Comportamiento innovador en el trabajo:

Análisis factorial confirmatorio de la Escala de Janssen

Innovative work behavior: Confirmatory factorial analysis of Janssen's Scale

Solana Salessi¹

¹Doctora en Psicología. Investigadora Asistente del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) en el Centro de Investigación y Transferencia Universidad Nacional de Rafaela. Profesora Asociada del Departamento de Cultura, Educación y Conocimiento de la Universidad Nacional de Rafaela. Profesora Asociada de la Facultad de Psicología, Universidad Católica de Santa Fe, Santa Fe, Argentina.
E-mail: solanasalessi@unraf.edu.ar

Este trabajo fue realizado en el marco de la beca postdoctoral otorgada a la autora por el Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET), Argentina.

Resumen

El comportamiento laboral innovador constituye un complejo conjunto de acciones tendientes a la generación (producción de ideas novedosas y útiles), promoción (socialización y construcción de coaliciones entre aliados potenciales necesarios para desarrollarlas) y realización (desarrollo efectivo de la innovación) de ideas novedosas. Entre los instrumentos diseñados para medir este constructo, la Escala de Comportamiento Laboral Innovador de Janssen se destaca como uno de los más utilizados en las investigaciones contemporáneas. No obstante, aún no existe consenso respecto a su estructura factorial. Este estudio presenta evidencias de validez interna de su adaptación para Argentina. Se diseñó un estudio instrumental sobre una muestra multiocupacional de 543 trabajadores (64 % mujeres; $M_{\text{edad}} = 35.32$ años; $M_{\text{antigüedad laboral}} = 8.78$ años). Mediante análisis factoriales confirmatorios se contrastaron tres modelos de medida elaborados con base en la teoría y la evidencia empírica: (a) un modelo unifactorial, (b) un modelo trifactorial oblicuo y, (c) un modelo trifactorial con un factor de segundo orden. Los índices de

ajuste absoluto, incremental y parsimonioso fueron adecuados para los tres modelos. No obstante, se encontraron coeficientes de correlación entre los factores latentes superiores a 1, lo que indicó que los dos últimos modelos no eran inválidos. No se encontró evidencia que sustente la validez discriminante-convergente y la confiabilidad de las supuestas tres dimensiones del comportamiento innovador. Con base en estos hallazgos, se concluye que el modelo de medida unifactorial constituye la solución más idónea en la muestra analizada, presentando adecuada confiabilidad compuesta e invarianza configural y métrica entre varones y mujeres.

Palabras clave: comportamiento innovador, validez estadística, estructura factorial, invarianza, trabajadores.

Abstract

Innovative work behaviour is defined as the intentional creation, introduction and application of new ideas within a work role, group or organization, in order to benefit role performance, the group, or the organization. Following Janssen (2000), it is conceived as complex behaviour consisting of a set of three

different behavioural tasks: idea generation (the production of novel and useful ideas in any domain), idea promotion (the socialization of ideas and built of a coalition of supporters among potential allies such as friends and sponsors, who provide the necessary power and resources to develop the idea), and idea realization (the production of a prototype or model of the innovation that can be experienced and ultimately applied).

Although innovative work behaviour is theoretically treated as multi-dimensional, available measures are mostly one-dimensional. Also, the empirical evidence for the validity of innovative work behaviour measures is limited. The Innovative Work Behavior Scale of Janssen (2000) stands out as one of the most measures used in contemporary research. However, there is still no consensus regarding its uni or tri-factorial structure.

This study presents evidence of internal validity of the Janssen's Innovative Work Behavior Scale. An instrumental study was designed on a multi-occupational sample of 543 workers (64 % women, $M_{age} = 35.32$ years, labor $M_{seniority} = 8.78$ years). Innovative work behaviours were measured with an argentinean adaptation of Janssen's scale. The scale consist in 9 item and it was completed by the own respondents (self-report). The response format was a 5-point scale ranging from 'never' (1) to 'always' (5).

Confirmatory factorial analysis were conducted to examine the scale's dimensionality. Three measurement models (based on theory and empirical evidence) was estimated: (a) a uni-factorial model, (b) an oblique tri-factorial model and, (c) a tri-factorial model with a second-order factor. Values of absolute, incremental and parsimonious fit were within adequated ranges. Nevertheless, the correlation coefficients between the latent factors indicated problems in the estimation of the last two models (b and c). Specifically, the intercorrelations between idea realization and idea generation factor, as well as between

the last one and idea promotion were above 1. This result indicated that a multi-dimensional structure was invalidate. In the same way, the average variance extracted (AVE) and the composite reliability (CR) indexes showed no evidence to support the discriminant-convergent validity and the reliability of the supposed three dimensions of innovative behavior.

Given these results, it is concluded that the uni-factorial measurement model is the most suitable solution in the analyzed sample. This model showed adequate composite reliability, as well as configural and metric invariance between men and women. In line with own Janssen (2000) the dimensions may be to combine additively to create an overall scale of innovative work behavior.

Future work should explore the nomological network of innovative work behaviours in order to obtain more robust evidence for construct validity. Although some further research is needed, this study has tried to provide evidence of internal validity of a simple and practical measure that is suitable for different work contexts, especially when innovative efforts are needed from all employees. It can be used in further research aimed to enhance our understanding of individual innovation.

Keywords: innovative work behavior, statistical validity, factorial structure, invariance, workers.

Introducción

En una economía caracterizada por la complejidad, el dinamismo y la incertidumbre, los recursos humanos se han convertido en activos estratégicos para las organizaciones. Esto se debe, posiblemente, a que de ellos dependen la creatividad y la motivación necesarias para lograr innovaciones (Oeij, Rus y Pot, 2017; Palazzeschi, Bucci y Di Fabio, 2018). Bajo el término "comportamiento laboral innovador" (del inglés *innovative work behaviour*) se hace referencia a la creación, la introducción y la aplicación de

ideas novedosas (De Spiegelaere, Van Gyes y Van Hootegeem, 2014; Janssen, 2000; Scott y Bruce, 1994; West y Farr, 1989) que conlleven beneficios para la organización –por ejemplo, mayor eficiencia, mayor rentabilidad, etcétera– y/o para sus miembros –adecuado ajuste entre las demandas y los recursos laborales, mayor satisfacción laboral, mejor comunicación interpersonal, etcétera. Dicho constructo refiere, específicamente, a la innovación a nivel individual (Madrid, 2013), y constituye un tipo específico de comportamiento proactivo, automotivado y orientado al cambio, que excede las prescripciones formales del puesto (Janssen, 2000).

El comportamiento laboral innovador no debe entenderse, necesariamente, como una invención en sentido estricto, sino más bien, como una invención relativa a un contexto, en la que la idea novedosa viene a producir una ruptura con las prácticas que caracterizaban ese espacio (De Spiegelaere et al., 2014; Oeij et al., 2017; Palazzeschi et al., 2018). En este sentido, la innovación puede consistir en un pequeño cambio en la organización del trabajo que impacte positivamente en el rendimiento individual o grupal; o en desarrollos más sofisticados orientados a mejorar la rentabilidad de la organización, su posicionamiento en el mercado o la satisfacción de sus clientes (Madrid, 2013).

El interés académico sobre este constructo comenzó a gestarse hacia fines del siglo XX (Scott y Bruce, 1994; West y Farr, 1989). En el transcurso de los últimos treinta años la investigación creció exponencialmente y se generó una copiosa literatura, tanto sobre sus antecedentes y consecuencias (Bos-Nehles, Renkema, y Janssen, 2017; Janssen, Van De Vliert, y West, 2004; Li y Hsu, 2016; Oeij et al., 2017) como sobre su conceptualización y operacionalización (Dediu, Leka y Jain, 2018; De Jong y Den Hartog, 2010; De Spiegelaere et al., 2014; Lukes y Stephan, 2017). En lo que a estas últimas respecta, a pesar de la diversidad de los modelos teóricos desarrollados, el modelo propuesto por Janssen (2000) es el

que ha logrado mayor consenso en el ámbito académico, tal como lo indican diversas revisiones (De Spiegelaere et al., 2014; Li y Hsu, 2016; Madrid, 2013; Oeij et al., 2017).

Siguiendo el trabajo precursor de Scott y Bruce (1994), Janssen (2000) concibe el comportamiento innovador en el trabajo como un “comportamiento complejo constituido por tres tipos diferentes de tareas: generación de ideas, promoción de ideas y realización de ideas” (p. 288). Vale decir que el comportamiento innovador comienza con la concepción de una idea útil, original o novedosa que pretende responder las incongruencias o problemáticas percibidas en el entorno laboral. Continúa con la socialización de dicha idea con miras a obtener patrocinadores y construir las coaliciones necesarias para apoyarla. Finaliza con la concreción de la idea novedosa mediante el diseño, la producción y la aplicación de un prototipo o modelo susceptible de experimentarse y evaluarse (De Jong y Den Hartog, 2010; De Spiegelaere et al., 2014; Janssen, 2000; Oeij et al., 2017). En otras palabras, para Janssen (2000) la innovación puede ser descrita como un proceso, del cual la creatividad constituye solo la primera fase. En efecto, lejos de agotarse en la esfera cognitiva, el comportamiento innovador implica, además, la persuasión de los actores organizacionales clave y la gestión de los recursos necesarios para implementar la innovación y sostenerla en el tiempo (Madrid, 2013).

En línea con esta concepción, y sobre la base del trabajo preliminar de Kanter (1988), Janssen (2000) ha desarrollado una escala constituida por 9 ítems, a través de los cuales se operacionalizan las tres dimensiones del comportamiento innovador postuladas por el autor. En este sentido, la dimensión “generación de ideas” se desagrega en tres ítems. Un ítem evalúa la conducta proactiva de búsqueda de novedades en métodos, técnicas o procesos de trabajo que puedan servir como inspiración, en tanto que los otros dos ítems miden la creatividad, en el sentido de producción de nuevas ideas o enfoques frente a las problemáticas o

dificultades percibidas en el ambiente laboral. La dimensión “promoción de ideas” también se operacionaliza a partir de tres ítems que evalúan las conductas de persuasión y el logro del apoyo necesario de tales ideas por parte de otros miembros de la organización, tales como pares y superiores. Finalmente, la dimensión “realización de ideas” tiene como correlatos empíricos otros tres ítems. Dos de ellos miden la aplicación efectiva de la idea o su consumación en una innovación concreta y provechosa para la organización y sus miembros, en tanto que el ítem restante operativiza la reflexión o análisis crítico de las ideas realizadas (Janssen, 2000).

Si bien la escala de Janssen (2000) constituye el instrumento más utilizado en las investigaciones sobre la temática (De Jong y Den Hartog, 2010; Li y Hsu, 2016; Lukes, y Stephan, 2017; Madrid, 2013), dicha escala no se encuentra exenta de controversias con respecto a su estructura. Aun cuando originalmente fue diseñada como un instrumento multidimensional, las elevadas correlaciones encontradas entre las subescalas (con coeficientes en el rango de .76 a .85) condujeron a Janssen (2000) a concluir que sería mejor combinarlas en un único puntaje general. En la misma línea se pronunciaron otros estudios empíricos que, enmarcados en una metodología cuantitativa y transversal, utilizaron esta herramienta para la medición del comportamiento innovador. Tal es el caso, por ejemplo, de una investigación italiana (Battistelli, Montani y Odoardi, 2017) realizada sobre una muestra voluntaria de 270 trabajadores administrativos de una universidad y de una investigación indonesia sobre una muestra intencional de 284 enfermeras (Shih y Susanto, 2017). En ambos casos, las correlaciones halladas entre las subescalas se encontraron en el orden de .74 a .82, lo cual justifica la decisión de agregarlas en un puntaje general de comportamiento innovador.

Sumado a eso, los resultados de diversos análisis factoriales proveen evidencias contradictorias respecto de cuál es el modelo de

medida más adecuado de la escala de Janssen (2000). En este sentido, por ejemplo, Wang, Fang, Qureshi y Janssen (2015), al analizar los datos proporcionados por una muestra de 120 empleados chinos, encontraron que un modelo de primer orden con los nueve ítems como indicadores observables presentaba un mejor ajuste que un modelo de tres factores correlacionados que considerara la generación, la promoción y la realización de ideas como variables latentes. Del mismo modo, en base a los datos proporcionados por una muestra por disponibilidad de 610 estudiantes de posgrado ecuatorianos, Cevallos-Gamboa, Duque-Oliva e Idrovo-Lopez (2018) concluyeron que una estructura unifactorial era el modelo de medida más adecuado.

Sin embargo, otros estudios han encontrado evidencias que permiten sostener la dimensionalidad de este instrumento. Así, por ejemplo, analizando los datos de una muestra probabilística de 8 310 trabajadores suecos, dinamarqueses y noruegos pertenecientes a diversas industrias y sectores, Bysted y Jespersen (2014) encontraron evidencia favorable para discriminar adecuadamente los factores de generación de ideas y realización de ideas, incluyendo en este último los tres ítems correspondientes a la promoción como indicadores observables. Paralelamente, una investigación mexicana efectuada sobre una muestra por disponibilidad de 707 trabajadores (De Clercq, Dimov y Belausteguigoitia, 2016) encontró que un modelo de segundo orden (en el que el comportamiento innovador constituía un suprafactor, y la generación, promoción y realización de ideas representaban factores de primer orden) mostraba un excelente ajuste a los datos empíricos.

Frente a hallazgos tan contradictorios, un análisis riguroso del instrumento desarrollado por Janssen (2000) representa un aporte valioso a la investigación en el área, considerando que esta escala constituye la más utilizada en la investigación contemporánea (De Spiegelaere et al., 2014; Oeij et al., 2017). Con miras a proporcionar evidencias

de validez interna de la Escala de Comportamiento Laboral Innovador de Janssen (2000), en su versión adaptada para la Argentina (Salessi & Omar, 2015), la presente investigación se orientó a la ejecución de un análisis factorial confirmatorio (AFC), siguiendo la estrategia de análisis propuesta por otros estudios instrumentales (Caicedo-Cavaagnis, Pereno y De la Vega, 2017; Contreras, Zalar-Jaime, De Mier, Aparicio y Cupani, 2016). En este sentido, esta técnica de análisis es recomendable siempre que existe en torno al constructo una teoría bien constituida que establece, *a priori*, las relaciones entre los elementos que lo configuran, así como cuando se dispone de cierta evidencia empírica. En lo que a esta respecta, el análisis preliminar desarrollado por Salessi y Omar (2015) sobre una muestra de 256 trabajadores, sugirió la pertinencia de extraer un único factor, el cual explicó el 57.24 % de la varianza total del comportamiento laboral innovador.

Método

Diseño

La presente investigación corresponde a un estudio empírico con un abordaje cuantitativo y transversal, por lo que se inscribe en la categoría de estudios instrumentales (Ato Ato, López y Benavente, 2013).

Participantes

La población estuvo constituida por trabajadores empleados en organizaciones públicas y privadas, productivas y de servicios, localizadas en el conglomerado Gran Rosario (provincia de Santa Fe, Argentina), que comprende nueve localidades (Capitán Bermúdez, Fray Luis Beltrán, Funes, Granadero Baigorria, Pérez, Puerto General San Martín, Rosario, San Lorenzo y Villa Gobernador Gálvez). Dado que no se disponía de información para identificar individualmente cada elemento de la población y definir

rigurosamente el marco muestral se apeló a un muestreo no probabilístico (muestreo por disponibilidad) para la selección de las unidades muestrales, en línea con las indicaciones de especialistas (Kumar, 2011). En este sentido, se extendió la invitación a participar del estudio a diversas organizaciones. En algunos casos el contacto se realizó por la intermediación de algún empleado que actuó como facilitador del acceso a la organización; en otros, directamente con las autoridades institucionales.

Con las organizaciones que aceptaron participar se conformó una muestra de 543 trabajadores (64 % mujeres). El promedio de edad fue de 35.32 años (DT = 12.94). La antigüedad laboral media fue de 8.78 años (DT = 10.31). El 66.93 % de la muestra tenía estudios superiores terciarios y/o universitarios. El 78.73 % trabajaba en el sector privado. La distribución por rubros de actividad fue la siguiente: 37.50 % comercio y servicios (hotelería y turismo, actividad financiera, telecomunicaciones, inmobiliarias, servicios jurídicos y comercios minoristas), 25.32 % salud (sanatorios, hospitales, dispensarios y centros de atención primaria), 20.47 % industria (metalmecánicas y alimenticias), y 16.71 % educación, investigación y desarrollo (escuelas, institutos y universidades). El 96.87 % de las organizaciones que participaron del estudio pertenecían a las categorías de pequeña (hasta 30 trabajadores) y mediana (entre 31 y 100 trabajadores).

Instrumento

Los participantes respondieron de modo individual un cuadernillo integrado por el consentimiento informado, un cuestionario estructurado de información sociodemográfica y la adaptación argentina (Salessi & Omar, 2015) de la Escala de Comportamiento Laboral Innovador de Janssen (2000). Dicha escala se encuentra conformada por 9 ítems presentados en formato tipo Likert de 5 puntos (1: nunca; 5: siempre). Tres ítems

corresponden a la generación de ideas novedosas (“Propongo soluciones originales para los problemas laborales”; “Busco nuevos métodos, técnicas o instrumentos de trabajo”; “Propongo ideas originales frente a temas difíciles”). Tres indicadores conciernen a la promoción de ideas (“Hago que miembros importantes de la organización se entusiasmen con mis ideas”; “Trato de lograr la aprobación de las nuevas ideas que propongo”; “Movilizo el apoyo necesario para apoyar mis ideas innovadoras”). Tres ítems competen a la realización de las ideas (“Introduzco sistemáticamente ideas innovadoras en mi trabajo”; “Transformo mis nuevas ideas en aplicaciones útiles”; “Evalúo la utilidad de mis ideas innovadoras”). La confiabilidad del instrumento es satisfactoria ($\alpha = .84$).

Procedimiento

Con aquellas organizaciones que aceptaron participar del estudio, se pautaron días y horarios para efectuar la recolección de los datos por lo que esta se ejecutó en el seno de las organizaciones, en los lugares físicos que se dispusieron a tal efecto. En todos los casos se explicitaron los objetivos y alcances de la investigación, así como el tratamiento confidencial y anónimo de la información provista por los empleados. Asimismo, se asumió el compromiso de devolución de los resultados bajo el formato de un informe escrito o de presentación oral, según la elección de la organización.

Los respectivos departamentos de recursos humanos, comunicación y/o desarrollo se encargaron de extender la invitación a participar del estudio a todos los empleados. La participación fue voluntaria, anónima y confidencial. No se brindaron incentivos de ningún tipo. Quienes aceptaron colaborar brindaron su consentimiento firmando el correspondiente protocolo. Previamente a responder, recibieron instrucciones precisas en forma oral con miras a completar la escala de modo individual. El tiempo aproximado que demandó

completar el cuadernillo fue de 10 minutos. La administración de las técnicas estuvo a cargo de personal entrenado. Los voluntarios respondieron la escala de modo individual y las eventuales dudas se resolvieron de modo personalizado. Se respetaron los lineamientos éticos establecidos por la Asociación Americana de Psicología y las recomendaciones del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET, Argentina) para las investigaciones en las ciencias sociales y humanas.

Estrategia de análisis

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

Análisis exploratorios

Se examinaron los datos con miras a detectar la presencia de valores perdidos y puntuaciones extremas. El análisis de datos perdidos consistió, principalmente, en valorar su proporción y la posible presencia de sesgos en su distribución. Para ello, se aplicó el test conjunto de aleatoriedad de Little. Los casos atípicos se identificaron mediante el cálculo de puntuaciones Z y de la distancia de Mahalanobis al cuadrado. Se analizó la distribución de las variables mediante el cálculo de estadísticos descriptivos (medias y desviaciones estándar), 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. Se computó el Coeficiente de Normalidad Multivariado Normalizado de Mardia (Bentler, 2006; Hair Black, Babin, Anderson y Tatham, 2010; Tabachnick y Fidell, 2013).

Análisis factorial confirmatorio

Se optó por la estrategia de modelos rivales (Hair et al., 2010), y se contrastaron

tres modelos basados tanto en la teoría como en la evidencia empírica publicada (Bysted y Jespersen, 2014; Cevallos-Gamboa et al., 2018; De Clercq et al., 2016; Janssen, 2000; Shih y Susanto, 2017): modelo A, integrado por factor general de comportamiento innovador; modelo B, compuesto por tres factores correlacionados, y modelo C, conformado por un factor general de comportamiento innovador de segundo orden y tres factores de primer orden, uno para cada dimensión del constructo. Para estimar cada modelo se utilizó el método de máxima verosimilitud con la corrección robusta de Satorra-Bentler (SB), dada la ausencia de normalidad multivariante (Bentler, 2006). Para evaluar la bondad de ajuste se analizó que: (a) el índice $SB\chi^2$ sobre los grados de libertad ($SB\chi^2/gf$) fuera inferior a 3; (b) que 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) que el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA, del inglés *Root Mean Square Error of Approximation*) fuera inferior a .05. Asimismo, se examinó el Criterio de Información de Akaike (AIC, del inglés *Akaike Information Criterion*), a sabiendas que cuanto menor sea su valor, más parsimonioso es el modelo (Hair et al., 2010).

Análisis de validez y confiabilidad

La validez convergente-discriminante se determinó mediante el cálculo de la varianza media extraída (AVE, del inglés *Average Variance Extracted*) y de su raíz cuadrada, respectivamente. El AVE permite estimar la varianza común entre los indicadores y su factor latente, considerando que valores superiores a .50 indican que más del 50 % de la varianza del constructo es debida a sus indicadores. Por su parte, los valores de la raíz cuadrada del AVE superiores a la correlación entre los factores latentes demuestran que cada constructo comparte más varianza con sus indicadores que con los demás (Cheung

y Chang, 2017). La confiabilidad se estableció a partir del cómputo del coeficiente alfa ordinal y del coeficiente de confiabilidad compuesta (CR, del inglés *Composite Reliability*). Valores de alfa y CR por encima de .70 se consideran evidencia de adecuada confiabilidad (Gadermann, Guhn y Zumbo, 2012).

Análisis de invarianza

Sobre la muestra total se procedió a realizar un análisis de invarianza a fin de establecer si la distribución de las puntuaciones observadas en las respuestas a la escala dependía únicamente del espacio de la dimensión latente que se evaluaba. La tendencia vigente en los estudios orientados a la validación y análisis psicométrico (Hair et al., 2010; Herrero, 2010) 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 innovación, el género es una de las características más controversiales, encontrándose hallazgos contrapuestos sobre la presencia o no de diferencias significativas (Hanif y Bukhari, 2015; Leong y Rasli, 2014; Luksyte, Unsworth y Avery, 2017). Sumado a eso, hasta la fecha ningún estudio ha examinado si, en aquellos casos en los que se encontraron diferencias, estas reflejan diferencias reales en los niveles de comportamiento innovador en el trabajo de varones y mujeres o simplemente, diferentes interpretaciones del constructo. Con miras a proporcionar evidencia al respecto, se examinó la invarianza configural (referente a la estructura factorial) y la invarianza métrica (relativa a las cargas factoriales, varianzas, y covarianzas). 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 χ^2 , sabiendo que si era estadísticamente significativa, los modelos comparados no eran equivalentes entre los grupos

(Dimitrov, 2010). Posteriormente, se ejecutó un análisis de diferencias de medias mediante la prueba *t* de Student para examinar posibles contrastes en la conducta innovadora entre los trabajadores.

Resultados

Análisis exploratorios

En la Tabla 1 se puede observar que el porcentaje de datos perdidos en cada ítem no superó el 5 %, encontrándose valores faltantes en el ítem 1 (2.06 %), en el ítem 4 (2.87 %), y en el ítem 6 (3.11 %). La prueba de Little indicó que el patrón de valores perdidos respondía completamente al azar (MCAR; $\chi^2 = 4389.02$, $p > .05$). Estos datos fueron reemplazados

matemáticamente por valores calculados a partir del método EM (expectación-maximización). Los valores de asimetría y curtosis univariada fueron adecuados (inferiores a ± 2 ; Tabachnick y Fidell, 2013). No obstante, el coeficiente de curtosis multivariante normalizado se ubicó fuera del intervalo recomendado (± 3 ; Bentler, 2006), sugiriendo la pertinencia de utilizar estimadores robustos. Las correlaciones ítem-total fueron todas positivas. En cuanto a los casos atípicos encontrados, el cálculo de puntuaciones estándar permitió identificar cinco casos atípicos univariados (valores $Z > /+3$; Tabachnick y Fidell, 2013); en tanto que, el contraste de Mahalanobis no indicó la existencia de *outliers* multivariados ($p > .001$; Hair et al., 2010).

Tabla 1

Análisis exploratorio correspondiente a los ítems de la Escala de Comportamiento Laboral Innovador.

Ítems	M	DE	As	Cs	$r_{i-total}$	% Perdidos
1. Movilizo el apoyo necesario para apoyar mis ideas innovadoras.	3.65	1.18	-.76	.35	.43	2.06
2. Busco nuevos métodos, técnicas o instrumentos de trabajo.	3.61	1.27	1.13	-1.16	.50	0
3. Propongo soluciones originales para los problemas laborales.	3.75	.98	-.78	.85	.48	0
4. Introduzco sistemáticamente ideas innovadoras en mi trabajo.	3.52	1.12	.32	-.05	.41	2.87
5. Transformo mis nuevas ideas en aplicaciones útiles.	3.74	.99	.53	.31	.50	0
6. Hago que miembros importantes de la organización se entusiasmen con mis ideas.	3.51	1.19	-.33	.07	.49	0
7. Trato de lograr la aprobación de las nuevas ideas que propongo.	3.67	1.01	-.84	-.81	.53	0
8. Evalúo la utilidad de mis ideas innovadoras.	3.59	1.32	.95	-.93	.52	0
9. Propongo ideas originales frente a temas difíciles.	3.64	1.04	-.59	.40	.56	0

Ítems	M	DE	As	Cs	r _{i-total}	% Perdidos
Cs Mardia = 18.25						
Prueba de Little: MCAR						
$\chi^2 = 4389.02, p > .05$						

Nota: As: coeficiente de asimetría; Cs: coeficiente de curtosis; r-i total: correlaciones ítem-escala total; Cs Mardia: coeficiente de curtosis multivariada normalizado. MCAR: *Missing Completely At Random* (Prueba de Little).

Evidencias de validez interna

Los resultados de los AFC realizados para los distintos modelos contrastados se detallan en la Tabla 2. Tal como puede observarse en dicha tabla, los tres modelos presentan un ajuste apropiado a la matriz empírica de varianzas y covarianzas. Los modelos B y C son muy similares, por lo que es comprensible que presenten niveles equivalentes de ajuste. La única diferencia reside en que en el modelo C las puntuaciones, en cada una de las

tres dimensiones, no solo dependen del factor general de comportamiento innovador, sino que también están influidas por términos residuales. Sin embargo, la inclusión de un factor de segundo orden en dicho modelo no produjo ninguna mejora sustancial en el ajuste. En efecto, si se compara el valor del criterio AIC puede apreciarse que no hay diferencias significativas entre los modelos B y C. Contrariamente, el valor de AIC sí es visiblemente inferior en el modelo A, sugiriendo que se trataría de un modelo más parsimonioso.

Tabla 2

Índices de ajuste para distintos modelos de medida de la Escala de Comportamiento Laboral Innovador.

Modelo	S-B χ^2	GFI	CFI	RMSEA	AIC
A	1.34	.97	.99	.03 [.01; .05]	72.85
B	1.68	.97	.97	.05 [.02; .07]	82.51
C	1.68	.97	.99	.03 [.00; .06]	82.50

Nota: Modelo A: un factor general de comportamiento innovador con 9 ítems como variables observables y sus respectivos errores de medida.

Frente a este panorama, se siguió la indicación de los especialistas (Hair et al., 2010; Herrero, 2010) de examinar otros parámetros cuyo comportamiento puede indicar la existencia de problemas en la estimación del modelo. En este sentido, se analizó si en los modelos había varianzas negativas o si las correlaciones entre los parámetros estimados excedía el valor de 1. Atendiendo a estos criterios, se observó que en el modelo C los coeficientes de correlación al cuadrado para los factores de promoción y realización exhibieron valores mayores a 1 ($R^2 = 1.01$; $R^2 = 1.04$;

Tabla 3). En tanto, en el modelo B existían correlaciones superiores a 1 entre los factores latentes generación de ideas novedosas y desarrollo de ideas novedosas ($r = 1.05$; Tabla 3), así como entre este y el factor promoción de ideas novedosas ($r = 1.03$; Tabla 3). A su vez, el valor del AVE se ubicó por debajo del mínimo recomendado en los tres factores, al tiempo que sus respectivas raíces cuadradas fueron menores a las respectivas correlaciones entre ellos. Sumado a eso, ni el coeficiente de confiabilidad compuesta ni el coeficiente alfa ordinal alcanzaron los valores recomendados (Tabla 3).

Tabla 3

Índices de validez y confiabilidad correspondientes a las dimensiones de comportamiento innovador.

	<i>M</i>	<i>DT</i>	1	2	3	AVE	$\sqrt{\text{AVE}}$	α	CR
1. Generación de ideas	3.54	1.19	-	.98	1.05	.35	.59	.65	.62
2. Promoción de ideas	2.91	1.22	.74	-	1.03	.22	.47	.61	.50
3. Desarrollo de ideas	3.35	1.36	.78	.75	-	.30	.55	.60	.57

Nota: Los valores bajo la diagonal corresponden a las correlaciones entre los factores observables. Los valores sobre la diagonal corresponden a las correlaciones entre los factores latentes. Negrita: $p < .01$.

Contrariamente, el modelo A obtuvo un índice alfa ordinal y un índice de confiabilidad compuesta satisfactorios; al tiempo que el índice AVE fue superior al mínimo recomendado (Tabla 3). De acuerdo a la evidencia recolectada se concluye, entonces, que para

la muestra analizada el modelo de medida que mejor capta la estructura de los datos es el modelo unifactorial. En la Figura 1 se presentan las cargas factoriales correspondientes a los ítems en dicho modelo.

Figura 1. Modelo de medida unifactorial correspondiente a la Escala de Comportamiento Laboral Innovador (Fuente: elaboración propia).

Sobre el modelo unifactorial se procedió a contrastar la hipótesis de invarianza de acuerdo al sexo de los participantes. El modelo de base estuvo compuesto por un factor general de comportamiento innovador, con 9 ítems como variables observables y sus respectivos errores

de medición. Los índices de ajuste obtenidos por este modelo fueron adecuados ($SB\chi^2_{(86.22; 54)} = 1.59$, $GFI = .94$, $CFI = .94$, $RMSEA = .03$ [.01; .05]). Similares valores de ajuste se observaron para el modelo con restricciones en los pesos factoriales ($SB\chi^2_{(97.27; 62)} = 1.56$,

GFI = .94, CF I= .93, RMSEA = .04 [.02; .05]); con restricciones en las varianzas y covarianzas ($SB\chi^2_{(109,90; 72)} = 1.52$, GFI = .93, CFI = .92, RMSEA= .04 [.03; .05]). En todos los casos, la diferencia entre los respectivos χ^2 entre el modelo de base y los modelos con restricciones no fue estadísticamente significativa, demostrando así la invarianza de la escala entre varones y mujeres. Vale decir que el modelo de medida unifactorial reproduce los datos de cada submuestra con un grado razonable de precisión.

Por su parte, la prueba *t* de Student no arrojó diferencias estadísticamente significativas en las puntuaciones de comportamiento innovador según el género de los participantes (Varones: $M = 3.63$, $SD = .89$; Mujeres: $M = 3.57$, $SD = .92$; $t_{(2; 541)} = .968$, $p = .33$).

Discusión

Enmarcada en un estudio instrumental, la investigación realizada tuvo como objetivo proporcionar evidencias de validez interna de la versión adaptada (Salessi & Omar, 2015) de la Escala de Comportamiento Laboral Innovador de Janssen (2000). Con tal propósito, se realizó un análisis factorial confirmatorio y se obtuvieron indicadores de validez y confiabilidad del instrumento.

Dado que numerosos autores abogan por la naturaleza multidimensional del constructo (Geležinytė y Bagdžiūnienė, 2016; Holman, Totterdell, Axtell, Stride y Port, 2005; Madrid, 2013; Taufiq Amir, 2015), y que el propio modelo teórico que sustenta esta escala propone la existencia de tres dimensiones del comportamiento innovador (Janssen, 2000), se procedió a contrastar el ajuste de un modelo trifactorial con dos modelos rivales alternativos basados en la evidencia empírica publicada. Por un lado, un modelo unifactorial y por otro, un modelo de segundo orden en el que, además de las dimensiones contempladas en el modelo trifactorial, se añadió un factor general de comportamiento innovador. Puesto que se ha argumentado (Madrid, 2013)

que la generación, promoción y desarrollo de ideas novedosas constituyen manifestaciones antes que causas del comportamiento innovador (vale decir que los individuos innovadores demuestran conductas de generación, promoción y desarrollo de ideas, en lugar de ser la conducta innovadora una consecuencia de tales acciones), los tres modelos analizados fueron modelos reflexivos.

Los resultados obtenidos muestran que, aun cuando los índices de ajuste absoluto, incremental y parsimonioso indicaron un ajuste óptimo para los tres modelos examinados, la inspección de otros parámetros reveló que dos de ellos eran inadecuados. Concretamente, tanto el modelo compuesto por tres factores de primer orden correlacionados, como el modelo que incluía un factor general de comportamiento innovador de segundo orden, revelaron ser implausibles dada la presencia de correlaciones superiores a 1 entre los factores latentes. Sumado a eso, los resultados obtenidos no permiten sostener la validez discriminante y convergente de las tres dimensiones postuladas por Janssen (2000), tal y como son operacionalizadas por la escala aquí analizada. En este sentido, los hallazgos indicaron que la varianza capturada por cada factor latente fue menor que la debida a los errores de medida, y que no se puede explicar adecuadamente a través de los indicadores elegidos. Del mismo modo, las elevadas correlaciones entre los factores evidenciaron la redundancia entre las subescalas. Frente a estas evidencias empíricas el modelo de medida unifactorial emerge, entonces, como la solución más idónea.

En conjunto, estos resultados se muestran en línea con comunicaciones previas. En este sentido, tanto la investigación de Batiselli et al. (2017) como el estudio de Wang et al. (2015) han concluido que un modelo unifactorial presenta un ajuste superior a un modelo de tres factores correlacionados. Del mismo modo, Cevallos-Gamboa et al. (2018) han encontrado correlaciones superiores a 1 entre los factores latentes de generación y

realización de ideas novedosas, al tiempo que la inclusión de un factor general de segundo orden no representó ninguna mejora significativa en el ajuste del modelo. Asimismo, correlaciones entre las dimensiones como las aquí obtenidas, también han sido un hallazgo recurrente en otras investigaciones. En este sentido, encontrándose en el rango de .74 a .87 para los factores observables y en el orden de .95 a 1.05 para los factores latentes (Battistelli et al., 2016; Cevallos-Gamboa et al., 2018; De Jong y Den Hartog, 2010; Janssen, 2000; Shih y Susanto, 2017).

En lo que hace a posibles diferencias en la conducta innovadora entre varones y mujeres, en este estudio no se encontraron diferencias estadísticamente significativas. Dicho hallazgo se muestra en línea con las conclusiones de un reciente estudio instrumental (Salessi & Omar, 2019) ejecutado en el contexto regional y con la literatura internacional (Leong y Rasli, 2014; Luksyte et al., 2017), que tampoco han encontrado diferencias en comportamientos proactivos e innovadores entre los sexos. En cuanto a los análisis de invarianza, de los resultados se desprende que el modelo de medida unifactorial no se ve influenciado por el sexo de los participantes. Vale decir que, ni la estructura de la escala, 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 evidencias sugieren la invarianza métrica y configural de este modelo de medida, indicando que el comportamiento innovador, tal como es operacionalizado por la Escala de Janssen (2000), tiene el mismo significado sustantivo para los trabajadores hombres y mujeres.

Entre las principales limitaciones de la investigación realizada hay que citar la representatividad de la muestra. Al no haber contado con un marco muestral, no fue posible apelar a un muestreo probabilístico para representar adecuadamente a la población. En este sentido, algunos rubros no se encuentran represen-

tados (por ejemplo, la construcción, la agricultura y la ganadería) por no haberse tenido acceso a tales organizaciones. Asimismo, la muestra ostenta un mayor porcentaje de mujeres, situación que no refleja con exactitud la composición por género de la masa asalariada de la región, donde los varones son alrededor del 58.50 % (Ministerio de Trabajo de la Provincia de Santa Fe, 2017). Frente a este panorama, apelar a otra técnica, tal como el muestreo por cuotas, hubiese permitido sortear estas falencias.

No obstante, a pesar de estas diferencias, la muestra analizada representa apropiadamente algunas características de la población: en primer lugar, las proporciones de empleo público y privado, desde el momento que en la población de extracción alrededor del 30 % corresponde al sector público y en segundo lugar, las estructuras organizacionales predominantes en la región. En este sentido, según los últimos datos provistos por organismos oficiales (Ministerio de Trabajo de la Provincia de Santa Fe, 2017), el 97.83 % de las organizaciones de la población corresponden a la categoría de pequeñas o medianas, en tanto que, en la muestra seleccionada, el 96.87 % son organizaciones pequeñas y medianas, con hasta 100 empleados. Asimismo, vale destacar que aun cuando la cantidad superior de participantes mujeres hubiese podido introducir algún sesgo en los datos, los análisis de invarianza proporcionan cierta evidencia para sostener que no se han visto sesgados por el sexo.

Una segunda limitación podría ser el no haber verificado la estabilidad a lo largo del tiempo del instrumento analizado, ni haber ofrecido evidencias de validez de su relación con otras variables. Frente a este panorama sería recomendable que próximos estudios exploren la confiabilidad test-retest de esta adaptación, así como sus correlaciones y capacidad explicativa de resultados organizacionalmente relevantes, tales como, por ejemplo, el rendimiento y la satisfacción laboral.

Dado que a la fecha no se han encontrado estudios que se hayan abocado a explorar la

invarianza de este instrumento, posiblemente esta sea una de las principales contribuciones de la investigación ejecutada. De este modo, la presente investigación constituye un antecedente para que otros estudios examinen si la medición de este constructo, también es independiente de otras características de los participantes (por ejemplo, la edad, la antigüedad laboral, etcétera), así como invariante entre distintos contextos socioculturales. Asimismo, al haber contrastado el ajuste de diversos modelos de medida sugeridos por la investigación previa, y al haber considerado otros parámetros de análisis además de los índices de ajuste habituales, el presente estudio realiza una contribución valiosa a la controversia sobre la estructura subyacente a la escala. En este sentido, los hallazgos aquí obtenidos cuestionan la dimensionalidad de la Escala de Comportamiento Innovador de Janssen (2000) e invitan a interrogarse si acaso no sería necesaria una adaptación de este instrumento. Es sabido que escalas con pocos ítems como la aquí analizada, difícilmente incluyan una cantidad razonable de las diferentes características del constructo, por lo que en futuros estudios podrían intentarse adaptar esta herramienta ampliando la cantidad de reactivos por factor, con el propósito de que la escala se condiga con el modelo teórico en el que se sustenta.

En línea con el debate contemporáneo, cabe resaltar que la validez no es una cuestión de todo o nada, y dista de ser una propiedad intrínseca de los instrumentos (Messick, 1980; Montero Rojas, 2013). Por el contrario, la validez se define de acuerdo al propósito de la medición, la población a la que va dirigida y el contexto específico de aplicación. Así, no se puede decir de manera contundente que un instrumento es válido, sino que exhibe un grado aceptable de validez para ciertos usos específicos y con ciertas poblaciones. Aun cuando la técnica de muestreo utilizada impone limitaciones a la posibilidad de generalizar los hallazgos y por tanto, que esta investigación revise un alcance explo-

ratorio, los resultados obtenidos brindan una aproximación sobre la estructura de la Escala de Comportamiento Innovador de Janssen (2000). Futuros estudios podrán partir de este antecedente para profundizar estos resultados, superando las falencias y limitaciones del presente, y avanzando sobre las líneas de indagación sugeridas.

Referencias bibliográficas

- Ato, M., López, J.J. y Benavente, A. (2013). Un sistema de clasificación de los diseños de investigación en psicología. *Anales de Psicología*, 29(3), 1038-1059. <http://doi.org/10.6018/analesps.29.3.178511>
- Battistelli, A., Montani, F. y Odoardi, C. (2017). Proactive goal generation and innovative work behavior: The moderating role of affective commitment, production ownership and leader support for innovation. *Journal of Creative Behavior*, 51(2), 107-127. <http://doi.org/10.1002/jocb.89>
- Bentler, P. (2006). *EQS 6 Structural Equations Program Manual*. Los Angeles, CA: Multivariate Software Inc.
- Bos-Nehles, A., Renkema, M. y Janssen, M. (2017). HRM and innovative work behaviour: A systematic literature review. *Personnel Review*, 46(7), 1228-1253. <http://doi.org/10.1108/PR-09-2016-0257>
- Bysted, R. y Jespersen, K. (2014). Exploring managerial mechanisms that influence innovative work behaviour. *Public Management Review*, 16(2), 217-241. <http://doi.org/10.1080/14719037.2013.806576>
- Caicedo-Cavaagnis, E., Pereno, G. y De la Vega, R. (2017). Adaptación del Inventario Revisado de Ansiedad Estado Competitiva-2 a población deportiva argentina. *Interdisciplinaria*, 34(2), 389-405. <https://doi.org/10.16888/interd.2017.34.2.9>
- Cevallos-Gamboa, A., Duque-Oliva, E. e Idrovo-Lopez, M. (2018). Propiedades psicométricas de una escala de comportamiento innovador en Ecuador [Versión electrónica]. *Revista Espacios*, 39(26). Recuperado de <http://www.revis->

- taespacios.com/a18v39n26/18392628.html
- Cheung, G. y Chang, W. (2017). Current approaches for assessing convergent and discriminant validity with SEM: Issues and solutions. *Academy of Management Annual Meeting Proceedings*, 2017(1), 1-14. <https://doi.org/10.5465/ambpp.2017.12706abstract>
- Contreras, M.L., Zalazar-Jaime, M.F., De Mier, M.V., Aparicio, M. y Cupani, M. (2016). Escala de apoyo parental: nuevos estudios de estructura interna y su relación con variables socio-económicas. *Interdisciplinaria*, 33(2), 299-313. <https://doi.org/10.16888/interd.2016.33.2.7>
- De Clercq, D., Dimov, D. y Belausteguigoitia, I. (2016). Perceptions of adverse work conditions and innovative behavior: The buffering roles of relational resources. *Entrepreneurship: Theory and Practice*, 40(3), 515-542. <https://doi.org/10.1111/etap.12121>
- De Jong, J. y Den Hartog, D. N. (2010). Measuring innovative work behaviour. *Creativity and Innovation Management*, 19(1), 23-36. <https://doi.org/10.1111/j.146718691.2010.00547.x>
- De Spiegelaere, S., Van Gyes, G. y Van Hootegem, G. (2014). The concept of Innovative Work Behavior: Definition and orientation. *Gedrag en Organisatie*, 27(2), 139-156.
- Dediu, V., Leka, S. y Jain, A. (2018). Job demands, job resources and innovative work behaviour: A European Union study. *European Journal of Work y Organizational Psychology*, 27(3), 310-323. <https://doi.org/10.1080/1359432X.2018.1444604>
- Dimitrov, D.M. (2010). Testing for factorial invariance in the context of construct validation. *Measurement and Evaluation in Counselling and Development*, 43(2), 121-149. <https://doi.org/10.1177/0748175610373459>
- Gadermann, A.M., Guhn, M. y Zumbo, D. (2012). Estimating ordinal reliability for Likert-type and ordinal item response data: A conceptual, empirical, and practical guide [Electronic version]. *Practical Assessment, Research y Evaluation*, 17(3), 1-13. Recuperado de <http://pareonline.net/pdf/v17n3.pdf>
- Geležinytė, R. y Bagdžiūnienė, D. (2016). Innovative work behaviour: Some psychometric properties of the Lithuanian Questionnaire. *Psichologia*, 53, 59-77. <https://doi.org/10.15388/Psichol.2016.53.10032>
- Hanif, A. y Bukhari, I. (2015). Relationship between innovative work behavior and job involvement among the employees of Telecom sector. *Pakistan Journal of Social and Clinical Psychology*, 13(2), 23-29.
- Hair, J.E., Black, W.C., Babin, B.J., Anderson, R.E. y Tatham, R.L. (2010). *Multivariate data analysis* (6th Ed.). Upper Saddle River, NJ: Pearson-Prentice Hall.
- Herrero, J. (2010). El análisis factorial confirmatorio en el estudio de la estructura y estabilidad de los instrumentos de evaluación: un ejemplo con el Cuestionario de Autoestima CA-14. *Intervención Psicosocial*, 19(3), 289-300. <https://doi.org/10.5093/in2010v19n3a9>
- Holman, D., Totterdell, P., Axtell, C., Stride, C. y Port, R. (2005, May). Individual innovation behaviour: The development of a measure and examination of antecedents. *XII European Congress of Organizational and Work Psychology*, Istanbul.
- Janssen, O. (2000). Job demands, perceptions of effort reward fairness and innovative work behaviour. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 73, 287-302. <https://doi.org/10.1348/096317900167038>
- Janssen, O., van de Vliert, E. y West, M. (2004). The bright and dark sides of individual and group innovation: A special issue introduction. *Journal of Organizational Behavior*, 25(2), 129-145. <https://doi.org/10.1002/job.242>
- Kanter, R. (1988). When a 1000 flowers bloom. Structural, collective, and social conditions for innovation in organization. *Research in Organizational Behaviour*, 10, 169-211. <https://doi.org/10.1016/b978-0-7506-9749-1.50010-7>
- Kumar, R. (2011). *Research methodology: A step-by-step guide for beginners*. New Delhi: Sage.
- Leong, C. y Rasli, A. (2014). The Relationship between innovative work behaviour on work role performance: An empirical study. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 129, 592-600. <https://doi.org/10.1016/j.sbspro.2014.03.717>
- Li, M. y Hsu, C. (2016). A review of employee

- innovative behavior in services. *International Journal of Contemporary Hospitality Management*, 28(12), 2820-2841. <https://doi.org/10.1108/IJCHM-04-2015-0214>
- Lukes, M. y Stephan, U. (2017). Measuring employee innovation: A review of existing scales and the development of the innovative behavior and innovation support inventories across cultures. *International Journal of Entrepreneurial Behavior y Research*, 23(1), 136-158. <https://doi.org/10.1108/IJEER-11-2015-0262>
- Luksyte, A., Unsworth, K. y Avery, D. (2017). Innovative work behavior and sex-based stereotypes: Examining sex differences in perceptions and evaluations of innovative work behavior [Electronic version]. *Journal of Organizational Behaviour*. Recuperado de <https://doi.org/10.1002/job.2219>
- Madrid, H. (2013). *On innovation as an affect driven work behaviour* [Electronic version]. (Doctoral thesis), Institute of Work Psychology, University of Sheffield. Recuperado de <http://etheses.whiterose.ac.uk/4528/1/HMadrid%20-%20ethesis.pdf>
- Messick, S. (1980). Test validity and the ethics of assessment. *American Psychologist*, 35, 1012-1022. <https://doi.org/10.1037//0003-066x.35.11.1012>
- Ministerio de Trabajo de la Provincia de Santa Fe (2017). *Boletín 34: composición y evolución del empleo registrado* [Versión electrónica]. Recuperado de <https://www.santafe.gov.ar/index.php/content/view/full/93760>
- Montero Rojas, E. (2013). Referentes conceptuales y metodológicos sobre la noción moderna de validez de instrumentos de medición: implicaciones para el caso de personas con necesidades educativas especiales. *Actualidades en Psicología*, 27(114), 113-128. <https://doi.org/10.15517/ap.v27i114.7900>
- Oeij, P., Rus, D. y Pot, F. (2017). *Workplace innovation. Theory, research and practice*. Cham, SW: Springer International Publishing.
- Palazzeschi, L., Bucci, O. y Di Fabio, A. (2018). Re-thinking innovation in organizations in the industry 4.0 scenario: New challenges in a primary prevention perspective [Electronic version] *Frontiers in Psychology*. <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2018.00030>
- Salessi, S. y Omar, A. (2015, Noviembre). Propiedades psicométricas de la escala de comportamientos innovadores en el trabajo. Memorias VIII Jornadas de Ciencia y Tecnología de la Universidad Nacional de Rosario. Rosario, Argentina.
- Salessi, S. y Omar, O. (2019). Validez discriminante, predictiva e incremental de la Escala de Comportamientos Laborales Proactivos de Belschak y Den Hartog. *Revista Costarricense de Psicología*, 38(1), 75-93. <http://doi.org/10.22544/rcps.v38i01.05>
- Scott, S. y Bruce, R. (1994). Determinants of innovative behaviour: A path model of individual innovation in the workplace. *Academy of Management Journal*, 37, 580-607. <https://doi.org/10.2307/256701>
- Shih, H. y Susanto, E. (2017). Perceived identifiability, shared responsibility and innovative work behavior. *The International Journal of Human Resource Management*, 28(22), 3109-3127. <https://doi.org/10.1080/09585192.2016.1143860>
- Tabachnick, B. y Fidell, L.S (2013). *Using Multivariate Statistics* (6th Ed.). Boston, MA: Pearson.
- Taufiq Amir, M. (2015). Entrepreneurial behavior and innovative behavior: A conceptual clarification. *The Asian Journal of Technology Management*, 8(2), 160-171. <https://doi.org/10.12695/ajtm.2015.8.2.7>
- Wang, X., Fang, Y., Qureshi, I. y Janssen, O. (2015). Understanding employee innovative behaviour: Integrating the social network and leader-member exchange perspectives. *Journal of Organizational Behaviour*, 36(3), 403-420. <https://doi.org/10.1002/job.1994>
- West, M.A. y Farr, J.L. (1989). Innovation at work: Psychological perspectives. *Social Behaviour*, 4, 15-30.

Recibido: 2 de febrero de 2019

Aceptado: 3 de septiembre de 2020