetivo doble. Por un lado, adaptar y validar el Cuestionario de implicación en el trabajo de Kanungo (1982) para su empleo en Argentina. Por otro lado, analizar las propiedades psicométricas del instrumento. En lo que hace al primero, el criterio experto de los profesionales que participaron de la puesta a punto de la herramienta permitió concluir que la versión en español presenta equivalencia semántica, al conservar inalterado el sentido de cada ítem original en su respectiva traducción. A su vez, el estudio piloto realizado determinó la equivalencia operacional, desde el momento que se replicaron las características operativas del estudio original (instrucciones, escala de respuesta tipo Likert, tiempo de administración, etc.) con resultados satisfactorios. En lo que respecta a la equivalencia métrica, el modelo de medida sugerido por el AFE y ratificado por el AFC se encuentra en línea con la teoría e investigación precedente (Akhtar et al., 2016; Blau, 1985; Feldt et al., 2012; Huang et al., 2016; Paterson y O'Driscoll, 1990; Pierro et al., 1995; Sheikh et al., 2013), lo que aporta evidencia favorable sobre la unidimensionalidad del constructo. No obstante, a pesar de haber alcanzado la misma estructura factorial que la versión original, en esta adaptación sólo se retuvieron nueve ítems como indicadores observables, al prescindir de uno de los reactivos dado el solapamiento de contenido y su menor saturación en el factor.

En lo que respecta a sus propiedades psicométricas, la versión adaptada de la escala muestra una adecuada consis-

Tabla 2. *Índices de consistencia, confiabilidad, validez convergente, discriminante y de criterio*

Variable	1	2	3	4	5	6	7	AVE	α	CR
1. Implicación en el trabajo	(.86)	.36 **	.25 *	.42 **	.67 **	.69 **	.62 **	.74	.89	.87
2. Comportamientos proactivos orientados a la organización		(.87)	.55 **	.48 **	.40 **	.48 **	.28 *	.76	.80	.79
3. Comportamientos proactivos orientados a los demás			(.88)	.42 **	.31 **	.20 *	.17 *	.79	.82	.80
4. Comportamientos proactivos orientados a uno mismo				(.87)	.44 **	.56 **	.24 *	.77	.81	.79
5. Satisfacción laboral					(.92)	.60 **	ns	.85	.87	.82
6. Pasión armónica						(.84)	.40 **	.72	.79	.80
7. Pasión obsesiva							(.84)	.73	.80	.81

Nota: Sobre la diagonal se informa la raíz cuadrada de la varianza media extraída.

* $p < .05$. ** $p < .01$.

tencia interna y confiabilidad compuesta, comparable a la obtenida en la validación original y a la informada en otras investigaciones (Blau, 1985; Paterson y O'Driscoll, 1990; Paullay et al., 1994; Pierro et al., 1995). A su vez, los resultados demuestran que la configuración factorial de la escala no se ve influenciada por el género de los participantes. Ni la estructura unidimensional ni las saturaciones de los ítems fueron significativamente diferentes cuando se compararon los modelos con y sin restricciones obtenidos en las submuestras de mujeres y varones. Tales resultados corroboran la invariancia métrica y de configuración de la escala al indicar que, tal como se demostró en el caso de la centralidad o implicación hacia el trabajo (Meriac et al., 2009), la implicación en el trabajo tiene el mismo significado sustantivo para hombres y mujeres. Asimismo, se muestra en línea con las conclusiones de recientes estudios instrumentales (Extremera et al., 2012; Marsh et al., 2013; Salessi y Omar, 2016, en prensa b), según los cuales otros constructos de la red nomológica de la psicología organizacional (tales como *engagement*, pasión por el trabajo y satisfacción laboral) también son invariantes a través del género.

El estudio realizado también proporciona evidencia de adecuada validez convergente, desde el momento que la varianza capturada por el factor identificado es mayor que la debida a los errores de medida y se puede explicar adecuadamente mediante los indicadores elegidos. Del mismo modo, el análisis realizado corrobora la validez discriminante indicando que, si bien los constructos bajo estudio están altamente correlacionados, no existe redundancia entre ellos, tal como fue previamente demostrado (Brooke et al., 1988; Hallberg y Schaufeli, 2006; Mathieu y Farr, 1991; Scrima et al., 2012, 2014). En lo que respecta a la validez de criterio, las correlaciones encontradas en esta investigación sintonizan con las informadas en la literatura específica. En este sentido, las asociaciones positivas entre implicación y satisfacción laboral coinciden con los resultados de recientes comunicaciones científicas (Akhtar et al., 2016; Bayraktar et al., 2017; Konradt y Garbers, 2016), que subrayan el nexo entre ambas variables. Del mismo modo, las vinculaciones entre implicación y pasión por el trabajo se encuentran en línea con numerosos estudios (Birkeland y Buch, 2015; Houliort, Vallerand y Laframboise, 2015; Lorient, 2017; Serrano-Fernández, Boada-Grau, Gil-Ripoll y Vigil-Colet, 2017), de cuyos resultados se desprende que los trabajadores apasionados (sea armónicamente, sea obsesivamente) se encuentran cognitivamente y emocionalmente absorbidos y comprometidos por su trabajo, y lo conciben como un dominio central en sus vidas y un aspecto crítico para su autoestima. En lo que respecta a

los comportamientos proactivos, si bien hasta la fecha son escasos los estudios que han examinado sus vinculaciones directas, la evidencia disponible (Mallin et al., 2014; Salessi y Omar, en prensa b) indica que la implicación en el trabajo se relaciona significativamente con comportamientos discrecionales orientados a producir cambios positivos en el entorno.

Entre las principales limitaciones de la investigación realizada hay que citar la representatividad de la muestra; la que, al haber sido seleccionada según un muestreo por disponibilidad, impide generalizar los resultados al total de la población. Analizando comparativamente la muestra estudiada y la población objetivo surge que, por ejemplo, aun cuando se ha procurado incluir trabajadores de distintas actividades, algunos rubros que también componen la economía de los aglomerados escogidos (por ejemplo, la construcción, la agricultura, la ganadería, servicios culturales, deportivos y de esparcimiento) no se encuentran incluidos por no haberse tenido acceso a tales organizaciones. Del mismo modo, la muestra presenta un mayor porcentaje de mujeres (66.34 % versus 33.66 %); situación que no refleja con exactitud la composición por género de la masa asalariada de la región, donde los varones son la mayoría (alrededor de 58.50 %). No obstante, vale resaltar que la muestra estudiada sí representa apropiadamente las proporciones de empleo público y empleo privado (23.27 % y 76.73 %, respectivamente), desde el momento que, en la población de extracción, alrededor de 30 % corresponde al sector público. Paralelamente, la muestra también refleja apropiadamente las estructuras organizacionales predominantes en la región. En este sentido, 97.83 % de las organizaciones de la población corresponden a la categoría de pequeñas o medianas, mientras que, en la muestra seleccionada, 98.57 % son organizaciones pequeñas y medianas y 1.43 % organizaciones con más de 100 empleados (Ministerio de Trabajo de la Provincia de Santa Fe, 2017).

Otro aspecto a considerar podría ser la validez externa del instrumento aquí presentado. En este sentido, como no se verificó la estabilidad a lo largo del tiempo sería recomendable que próximos estudios exploren la confiabilidad *test-retest* de esta adaptación. Del mismo modo, no haber analizado aspectos tales como la validez predictiva e incremental podría considerarse una tercera limitación. Por lo que se alienta a que otras investigaciones examinen si las puntuaciones en esta escala constituyen predictores válidos y precisos de comportamientos relevantes para las organizaciones y para sus miembros.

Más allá de estas limitaciones, el trabajo realizado constituye la primera tentativa de operacionalizar el constructo

en Argentina y, particularmente, de validar la escala desarrollada por Kanungo (1982). Por ende, representa una contribución genuina para que futuros estudios puedan ser concretados con el recurso de un instrumento con probadas propiedades psicométricas. Entre las ventajas prácticas que se desprenden de estos hallazgos cabe destacar que se logró una versión parsimoniosa y altamente confiable para evaluar la implicación en el trabajo. Los instrumentos largos presentan mayores porcentajes de datos faltantes y suelen generar mayores tasas de rechazo. Por lo que disponer de una herramienta sencilla y genérica, vale decir, aplicable a una amplia diversidad de sectores ocupacionales, comporta ventajas para la investigación.

Una segunda fortaleza de este estudio radica en haber sido el primero en demostrar la invariancia de esta escala a través del género. Hallazgo que alienta a que próximas investigaciones examinen si la medición de la implicación en el trabajo también es independiente de otras características de los participantes (p.ej., la edad, la antigüedad laboral, etc.), así como invariante entre distintos contextos socioculturales. Vale resaltar que la ausencia de invariancia factorial puede generar interpretaciones erróneas o sesgadas acerca de las diferencias encontradas al comparar distintos grupos, no teniéndose certeza sobre si las mismas son producto de las diferencias reales del constructo o del funcionamiento diferencial de sus indicadores (Dimitrov, 2010). La comparación es una práctica admisible sólo si se justifica empíricamente su equivalencia formal y sustantiva. Para ello, es imprescindible disponer de evidencia empírica que asegure que el constructo que se evalúa tiene el mismo significado en los grupos, ya que no tiene sentido contraponer puntuaciones en un constructo entre grupos que no tienen la misma representación de él (Extremera et al., 2012; Marsh et al., 2013; Meriac et al., 2009).

Finalmente, contar con un instrumento de evaluación adaptado a la realidad local también conlleva beneficios para las organizaciones. A partir de este momento, gerentes y profesionales de recursos humanos podrán capitalizar la información obtenida con esta herramienta en el diseño de estrategias tendientes a promover la identificación de los empleados con su trabajo como un medio de incrementar el compromiso, aumentar la satisfacción y, en última instancia, favorecer la productividad organizacional.

REFERENCIAS

Akhtar, Z., Nadir, P., & Nadir, H. (2016). Job satisfaction and job involvement among private and government bank em-

- ployees. *Indian Journal of Health and Wellbeing*, 7(2), 236-239. Recuperable de <http://www.i-scholar.in/index.php/ijhw/article/view/122268>
- Ato, M., López, J. J., & Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. doi:10.6018/analesps.29.3.178511
- Baglin, J. (2014). Improving your exploratory factor analysis for ordinal data: A demonstration using FACTOR. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 19(5). Recuperado de <http://pareonline.net/getvn.asp?v=19&n=5>
- Bagozzi, R. P., & Yi, Y. (2012). Specification, evaluation, and interpretation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 40(1), 8-34. doi:10.1007/s11747-011-0278-x
- Bayraktar, C. A., Araci, O., Karacay, G., & Calisir, F. (2017). The mediating effect of rewarding on the relationship between employee involvement and job satisfaction. *Human Factors and Ergonomics in Manufacturing & Service Industries*, 27(1), 45-52. doi:10.1002/hfm.20683
- Belschak, F. D., & Den Hartog, D. N. (2010). Pro-self, pro-social, and pro-organizational foci of proactive behaviour: Differential antecedents and consequences. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 83(2), 475-498. doi:10.1348/096317909x439208
- Bentler, P. M. (2006). *EQS 6 Structural Equations Program manual*. Encino, CA, EE.UU.: Multivariate Software.
- Bholane, K. (2016). *Review of job satisfaction, job involvement and organizational commitment*. North Charleston, SC, EE.UU.: CreateSpace.
- Birkeland, I. K., & Buch, R. (2015). The dualistic model of passion for work: Discriminate and predictive validity with work engagement and workaholism. *Motivation and Emotion*, 39(3), 392-408. doi:10.1007/s11031-014-9462-x
- Blau, G. J. (1985). A multiple study investigation of the dimensionality of job involvement. *Journal of Vocational Behavior*, 27(1), 19-36. doi:10.1016/0001-8791(85)90050-8
- Brooke, P. P., Russell, D. W., & Price, J. L. (1988). Discriminant validation of measures of job satisfaction, job involvement, and organizational commitment. *Journal of Applied Psychology*, 73(2), 139-145. doi:10.1037/0021-9010.73.2.139
- Brown, S. P. (1996). A meta-analysis and review of organizational research on job involvement. *Psychological Bulletin*, 120(2), 235-255. doi:10.1037/0033-2909.120.2.235
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. Nueva York, NY, EE.UU.: The Guilford Press.
- Cheng, Z. (2014). The effects of employee involvement and participation on subjective wellbeing: Evidence from ur-

- ban China. *Social Indicators Research*, 118(2), 457-483. doi:10.1007/s11205-013-0430-8
- Clark, J. P. (1959). Measuring alienation within a social system. *American Sociological Review*, 24(6), 849-852. doi:10.2307/2088574
- Cummings, T. G., & Bigelow, J. (1976). Satisfaction, job involvement, and intrinsic motivation: An extension of Lawler and Hall's factor analysis. *Journal of Applied Psychology*, 61(4), 523-525. doi:10.1037/0021-9010.61.4.523
- Dimitrov, D. M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counseling and Development*, 43(2), 121-149. doi:10.1177/0748175610373459
- Extremera, N., Sánchez-García, M., Durán, M. A., & Rey, L. (2012). Examining the psychometric properties of the Utrecht Work Engagement Scale in two Spanish multi-occupational samples. *International Journal of Selection and Assessment*, 20(1), 105-110. doi:10.1111/j.1468-2389.2012.00583.x
- Feldt, T., Hyvönen, K., Oja-Lipasti, T., Kinnunen, U., & Salmela-Aro, K. (2012). Do work ability and job involvement channel later personal goals in retirement? An 11-year follow-up study. *International Archives of Occupational and Environmental Health*, 85(5), 547-558. doi:10.1007/s00420-011-0705-9
- Freiberg Hoffmann, A., Stover, J. B., de la Iglesia, G., & Fernández Liporace, M. (2013). Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, 7(2), 151-164. Recuperable de <http://revistas.ucu.edu.uy/index.php/cienciaspsicologicas/article/view/1057>
- Gadermann, A. M., Guhn, M., & Zumbo, B. D. (2012). Estimating ordinal reliability for Likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 17(3). Recuperado de <http://pareonline.net/pdf/v17n3.pdf>
- González, L., & De Elena, J. (1998, junio). *Examen de las propiedades psicométricas de la escala 'Job Involvement' de Lodhal y Kejner: Datos preliminares*. Trabajo presentado en el IV Congreso Nacional de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones, Valladolid, España.
- González, L., & De Elena, J. (1999). Medida de la implicación en el trabajo: Propiedades psicométricas y estructura factorial del cuestionario "Job Involvement". *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones*, 15(1), 23-44.
- González Fernández, L., & de Elena y Peña, J. A. (1993). Examen de la validez discriminante de las medidas de satisfacción en el trabajo, compromiso organizacional e implicación en el trabajo. En L. Munduate y M. Barón (Eds.), *Gestión de recursos humanos y calidad de vida laboral* (pp. 425-436). Sevilla, España: Eudema.
- Hair, J. F., Jr., Black, W. C., Babin, B. J., & Anderson, R. E. (2010). *Multivariate data analysis* (7ª. ed.). Upper Saddle River, NJ, EE.UU.: Pearson-Prentice Hall.
- Hallberg, U. E., & Schaufeli, W. B. (2006). "Same same" but different? Can work engagement be discriminated from job involvement and organizational commitment? *European Psychologist*, 11(2), 119-127. doi:10.1027/1016-9040.11.2.119
- Houliort, N., Vallerand, R. J., & Laframboise, A. (2015). Heavy work investment: The role of passion. En I. Harpaz y R. Snir (Eds.), *Heavy work investment: Its nature, sources, outcomes, and future directions* (pp. 47-67). Nueva York, NY, EE.UU.: Routledge.
- Huang, L.-C., Ahlstrom, D., Lee, A. Y.-P., Chen, S.-Y., & Hsieh, M.-J. (2016). High performance work systems, employee well-being, and job involvement: An empirical study. *Personnel Review*, 45(2), 296-314. doi:10.1108/pr-09-2014-0201
- Hulin, C. L. (2014). Work and being: The meanings of work in contemporary society. En J. K. Ford, J. R. Hollenbeck y A. M. Ryan (Eds.), *The nature of work: Advances in psychological theory, methods, and practice* (pp. 9-33). Washington, DC, EE.UU.: American Psychological Association.
- Johari, J., & Yahya, K. K. (2016). Job characteristics, work involvement, and job performance of public servants. *European Journal of Training & Development*, 40(7), 554-575. doi:10.1108/EJTD-07-2015-0051
- Kanungo, R. N. (1982). Measurement of job and work involvement. *Journal of Applied Psychology*, 67(3), 341-349. doi:10.1037/0021-9010.67.3.341
- Konradt, U., & Garbers, Y. (2016). The role of job and family involvement for satisfaction in job and family: A longitudinal study. *Zeitschrift für Psychologie*, 224(1), 15-24. doi:10.1027/2151-2604/a000234
- Lawler, E. E., & Hall, D. T. (1970). Relationship of job characteristics to job involvement, satisfaction, and intrinsic motivation. *Journal of Applied Psychology*, 54(4), 305-312. doi:10.1037/h0029692
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: Una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de Psicología*, 30(3), 1151-1169. doi:10.6018/analesps.30.3.199361
- Lodahl, T. M., & Kejnar, M. (1965). The definition and measurement of job involvement. *Journal of Applied Psychology*, 49(1), 24-33. doi:10.1037/h0021692

- López-Araújo, B., Osca-Segovia, A., & Rodríguez Muñoz, M. F. (2008). Estrés de rol, implicación con el trabajo y burnout en soldados profesionales españoles. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 40(2), 293-304. Recuperable de <http://publicaciones.konradlorenz.edu.co/index.php/rlpsi/article/view/345>
- Lorenz, J. (1987). A test of "gender" and "job" models of sex differences in job involvement. *Social Forces*, 66(1), 121-142. doi:10.2307/2578903
- Loriot, M. (2017). The collective regulation of SMAC workers' passion and involvement. *Sociologia del Lavoro*, 145, 168-183. doi:10.3280/SL2017-145010
- Macdonald, S., & MacIntyre, P. (1997). The Generic Job Satisfaction Scale: Scale development and its correlates. *Employee Assistance Quarterly*, 13(2), 1-16. doi:10.1300/j022v13n02_01
- Mallin, M. L., Ragland, C. B., & Finkle, T. A. (2014). The proactive behavior of younger salespeople: Antecedents and outcomes. *Journal of Marketing Channels*, 21(4), 268-278. doi:10.1080/1046669X.2014.945359
- Marsh, H. W., Vallerand, R. J., Lafrenière, M.-A. K., Parker, P., Morin, A. J. S., Carbonneau, N.,..., & Paquet, Y. (2013). Passion: Does one scale fit all? Construct validity of two-factor passion scale and psychometric invariance over different activities and languages. *Psychological Assessment*, 25(3), 796-809. doi:10.1037/a0032573
- Mathieu, J. E., & Farr, J. L. (1991). Further evidence for the discriminant validity of measures of organizational commitment, job involvement, and job satisfaction. *Journal of Applied Psychology*, 76(1), 127-133. doi:10.1037/0021-9010.76.1.127
- Meriac, J. P., Poling, T. L., & Woehr, D. J. (2009). Are there gender differences in work ethic? An examination of the measurement equivalence of the multidimensional work ethic profile. *Personality and Individual Differences*, 47(3), 209-213. doi:10.1016/j.paid.2009.03.001
- Ministerio de Trabajo de la Provincia de Santa Fe, Argentina. (2017, diciembre). *Boletín #34: Composición y evolución del empleo registrado* [versión electrónica]. Recuperado de [https://www.santafe.gov.ar/index.php/web/content/view/full/220613/\(subtema\)/156879](https://www.santafe.gov.ar/index.php/web/content/view/full/220613/(subtema)/156879)
- Muñiz, J., Elosua, P., & Hambleton, R. K. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests: Segunda edición. *Psicothema*, 25(2), 151-157. doi:10.7334/psicothema2013.24
- Paterson, J. M., & O'Driscoll, M. P. (1990). An empirical assessment of Kanungo's (1982) concept and measure of job involvement. *Applied Psychology*, 39(3), 293-306. doi:10.1111/j.1464-0597.1990.tb01055.x
- Paullay, I. M., Alliger, G. M., & Stone-Romero, E. F. (1994). Construct validation of two instruments designed to measure job involvement and work centrality. *Journal of Applied Psychology*, 79(2), 224-228. doi:10.1037/0021-9010.79.2.224
- Pierro, A., Lombardo, I., Fabbri, S., & Di Spirito, A. (1995). Evidenza empirica della validità discriminante delle misure di job involvement e organizzativo commitment: Modelli di analisi fattoriale confirmatoria (via LISREL). *Testing, Psychometrics, Methodology in Applied Psychology*, 2(1), 5-18.
- Podsakoff, P. M., MacKenzie, S. B., & Podsakoff, N. P. (2012). Sources of method bias in social science research and recommendations on how to control it. *Annual Review of Psychology*, 65, 539-569. doi:10.1146/annurev-psych-120710-100452
- Ramsey, R., Lassk, F. G., & Marshall, G. W. (1995). A critical evaluation of a measure of job involvement: The use of the Lodahl and Kejner (1965) scale with salespeople. *The Journal of Personal Selling and Sales Management*, 15(3), 65-74. Recuperable de <http://www.jstor.org/stable/40472214>
- Raykov, T. (2004). Behavioral scale reliability and measurement invariance evaluation using latent variable modeling. *Behavior Therapy*, 35(2), 299-331. doi:10.1016/s0005-7894(04)80041-8
- Reeve, C. L., & Smith, C. S. (2001). Refining Lodahl and Kejner's Job Involvement Scale with a convergent evidence approach: Applying multiple methods to multiple samples. *Organizational Research Methods*, 4(2), 91-111. doi:10.1177/109442810142001
- Resolución D No. 2857, del Directorio del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas [Argentina] (2006, 11 de diciembre). Recuperable de <http://www.conicet.gov.ar/wp-content/uploads/RD-20061211-2857.pdf>
- Saal, F. E. (1978). Job involvement: A multivariate approach. *Journal of Applied Psychology*, 63(1), 53-61. doi:10.1037/0021-9010.63.1.53
- Saleh, S. D., & Hosek, J. (1976). Job involvement: Concepts and measurements. *Academy of Management Journal*, 19(2), 213-224. Recuperable de <https://journals.aom.org/doi/10.5465/255773>
- Salessi, S., & Omar, A. (2016). Satisfacción laboral genérica. Propiedades psicométricas de una escala para medirla. *Alternativas en Psicología*, 34, 93-108. Recuperable de <https://alternativas.me/numeros/23-numero-34-febrero-julio-2016/116-satisfaccion-laboral-generica-propiedades-psicometricas-de-una-escala-para-medirla>
- Salessi, S. M., & Omar, A. (2018). Comportamientos proactivos en el trabajo: Adaptación y análisis psicométrico de una escala. *Actualidades en Psicología*, 32(124), 33-49. doi:10.15517/ap.v32i124.30642

- Salessi, S., & Omar, A. (En prensa a). La implicación con el trabajo en la investigación contemporánea: Actualización y estado del arte. *Revista Interamericana de Psicología*.
- Salessi, S., & Omar, A. (En prensa b). Pasión por el trabajo: Un estudio instrumental con trabajadores argentinos. *Psykhé*.
- Scrima, F., Lorito, L., & Di Maria, F. (2012). Analisi dei rapporti di antecedenza dell'organizational commitment e del job involvement sulle dimensioni del work engagement. En M. Nonnis y N. A. De Carlo (Eds.), *Nuovi codici del lavoro. Contributi per la salute e il benessere nelle organizzazioni* (pp. 179-187). Padova, Italia: TPM.
- Scrima, F., Lorito, L., Parry, E., & Falgares, G. (2014). The mediating role of work engagement on the relationship between job involvement and affective commitment. *The International Journal of Human Resource Management*, 25(15), 2159-2173. doi:10.1080/09585192.2013.862289
- Serrano-Fernández, M. J., Boada-Grau, J., Gil-Ripoll, C., & Vigil-Colet, A. (2017). Spanish adaptation of the Passion Toward Work Scale (PTWS). *Anales de Psicología*, 33(2), 403-410. doi:10.6018/analesps.33.2.240521
- Sheikh, A. Z., Newman, A., & Al Azzeh, S. A.-F. (2013). Transformational leadership and job involvement in the Middle East: The moderating role of individually held cultural values. *The International Journal of Human Resource Management*, 24(6), 1077-1095. doi:10.1080/09585192.2012.703216
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using multivariate statistics* (6ª. ed.). Boston, MA, EE.UU.: Pearson.
- Vallerand, R. J., Blanchard, C., Mageau, G. A., Koestner, R., Ratelle, C., Léonard, M.,..., & Marsolais, J. (2003). Les passions de l'âme: On obsessive and harmonious passion. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85(4), 756-767. doi:10.1037/0022-3514.85.4.756

Recibido: 30 de septiembre de 2017.

Aceptado: 24 de mayo de 2018.