

Inventario de Flow en el Trabajo: Evidencias de Validez de la Estructura Interna y Criterio

Solana Salessi¹, Alicia Omar

Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas – CONICET, Argentina

RESUMEN

El objetivo de este estudio fue adaptar y validar el Inventario de Flow en el Trabajo de Bakker en Argentina. Se utilizó un diseño empírico-instrumental transversal sobre una muestra no probabilística de 442 trabajadores (53% mujeres; $M_{edad}=33,5$ años; $DP_{edad}=19,6$). Los análisis de ecuaciones estructurales exploratorios indicaron la adecuación de un modelo trifactorial con 10 ítems invariables entre distintas ocupaciones. Los valores de la varianza media extraída y de su raíz cuadrada, de la proporción heterorasgo-monorasgo, del coeficiente alfa ordinal y del coeficiente de confiabilidad compuesta, demostraron la adecuada validez convergente-discriminante y confiabilidad. Las correlaciones positivas con pasión por el trabajo, satisfacción e implicación laboral indicaron apropiada validez concurrente. Los resultados obtenidos demuestran que la versión argentina del instrumento presenta adecuadas propiedades psicométricas.

Palabras clave: psicología organizacional positiva; psicometría; validez estadística.

RESUMO – Inventário de Flow no Trabalho: Evidências de Validade Da Estrutura Interna e Critério

O objetivo deste estudo foi adaptar e validar o Inventário de Flow no Trabalho de Bakker na Argentina. Um desenho empírico-instrumental transversal foi utilizado em uma amostra não probabilística de 442 trabalhadores (53% mulheres, $M_{idade}=33,5$ anos, $DP_{idade}=19,6$). Análises de equações estruturais exploratórias indicaram a adequação de um modelo tri-fatorial com 10 itens invariante entre diferentes ocupações. Os valores da variância extraída média e da sua raiz quadrada, da proporção heterorasgo-monorasgo, do coeficiente alfa ordinal e do coeficiente de confiabilidade composta demonstraram adequada validade convergente-discriminante e confiabilidades. As correlações positivas com paixão, satisfação e implicação no trabalho indicaram apropriada validade concorrente. Esses resultados mostram que a versão argentina do instrumento possui propriedades psicométricas adequadas.

Palavras-chave: psicologia organizacional positiva, psicometria, validade estatística.

ABSTRACT – Work-related Flow Inventory: Internal Structure and Criterion Validity evidence

The objective of this study was to adapt and validate the Work-related Flow Inventory from Bakker's study in Argentina. A cross-sectional empirical instrument design was used in a non-probabilistic sample of 442 workers (53% women, $M_{age}=33.5$ years, $SD=19.6$). Analyses of exploratory structural equations indicated adequacy of a tri-factorial model with 10 invariant items between different occupations. The values of the mean extracted variance and its square root, the heterotrait-monotrait ratio, the ordinal alpha coefficient and the composite reliability coefficient demonstrated adequate convergent-discriminant validity and reliability. Positive correlations with passion, work satisfaction and engagement indicated appropriate concurrent validity. Results show that the Argentine version of the instrument presents adequate psychometric properties.

Keywords: positive organizational psychology; psychometry; statistical validity.

En los albores del nuevo milenio, los estudiosos del comportamiento organizacional comenzaron a hacerse eco de las flamantes ideas de la psicología positiva (Seligman, & Csikszentmihalyi, 2000). Luthans (2002) sentó los cimientos fundacionales de una nueva corriente, recogida en la literatura bajo el nombre de psicología organizacional positiva. En el ámbito de esta disciplina, el estudio de las fortalezas psicológicas de las organizaciones

y de sus miembros alcanzó una posición destacada. Infundidas por el espíritu de este nuevo movimiento las investigaciones se trasladaron rápidamente desde el estudio del conflicto y el malestar, a la exploración de la felicidad y del bienestar en el trabajo (Rodríguez-Muñoz & Sanz-Vérgel, 2013). En este nuevo contexto, el estudio del flow o experiencia óptima se ubicó rápidamente a la vanguardia de las investigaciones en el área.

¹ Endereço para correspondência: Facultad de Derecho y Ciencias Sociales del Rosario, Pontificia Universidad Católica Argentina. Avenida Pellegrini, 3314 (2000), Rosario, Santa Fe, Argentina. Tel.: +54 03404 1550-0180. E-mail: solanasalessi@gmail.com
Este trabajo ha sido realizado en el marco de la beca postdoctoral otorgada por el Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET) a la primera autora bajo la dirección de la segunda.

El término *flow* fue acuñado por Csikszentmihalyi a mediados de la década de 1970, aunque alcanzó su mayor popularidad en el ámbito académico hacia el año 2000. Siguiendo a Seligman y Csikszentmihalyi (2000) el *flow* puede definirse como una sensación holística que las personas experimentan cuando actúan con implicación total en una actividad. Entre sus principales notas distintivas se encuentran, por ejemplo, aspectos tales como la claridad de metas, la atención focalizada, la percepción de control sobre la tarea, la distorsión en el sentido de cómo transcurre el tiempo, entre otros (Csikszentmihalyi, 2015).

Como se desprende de su conceptualización, el *flow* es susceptible de experimentarse en cualquier actividad que cause placer y sea intrínsecamente motivante. De allí que este concepto haya sido rápidamente extrapolado a campos tan diversos como el arte, el deporte, el estudio o el ocio (Csikszentmihalyi, 2015). El trabajo no constituye la excepción, siendo Csikszentmihalyi y LeFevre (1989) quienes dieron el puntapié inicial para las investigaciones en este campo. Aplicado al contexto laboral el *flow* puede definirse como una experiencia a corto plazo que se caracteriza por la absorción en la tarea, el placer o disfrute de la actividad y la motivación intrínseca (Bakker, 2008; Salanova, Martínez, Cifre, & Schaufeli, 2005). La absorción se refiere a un estado de concentración plena, por el cual los empleados están completamente inmersos en la tarea que están llevando a cabo, percibiendo que el tiempo pasa rápido y olvidando todo a su alrededor. El disfrute es el resultado de evaluaciones cognitivas y afectivas de la calidad de vida laboral; vale decir, un sentimiento positivo resultante de realizar una actividad placentera y gratificante. Finalmente, la motivación intrínseca se refiere a concepción de la actividad como una finalidad en sí misma; es decir, a la ejecución y sostenimiento de la tarea por el placer y satisfacción que la misma proporciona, antes que por las recompensas derivadas de su realización (Fullagar & Delle Fave, 2017).

En línea con esta conceptualización Bakker (2008) ha desarrollado un instrumento de medida para evaluar el constructo: el Inventario de Flow relacionado con el Trabajo (WOLF, por su nombre en inglés *Work-Related Flow Inventory*). La validación inicial fue realizada en Holanda, a partir de la información proporcionada por siete estudios complementarios ($n=1346$) ejecutados sobre trabajadores de diversos rubros. Análisis factoriales exploratorios y confirmatorios indicaron una solución de 13 ítems distribuidos entre tres factores denominados absorción, disfrute y motivación intrínseca. Dicha estructura explicó el 65% de la varianza del constructo, al tiempo que exhibió adecuados niveles de consistencia interna (coeficientes alfa de Cronbach entre 0,75 y 0,90) y confiabilidad test-retest (coeficientes de correlación entre 0,71 y 0,74).

A la fecha, se han llevado a cabo diversos estudios instrumentales orientados a la validación de este

instrumento en distintos contextos culturales. Tal es el caso, por ejemplo, de las adaptaciones chinas (Chen, Yu, & Huang, 2016; Zeng, 2013) y de las validaciones para Croacia (Bakker, Golub, & Rijavec, 2017), Australia (Happell, Gaskin, & Platania-phung, 2015), Sudáfrica (Geyser, Geldenhuys, & Crous, 2015) e Italia (Zito, Bakker, Colombo, & Cortese, 2015), respectivamente. A excepción de la validación australiana (Happell et al., 2015), que informó una moderada validez de constructo para el modelo trifactorial (en comparación a un modelo de dos factores en el que los ítems de motivación intrínseca y disfrute conformaban una misma dimensión); el resto de las investigaciones instrumentales (Bakker et al., 2017; Chen et al., 2016; Geyser et al., 2015; Zeng, 2013; Zito et al., 2015) han corroborado empíricamente el modelo teórico propuesto por Bakker (2008).

Si bien en Argentina se han ejecutado algunos estudios sobre la temática en el ámbito académico (Mesurado, 2008; 2010), el *flow* relacionado al trabajo es aún una temática exiguamente explorada (Leibovich de Figueroa, 2009). Frente a este panorama, se diseñó un estudio instrumental orientado a: 1. adaptar y validar el Inventario de *Flow* relacionado con el Trabajo (Bakker, 2008) para la población argentina y; 2. proporcionar evidencias de validez de estructura interna y de validez de criterio; esta última, a partir del análisis de sus relaciones con otros constructos. En este sentido, la teoría sobre *flow* (Csikszentmihalyi, 2015; Csikszentmihalyi & LeFevre, 1989) subraya que este estado de experiencia óptima se acompaña de emociones positivas, satisfacción, y bienestar. En sintonía con tales postulaciones, la evidencia empírica ha demostrado recurrentemente la vinculación entre *flow* y satisfacción laboral (Bakker, 2008; Fullagar & Delle Fave, 2017; Geyseer et al., 2015; Illies et al., 2017; Leibovich de Figueroa, 2009; Maeran & Cangiano, 2013) señalando, además, que el primero emerge como un poderoso predictor de la segunda. Del mismo modo, las probadas conexiones positivas entre *engagement* y *flow* (De Fraga & Moneta, 2016; Fullagar & Delle Fave, 2017; Salanova et al., 2005) alientan a presuponer que la implicación en el trabajo (del inglés *job involvement*) también podría relacionarse significativamente con él; desde el momento que constituye un estado positivo de compromiso, identificación y participación en el trabajo (Autor & Autor 2018a; 2018b). Paralelamente, teniendo en cuenta que la experiencia de *flow* puede ocurrir tanto en situaciones de motivación autónoma como controlada (Delle Fave, Massimini, & Bassi, 2011; Happell et al., 2015), sería esperable que presentara relaciones significativas con la pasión armónica y con la pasión obsesiva; habida cuenta que ambos tipos de motivación constituyen el mecanismo explicativo que subyace a ambas clases de pasión, respectivamente (Autor & Autor, 2018a; Autor & Autor, en prensa). Con base en estos referentes se conjetura como hipótesis que: el *flow* se relacionará positivamente con

la satisfacción laboral, la implicación en el trabajo y la pasión por el trabajo.

Método

Diseño

La presente investigación se inscribe en la categoría de estudios instrumentales, desde el momento que se orienta a la adaptación y análisis psicométrico de un instrumento foráneo (Ato, López, & Benavente, 2013). En línea con los procedimientos recomendados por los especialistas (Ato et al., 2013; Muñiz, Elosua, & Hambleton, 2013), primeramente, se ejecutó un estudio piloto orientado a adaptar el instrumento analizando, para ello, la validez de contenido, la equivalencia semántica y la equivalencia operacional entre el instrumento foráneo y su versión adaptada. Posteriormente, se desarrolló el estudio principal en base al cual se determinó la equivalencia métrica de la escala.

Adaptación del instrumento

Con miras a la traducción y adaptación para la población argentina del Inventario de *Flow* relacionado con el Trabajo de Bakker (2008), se efectuaron tareas de revisión bibliográfica y consultas con expertos. Inicialmente, se estableció el significado del constructo *flow* tanto en la cultura donde fue desarrollado el instrumento, como en la cultura objetivo. Como parte de este proceso los reactivos de la escala también fueron sometidos a revisión crítica por parte de tres especialistas (dos en psicología del trabajo y uno en psicometría) con el fin de establecer la equivalencia de ítems. Para establecer la equivalencia semántica entre la versión traducida y la versión original de la escala se siguió un procedimiento iterativo de traducción y re-traducción. En primer lugar, dos traductores profesionales tradujeron los ítems desde su idioma original al idioma de la población objetivo. Seguidamente, otros dos profesionales bilingües retradujeron los ítems desde el español al inglés. Finalmente, dos nuevos traductores científicos compararon las dos formas del instrumento "a ciegas" con el propósito de identificar el grado de concordancia entre el ítem original y el ítem traducido en función de cuatro niveles de equivalencia: (a) inalterado; (b) poco alterado; (c) bastante alterado; y (d) completamente alterado.

La equivalencia operacional, relativa a la posibilidad de mantener estables las características operativas durante la aplicación del instrumento mediante, por ejemplo, la utilización del mismo formato de respuesta, el uso de instrucciones similares a las originales, la aplicación del mismo modo de administración, etc., se determinó a partir de una muestra por disponibilidad de 52 estudiantes de un postgrado en administración de empresas quienes, además trabajaban en diversas organizaciones. El 84% de la muestra se desempeñaba en el ámbito privado, y el 56% desarrollaba sus actividades en el sector

industrial. El 62% de la muestra estaba conformada por varones. La edad promedio de los participantes era de 34 años ($DE=5,24$), en tanto que la antigüedad laboral media fue de 4,94 años ($DE=3,64$). La recolección de datos tuvo lugar en las instalaciones de la universidad, en los días y horarios habituales de cursado. Una vez concluida la admiración, se habilitó un espacio para que los participantes pudieran opinar del instrumento; principalmente en lo referente a posibles ambigüedades de sentido, claridad de la redacción, tiempo requerido para completarla, etc. Tales observaciones fueron capitalizadas para perfeccionar el instrumento, facilitando los ajustes semánticos y sintácticos necesarios.

Resultados

El análisis de la literatura especializada (Bakker, 2008; Csikszentmihalyi, 2015; Leibovich de Figueroa, 2009; Mesurado, 2010; Rodríguez et al., 2008; Salanova et al., 2005) permitió concluir que el constructo *flow* es equivalente en ambas culturas. La revisión del contenido de cada ítem por parte de los tres profesionales indicó que los mismos cubrían los tres dominios de *flow* postulados por el modelo de Bakker (2008). Los índices de concordancia inter-jueces calculados a partir de la clasificación de los ítems fueron altamente satisfactorios, oscilando entre 0,82 y 0,90 ($p<0,000$). Respecto a la adaptación lingüística, los expertos concluyeron que se había mantenido inalterada la concordancia entre cada ítem original y el traducido al español, por lo que la versión argentina del Inventario de *Flow* relacionado con el Trabajo presentaba una adecuada equivalencia semántica. En lo que hace a la equivalencia operacional, 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.

Validación del instrumento

Para analizar la estructura factorial y determinar las propiedades psicométricas de la versión traducida y adaptada del Inventario de *Flow* relacionado con el Trabajo (Bakker, 2008) se empleó la muestra, los instrumentos, el procedimiento y la estrategia analítica que se describen a continuación. Los análisis estadísticos fueron realizados con el auxilio de los programas informáticos SPSS (del inglés *Statistical Package for the Social Sciences*; versión 23.0) y Mplus (versión 7.3), según corresponda.

Participantes

Se integró una muestra inicial de 485 participantes, seleccionados en forma no probabilística (muestreo por conveniencia), de los cuales se decidió descartar 28 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 14 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. A su vez, de los análisis exploratorios realizados surgieron 15 casos atípicos que fueron excluidos quedando la muestra final, entonces, constituida por 442 participantes (53,7% mujeres) de diversas organizaciones argentinas públicas y privadas localizadas en el centro-sur de la provincia de Santa Fe. El promedio de edad fue de 33,5 años ($DE=19,64$). La antigüedad laboral media fue de 7,5 años ($DE=9,21$). El 81,5% de la muestra tenía estudios superiores terciarios y/ o universitarios. El 56,7% trabajaba en el sector privado. La distribución por rubros de actividad fue la siguiente: 32,2% industria; 30,5% comercio y servicios; 25,3% salud; 12% educación.

Procedimiento

La recolección de los datos se ejecutó 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. Los participantes completaron de manera individual un cuadernillo conteniendo 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 distribuidos aleatoriamente. La administración de las técnicas estuvo a cargo de personal entrenado a tal efecto. El tiempo aproximado que demandó completar el cuadernillo fue de 30 minutos. La ejecución del estudio se llevó a cabo en un todo de acuerdo con los principios éticos establecidos por el Código de conducta de la *American Psychological Association* (2017), y con las recomendaciones del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas para las investigaciones en las ciencias sociales y humanas (CONICET, 2006, Resolución D No. 2857).

Instrumentos

Inventario de Flow relacionado con el Trabajo (Bakker, 2008). El instrumento está integrado por 13 ítems presentados en formato tipo Likert de 5 puntos (variando desde 1=*nunca*; a 5=*siempre*); distribuidos en tres sub-escalas: absorción (4 ítems; ej.: cuando estoy trabajando no pienso en otra cosa; $\alpha=0,80$); disfrute (4 ítems; ej.: cuando estoy trabajando me siento feliz; $\alpha=0,81$), y motivación intrínseca (5 ítems; ej.: mi trabajo me motiva por sí mismo y no por las recompensas que recibo; $\alpha=0,78$).

Adaptación argentina de la Escala de Pasión por el Trabajo (Autor & Autor, en prensa). El instrumento se encuentra integrado por 14 ítems con formato

Likert de 5 puntos (variando desde 1=*Totalmente en desacuerdo* a 5=*Totalmente de acuerdo*) distribuidos proporcionalmente entre las subescalas de pasión armónica (ej.: las cosas que aprendo en este trabajo hacen que lo valore más todavía; $\alpha=0,79$) y pasión obsesiva (ej.: el impulso es tan fuerte que no puedo dejar de hacer este trabajo; $\alpha=0,80$).

Adaptación argentina de la Escala de Satisfacción Laboral Genérica (Autor & Autor, 2016). El instrumento está integrado por 7 ítems (ej.: en mi trabajo puedo aplicar todas mis capacidades y habilidades; $\alpha=0,87$) valorados sobre una escala tipo Likert de 5 puntos (1=*totalmente en desacuerdo*; 5=*totalmente de acuerdo*).

Adaptación argentina del Cuestionario de Implicación en el Trabajo (Autor & Autor, 2018b). El instrumento está integrado por 9 ítems (ej.: mi trabajo ocupa un lugar irremplazable en mi vida; $\alpha=0,82$) valorados sobre una escala tipo Likert de 5 puntos (1=*totalmente en desacuerdo*; 5=*totalmente de acuerdo*).

Estrategia de análisis de datos

Análisis exploratorios. Se analizó la presencia de valores perdidos y casos atípicos. Para este último, se analizaron las puntuaciones Z y las distancias de Mahalanobis al cuadrado (Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2010). Se examinó la distribución de las variables mediante la información proporcionada por estadísticos descriptivos, coeficientes de asimetría y curtosis e índices de discriminación (Tabachnick & Fidell, 2013). Para determinar la adecuación del tamaño muestral se computó la prueba de Kaiser-Meyer-Olkin y de Esfericidad de Bartlett (Lloret-Segura, Ferreres, Hernández & Tomás, 2017).

Evidencias de validez de estructura interna. Se realizó un análisis de ecuaciones estructurales exploratorio (ESEM, del inglés *Exploratory Structural Equation Modelling*; Marsh, Morin, Parker, & Kaur, 2014). Replicando la estrategia utilizada por Bakker (2008) y, teniendo en cuenta que cierta evidencia empírica (Happell, et al., 2015) sugiere una estructura factorial diferente de la original, en el presente estudio se analizaron diversos modelos rivales; a saber: un modelo unifactorial, un modelo oblicuo de dos factores y, un modelo oblicuo trifactorial. Dada la naturaleza ordinal de los datos, se empleó el método de Mínimos Cuadrados no Ponderados con Ajuste en Medias y Varianzas (WLSMV, del inglés *Weighted Least Squares Means and Variance Adjusted*) y se aplicó la rotación oblicua geomin (Marsh et al., 2014), habida cuenta que la evidencia indica correlaciones entre los factores (Chen et al., 2016; Geysler et al, 2015; Zito et al., 2015). Para evaluar la bondad de ajuste de cada modelo se analizó que: (a) el Índice de Bondad de Ajuste (GFI, del inglés *Goodness of Fit Index*), el Índice de Ajuste Comparativo (CFI, del inglés *Comparative Fit Index*) y el Índice de Tucker-Lewis (TLI, *Tucker-Lewis Index*)

alcanzaran valores iguales o superiores a 0,90; (b) que el Error Cuadrático Medio de Aproximación (RMSEA, del inglés *Root Mean Square Error of Approximation*) fuera inferior a 0,08 (Hair et al., 2010; Marsch et al., 2014) y; (c) que el Criterio de Información de Akaike (AIC, del inglés *Akaike Information Criterion*) fuese disminuyendo (Hair et al., 2010). La confiabilidad se estableció a partir del coeficiente alfa ordinal y del coeficiente de confiabilidad compuesta (CR, del inglés *Composite Reliability*). En ambos casos, valores por encima de 0,70 se consideran evidencia de adecuada confiabilidad (Gadermann, Guhn, & Zumbo, 2012).

Evidencias de invarianza factorial y diferencias de grupos. Dada cierta evidencia empírica (Llorens, Salanova & Rodríguez, 2013; Rodríguez, Schaufeli, Salanova, & Cifre, 2008; Salanova et al., 2005) que indica diferencias significativas en flow entre distintos grupos ocupacionales, se decidió realizar un análisis de varianza (ANOVA de un factor). Previamente, se examinó la invarianza configural y la invarianza de medida estricta en función del ramo de actividad para determinar la equivalencia del modelo de medida entre los grupos contrastados. Con tal propósito, inicialmente se estimó un modelo de base sin restricciones. A continuación, se propusieron modelos alternativos con restricciones en los diversos parámetros (cargas factoriales principales y cruzadas, interceptos, varianzas y covarianzas). Los diferentes modelos anidados fueron comparados a partir de los cambios en los índices de ajuste, considerando evidencia de invarianza aumentos en GFI, CFI y TLI iguales o inferiores a 0,010 y, aumentos en RMSEA iguales inferiores a 0,015 (Cheung & Rensvold, 2002).

Evidencias de validez de criterio. Se obtuvo evidencia de validez convergente y discriminante mediante tres procedimientos: (a) el cómputo de la Proporción Heterorasgo-Monorasgo (HTMT, del inglés *Heterotrait-Monotrait Ratio*); (b) el cálculo de la Varianza Media Extraída (AVE, del inglés *Average Variance Extracted*) y de su raíz cuadrada, respectivamente y; (c) el análisis de las correlaciones entre los constructos (mediante el coeficiente de correlación de Spearman, dada la naturaleza ordinal de los datos). Valores inferiores a 0,90 en la proporción HTMT demuestran una adecuada validez discriminante (Henseler, Ringle, & Sarstedt, 2015). Valores iguales o superiores a 0,50 en el índice AVE y, valores de su raíz cuadrada superiores a la correlación entre los factores, indican adecuada validez convergente (Bagozzi & Yi, 2012).

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 & Fidell, 2013). La matriz de datos fue

considerada factorizable (Test de Esfericidad de Bartlett: $\chi^2(78; 442)=2515,71$; $p=0,00$; Índice de Adecuación Muestral de Kaiser-Meyer-Olkin=0,87). No se detectaron problemas de asimetría y curtosis extrema, siendo los valores de estos coeficientes inferiores a ± 2 en todos los ítems. Las correlaciones ítem-total fueron todas positivas y superiores a 0,40.

Evidencias de validez de estructura interna

Modelo uni-factorial (un factor general de flow con 13 ítems como indicadores observables y sus respectivos errores de medida). Los índices obtenidos indicaron un ajuste inaceptable (GFI=0,61; CFI=0,64; TLI=0,57; RMSEA=0,17, IC 95% [0,16; 0,18]; AIC=994,21). La inspección de los índices de modificación indicó que la correlación entre los residuos pertenecientes al par conformado por los ítems 2 (cuando estoy trabajando estoy alegre) y 8 (cuando trabajo me siento feliz) y, por los ítems 6 (trabajo porque lo disfrute) y 12 (cuando estoy trabajando en algo, lo hago por mí mismo) produciría una mejoría en el modelo. Dado que residuos altamente correlacionados indican redundancia debido a la superposición de contenidos (Brown, 2015), se decidió eliminar los ítems que presentaron menor peso de regresión estandarizado en cada par (ítem 2: 0,28; $p<0,05$; ítem 12: 0,23; $p<0,05$). Sin embargo, la re-especificación del modelo (ahora con 11 ítems) no produjo una mejoría significativa en el ajuste (GFI=0,70; CFI=0,71; TLI=0,62; RMSEA=0,16, IC 95% [0,15; 0,17]; AIC=798,27). Las cargas estandarizadas oscilaron entre 0,31 y 0,67 ($p<0,05$). La confiabilidad fue aceptable (CR=0,71; $\alpha=0,75$). La varianza explicada por el factor fue de 19,54%.

Modelo bifactorial (dos factores de primer orden correlacionados rotulados como absorción en la tarea y, motivación y disfrute, respectivamente; con 13 ítems como indicadores observables y sus respectivos errores de medición). Los índices obtenidos para este modelo mostraron un ajuste inadecuado (GFI=0,72; CFI=0,75; TLI=0,72; RMSEA=0,14, IC 95% [0,13; 0,15]; AIC=675,84). Se decidió retener aquellos ítems con una saturación factorial superior a 0,40 en el factor específico y no superior a 0,30 en el otro factor. En aquellos casos en los que un ítem saturó por encima de ese valor se consideró que contribuía al factor en que su saturación era mayor siempre y cuando la diferencia entre las cargas factoriales fuera superior a 0,10 (Lloret-Segura et al., 2017). La aplicación de este criterio condujo a eliminar el ítem 3 (me dejo llevar por mi trabajo; Factor 1: 0,49; $p<0,05$; Factor 2: 43; $p<0,05$). Los índices de modificación, a su vez, sugirieron la pertinencia de correlacionar los residuos correspondientes al par conformado por los ítems 9 (quiero trabajar incluso en mi tiempo libre) y 10 (haría este trabajo, aunque no me pagaran por él); por los ítems 5 (mi trabajo me interesa por sí mismo y no por las recompensas materiales) y 12 (cuando estoy trabajando en algo, lo hago por mí mismo) y; por los ítems

2 (cuando estoy trabajando estoy alegre) y 8 (cuando trabajo me siento feliz). La re-especificación del modelo supuso una ganancia (GFI=0,78; CFI=0,80; TLI=0,75; RMSEA=0,10, IC 95% [0,11; 0,12]; AIC=570,85). Del mismo modo, la eliminación de los ítems con menor carga factorial (ítem 2: 0,43; $p < 0,05$; ítem 9: 0,40; $p < 0,05$; ítem 12: 0,41; $p < 0,05$) elevó ligeramente los índices, alcanzándose un ajuste apropiado, pero no óptimo (GFI=0,81; CFI=0,82; TLI=0,78; RMSEA=0,10, IC 95% [0,11; 0,12]; AIC=509,62) en el modelo re-especificado (ahora con 10 ítems). Las cargas estandarizadas oscilaron entre 0,61 y 0,73 ($p < 0,05$) en el factor absorción en la tarea y, entre 0,45 y 0,82 ($p < 0,05$) en el factor motivación y disfrute. La confiabilidad fue adecuada en ambos factores (absorción en la tarea: CR=0,76, $\alpha = 0,78$; motivación y disfrute: CR=0,80; $\alpha = 0,82$). La varianza explicada por este modelo fue del 42,18%.

Modelo tri-factorial (tres factores de primer orden correlacionados denominados absorción en la tarea, disfrute y, motivación intrínseca; con 13 ítems como indicadores observables y sus respectivos errores de medida). Los índices obtenidos para este modelo mostraron un ajuste aceptable, pero no óptimo (GFI=0,85; CFI=0,87; TLI=0,87; RMSEA=0,06, IC 95% [0,07; 0,08]; AIC=449,87). La inspección de las cargas principales y cruzadas condujo eliminar tres ítems que presentaron cargas cruzadas mayores a 0,30 en al menos uno de los otros dos factores: ítem 2 (cuando estoy

trabajando estoy alegre; Factor 1: 0,28; $p < 0,05$; Factor 2: 0,45; $p < 0,05$; Factor 3: 0,39; $p < 0,05$); ítem 6 (trabajo porque lo disfruto; Factor 1: 0,33; $p < 0,05$; Factor 2: 0,42; $p < 0,05$; Factor 3: 0,48; $p < 0,05$) e; ítem 12 (cuando estoy trabajando en algo lo hago por mí mismo; Factor 1: 0,37; $p < 0,05$; Factor 2: 0,25; $p < 0,05$; Factor 3: 0,42; $p < 0,05$). La re-especificación del modelo (ahora con 10 ítems) conllevó una ganancia en el modelo, demostrando un grado de ajuste adecuado en todos los índices evaluados (GFI=0,90; CFI=0,91; TLI=0,90; RMSEA=0,04, IC 95% [0,03; 0,05]; AIC=327,11). Las cargas estandarizadas oscilaron entre 0,61 y 0,73 ($p < 0,05$) en el factor absorción en la tarea; entre 0,70 y 0,85 ($p < 0,05$) en el factor disfrute y; entre 0,51 y 0,82 ($p < 0,05$) en el factor motivación intrínseca. La confiabilidad fue aceptable en los tres factores (CR=0,80, $\alpha = 0,82$; CR=0,84, $\alpha = 0,87$; CR=0,79; $\alpha = 0,81$, respectivamente). La varianza explicada por este modelo fue del 63,71%.

El análisis comparativo de los diversos modelos contrastados muestra que el modelo tri-factorial con 10 ítems como indicadores observables presenta el ajuste más adecuado en todos los índices considerados. Particularmente, el valor de AIC y el valor de RMSEA demuestran que, de los tres modelos comparados, éste es el más parsimonioso. Las cargas factoriales principales y cruzadas, y los estadísticos descriptivos de los ítems correspondientes a este modelo de medida se presentan en la Tabla 1.

Tabla 1

Cargas factoriales principales y cruzadas, estadísticos descriptivos, coeficientes de asimetría y curtosis e índices de discriminación correspondientes a los ítems del Inventario de Flow relacionado con el Trabajo (versión adaptada)

Contenido del ítem	ESEM			Análisis descriptivos				
	I	II	III	M	DE	As	Cs	$r_{i-total}$
1. Cuando estoy trabajando no pienso en otra cosa	0,61	0,03	0,14	2,21	0,90	0,10	-0,36	0,42
2. Me dejo "llevar" por mi trabajo	0,62	0,02	0,09	2,15	0,99	0,08	-0,53	0,43
3. Cuando trabajo me olvido de todo lo que me rodea	0,65	0,04	0,06	2,50	1,00	0,15	-0,24	0,44
4. Estoy totalmente inmerso en mi trabajo	0,73	0,05	0,03	3,48	1,00	0,37	0,21	0,52
5. Mi trabajo me produce lindas sensaciones	0,10	0,70	0,17	3,31	1,19	0,61	0,12	0,49
6. Cuando estoy trabajando me siento feliz	0,15	0,76	0,19	3,29	1,32	0,21	0,35	0,61
7. Hago mi trabajo con mucho entusiasmo	0,09	0,85	0,24	3,52	1,04	-0,09	0,11	0,55
8. Mi trabajo me interesa por sí mismo	0,16	0,23	0,74	3,75	1,22	-0,10	0,19	0,50
9. Quiero trabajar incluso en mi tiempo libre	0,11	0,25	0,51	2,29	1,00	0,43	-0,57	0,42
10. Haría este trabajo, aunque no me pagaran por él	0,09	0,22	0,82	3,15	1,32	-0,12	-0,41	0,43

Nota. Factor I (Absorción en la tarea); Factor II (Disfrute); Factor III (Motivación intrínseca); As=Coeficiente de asimetría; Cs=Coeficiente de curtosis; $r_{i-total}$ =Correlación ítem-total corregida

Evidencias de invarianza factorial y diferencias de grupo

El análisis de invarianza indicó que el modelo de medida resultante mostró invarianza configural (GFI=0,89; CFI=0,90; TLI=0,90; RMSEA=0,04) entre los diversos ramos de actividad analizados. El agregado de restricciones

en las cargas factoriales principales y cruzadas (GFI=0,90; CFI=0,90; TLI=0,91; RMSEA=0,04), en los interceptos (GFI=0,90; CFI=0,91; TLI=0,91; RMSEA=0,04) y, en varianzas y covarianzas (GFI=0,91; CFI=0,91; TLI=0,91; RMSEA=0,04) no conllevó incrementos superiores a lo esperable en los índices de ajuste analizados

(ΔGFI , ΔCFI y $\Delta TLI \geq 0,010$; $\Delta RMSEA \geq 0,015$). Dicho resultó demostró la invarianza métrica del instrumento entre los distintos grupos.

Comprobada la equivalencia de la estructura del instrumento se procedió, seguidamente, a examinar posibles diferencias en las dimensiones del *flow* entre los diversos ramos de actividad. La prueba ANOVA de un factor indicó diferencias significativas en las dimensiones de disfrute ($F_{(4; 437)}=8,22$, $p=.000$) y motivación intrínseca ($F_{(4; 437)}=5,90$, $p=0,001$). La comparación post hoc mediante la prueba Bonferroni determinó que los trabajadores de la educación y de la salud informan más motivación hacia su trabajo y experiencias de disfrute que

los trabajadores de comercio, los empleados de la administración pública y los trabajadores del sector industrial, respectivamente (motivación intrínseca: $M_{educación}=3,34$, $DE=1,17$; $M_{salud}=3,21$, $DE=1,12$; $M_{comercio}=2,77$, $DE=0,75$; $M_{administración}=2,67$, $DE=0,79$; $M_{industria}=2,89$, $DE=0,80$; disfrute: $M_{educación}=4,04$, $DE=0,92$; $M_{salud}=4,10$, $DE=0,90$; $M_{comercio}=2,97$, $DE=0,95$; $M_{administración}=2,76$, $DE=0,89$; $M_{industria}=2,92$, $DE=0,91$).

Evidencias de validez de criterio

La Tabla 2 informa las medias y desvíos típicos, los coeficientes de correlación, los valores correspondientes al índice AVE, a su raíz cuadrada, y a la proporción HTMT obtenidos para las variables bajo estudio.

Tabla 2

Estadísticos descriptivos, índices de correlación, varianza media extraída y proporción heterorasgo-monorasgo de las variables bajo estudio

Variables	M	DT	1	2	3	4	5	6	7	AVE	\sqrt{AVE}
1. Absorción	2,64	1,19	-	0,40*	0,44*	0,30*	0,60*	0,50*	0,49*	0,72	0,84
2. Disfrute	3,45	1,36	0,51	-	0,66*	0,44*	0,55*	0,71*	0,24*	0,71	0,83
3. Motivación intrínseca	3,26	1,25	0,47	0,51	-	0,68*	0,64*	0,64*	0,47*	0,76	0,87
4. Satisfacción laboral	3,61	1,31	0,45	0,48	0,51	-	0,49*	0,65*	0,15	0,74	0,86
5. Implicación en el trabajo	3,48	1,32	0,51	0,45	0,49	0,38	-	0,62*	0,66*	0,72	0,84
6. Pasión armoniosa	3,85	1,27	0,55	0,48	0,45	0,49	0,51	-	0,41*	0,79	0,88
7. Pasión obsesiva	2,31	1,11	0,47	0,54	0,58	0,51	0,50	0,47	-	0,76	0,87

Nota. Los valores bajo la diagonal corresponden a la proporción heterorasgo-monorasgo entre factores. * $p<0,01$

Los resultados obtenidos muestran que las tres facetas del *flow* se relacionan positivamente tanto con la satisfacción e implicación laboral, como con la pasión armoniosa y obsesiva, confirmando empíricamente la hipótesis de trabajo propuesta. Los coeficientes de correlación resultaron altos y significativos ($p<0,001$) destacándose, especialmente, las asociaciones entre disfrute y pasión armoniosa; así como, las vinculaciones que la dimensión de motivación intrínseca mostró con todas las variables analizadas. Los valores del índice AVE fueron superiores a 0,50, y sus respectivas raíces cuadradas resultaron mayores que la correlación al cuadrado entre dos factores cualesquiera. Del mismo modo, la proporción HTMT fue, en todos los casos, inferior al valor estipulado.

Discusión

El estudio instrumental aquí presentado tuvo un doble propósito. Por un lado, adaptar y validar el Inventario de *Flow* relacionado con el Trabajo (Bakker, 2008) para la población argentina. Por otro lado, analizar las propiedades psicométricas de esta versión; principalmente, la validez de estructura interna y la validez convergente, discriminante y concurrente con relación a otros criterios. En lo que hace al primer objetivo, el análisis de ecuaciones estructurales exploratorio realizado indicó que, de

los tres modelos rivales contrastados, el que mejor capta la esencia del constructo *flow* en la muestra analizada es aquél compuesto por tres factores latentes correlacionados. Este resultado armoniza tanto con los hallazgos informados por el propio autor del instrumento (Bakker, 2008), como por otros estudios instrumentales sobre la escala. Tal es el caso, por ejemplo, de la validación italiana (Zito et al., 2015) que, a partir de un análisis factorial confirmatorio ejecutado en cinco muestras trabajadoras demostró la pertinencia de una estructura de tres factores, invariante en todos los grupos contrastados. Resultados similares fueron comunicados por Rodríguez et al. (2008), quienes con base en el análisis de los datos proporcionados por una muestra de estudiantes de posgrado y por una muestra multi-ocupacional de trabajadores de la industria, el comercio, la administración pública, etc., corroboraron que un modelo trifactorial representa más idóneamente que un modelo de un factor la matriz empírica de varianzas y covarianzas; y que dicho modelo es, una vez más, invariante entre las diversas muestras. En la misma línea, las investigaciones desarrolladas en Asia, Europa y Sud-África (Bakker et al., 2017; Chen et al., 2016; Geysler et al., 2015; Zeng, 2013) coinciden al señalar que un modelo de tres factores de primer orden correlacionados es el que mejor representa naturaleza multi-dimensional del *flow*.

No obstante, cabe mencionar que en el marco del presente estudio el modelo trifactorial de 13 ítems presentó un ajuste aceptable pero no óptimo; motivo por el cual se decidió buscar posibles re-especificaciones que se tradujeran en un mejor ajuste, tal como lo recomiendan diversos especialistas (Bagozzi & Yi, 2012; Brown, 2015; Hair et al., 2010; Lloret-Segura et al., 2017; Marsch et al., 2014). En este sentido, la inspección de los residuos de la matriz de las predicciones de la covarianza y correlación (donde los residuos estandarizados dan cuenta de la diferencia existente entre la matriz de covarianza o correlación observada y la matriz de covarianza o correlación predicha) permitieron identificar ítems con valores residuales mayores a lo esperado; los que, indicaban claramente errores de predicción. Siguiendo los procedimientos habituales se eliminaron tales indicadores. Por lo que, la versión argentina del Inventario de *Flow* relacionado con el Trabajo quedó integrada, entonces, por 10 ítems distribuidos en tres dimensiones, las que fueron rotuladas como “absorción en la tarea”, “disfrute” y “motivación intrínseca”, respectivamente.

Si bien la versión aquí presentada cuenta con una cantidad inferior de ítems, cabe destacar que el modelo encontrado no difiere en modo alguno del propuesto por Bakker (2008) y ampliamente validado por numerosos estudios instrumentales (Bakker et al., 2017; Chen et al., 2016; Geysler et al., 2015; Rodríguez et al., 2008; Zeng, 2013; Zito et al., 2015). En efecto, lejos de indicar una estructura nueva, los hallazgos que se desprenden de esta investigación aportan evidencia a favor de la organización tripartita a la que adscribe el *flow* relacionado con el trabajo (Bakker, 2008; Leibovich de Figueroa, 2009; Salanova et al., 2005); desde el momento que la reducción de los indicadores no supuso ninguna modificación estructural a nivel de los factores siendo, por el contrario, un procedimiento usual de re-especificación de modelos en post de un mejor grado de ajuste.

Un examen pormenorizado de las correlaciones entre las variables analizadas indica que el *flow* se asocia con los restantes constructos analizados en la dirección esperada, confirmando así la hipótesis de trabajo propuesta. En este sentido, las relaciones positivas encontradas con la pasión por el trabajo sintonizan tanto con las conclusiones de investigaciones desarrolladas en el ámbito local (Autor & Autor, 2018a; 2018b; Autor & Autor, en prensa), como internacional. Si bien los resultados obtenidos particularmente en torno a la pasión obsesiva podrían resultar sorprendentes, dada la connotación negativa del constructo (Autor & Autor, en prensa), son plenamente consistentes con la teoría y la evidencia disponible. En efecto, diversos estudios (Carpentier, Mageau, & Vallerand, 2012; Curran, Hill, Appleton, Vallerand, & Standage, 2015; Lavigne, Forest, & Crevier-Braud, 2011; Thibault-Landry, Egan, Crevier-Braud, Manganelli, & Forest, 2018; Zito & Colombo, 2017) señalan que los

individuos apasionados se encuentran completamente abocados a su trabajo. Los altos montos de esfuerzo y dedicación invertidos en la ejecución de sus tareas explicarían la mayor absorción y motivación intrínseca, así como la posibilidad de disfrute y satisfacción mientras estén involucrados en su trabajo; aún, entre los obsesivamente apasionados.

Respecto a las relaciones entre *flow*, satisfacción e implicación laboral, las correlaciones altas y significativas encontradas no hacen más que corroborar, en el primer caso, la profusa literatura (Bakker, 2008; Csikszentmihalyi, 2015; Csikszentmihalyi & LeFevre, 1989; Fullagar & Delle Fave, 2017; Geysler et al., 2015; Illies et al., 2017; Leibovich de Figueroa, 2009; Maeran & Cangiano, 2013; Zeng, 2013; Zito et al., 2015) que avala que la experiencia óptima de *flow* en el trabajo conlleva mayor satisfacción laboral. En cuanto a la implicación, los resultados encontrados armonizan con la evidencia reciente (Autor & Autor, 2018; Geysler et al., 2015) mostrando que el estar inmerso en la tarea se vincula positivamente con el grado de identificación cognitiva y emocional con el trabajo. Vale decir que, contar con trabajadores involucrados con su tarea, intrínsecamente interesados y capaces de obtener placer allana el camino a otros estados positivos, tales como la implicación y la satisfacción con el trabajo.

Entre las limitaciones de la investigación realizada hay que citar, en primer lugar, la representatividad de la muestra, la que al haber sido seleccionada en forma no probabilística impide la generalización de los resultados a la población en su conjunto. Una segunda limitación podría estar vinculada con la validez externa del instrumento aquí presentado. En este sentido, como no se ha verificado la estabilidad a lo largo del tiempo sería recomendable que próximos estudios exploren la confiabilidad test-retest de esta versión. Del mismo modo, no haber analizado otros aspectos, tales como la validez predictiva e incremental, podría constituir 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 otras actitudes y comportamientos relevantes para las organizaciones y sus miembros. Asimismo, cabe remarcar que como la escala evalúa el *flow* auto-percibido, las respuestas podrían verse contaminadas por la tendencia a aparecer mejor. Por lo tanto, sería importante en futuros estudios obtener información de otras fuentes (tales como compañeros y supervisores), y/o utilizar mecanismos de validez interna (por ejemplo, escalas de deseabilidad social).

Si bien la diferencia en la cantidad de reactivos podría ser considerada una limitación, habida cuenta que la adaptación aquí presentada se compone de un número inferior de ítems, contraponiéndose a otras validaciones (Bakker et al., 2017; Chen et al., 2016; Geysler et al., 2015; Zeng, 2013; Zito et al., 2015); los resultados obtenidos son auspiciosos en cuanto a las propiedades

psicométricas del instrumento obtenido. En efecto, los análisis realizados muestran que la eliminación de tres reactivos no perjudicó ni la confiabilidad ni la validez de la escala. De los hallazgos se desprende que la versión argentina del instrumento posee una adecuada validez convergente-discriminante, ya que la varianza capturada por los tres factores identificados es mayor que la debida a los errores de medida y se puede explicar adecuadamente a través de los indicadores elegidos (Bagozzi & Yi, 2012; Henseler et al., 2015). El análisis de las inter-correlaciones entre las diversas facetas muestra que absorción en la tarea, disfrute y motivación intrínseca se asocian positivamente entre sí, siendo las asociaciones entre disfrute y motivación las más elevadas. Estos resultados coinciden con los hallazgos de otros estudios instrumentales (Chen et al., 2016; Geysler et al., 2015; Zito et al., 2015), reforzando la conclusión de que se trata de dimensiones relacionadas de un mismo constructo. Asimismo, la versión argentina del Inventario de *Flow* relacionado con el Trabajo posee una adecuada consistencia interna y confiabilidad compuesta comparable, incluso, a la informada por Bakker (2008) y la encontrada en otras versiones de la escala (Bakker et al., 2017; Chen et al., 2016; Geysler et al., 2015; Zeng, 2013; Zito et al., 2015).

No obstante, cabe preguntarse cuál es la razón por la que estos reactivos no resultaron ser indicadores idóneos en la muestra analizada. El análisis de los ítems y sus respectivas traducciones puede aportar una respuesta. En este sentido, por ejemplo, es probable que el adjetivo “alegre” correspondiente al ítem “cuando estoy trabajando estoy alegre” no sea el más representativo del término inglés *cheerful* (correspondiente al ítem original “*I feel cheerful when I am working*”). Aun cuando los jueces determinaron una adecuada equivalencia semántica, cabe la posibilidad que el vocablo utilizado no haya sido representativo para la muestra estudiada de una experiencia emocional positiva habitual en el trabajo. O, por el contrario, que esta experiencia haya sido mejor capturada por el adjetivo “feliz”; explicando por qué el ítem “cuando estoy trabajando me siento feliz” presentó mayor peso de regresión en el factor “disfrute”. En cualquier caso, la falta de replicación de las estructuras originales en el marco de un estudio instrumental debe entenderse siempre en el contexto de dicho estudio. En este sentido, es probable que la imposibilidad de conservar los 13 ítems originales pueda estar asociada a sesgos metodológicos de la muestra y/o del procedimiento, antes que a auténticas diferencias culturales.

A pesar de estas limitaciones, el trabajo realizado constituye la primera tentativa de validar el Inventario de *Flow* relacionado con el Trabajo (Bakker, 2008) en Argentina, por lo que representa una contribución genuina a la literatura organizacional. Además de ser el

primer estudio en adaptar dicho instrumento, la presente investigación proporciona evidencias psicométricas respecto a la estructura factorial subyacente a la escala. Si bien esta cuestión ha mostrado ser un aspecto controvertido en la literatura específica (Chen et al., 2016; Geysler et al., 2015; Happell et al., 2015; Zito et al., 2015), de la presente investigación se dependen dos hallazgos fundamentales. Por un lado, que el modelo tri-factorial es la alternativa más idónea para representar el constructo. Por otro lado, que dicha estructura es invariante entre los diversos ramos de actividad considerados en la muestra (comercio, servicios, salud, educación e industria).

Contar con el recurso de una herramienta con probadas propiedades psicométricas como la aquí presentada, tiene importantes implicancias prácticas para la investigación. En efecto, en el contexto de la comparación intergrupala es imprescindible disponer de una herramienta genérica que posibilite examinar diferencias significativas en *flow* entre diversos grupos. Si bien en este estudio tal indagación se ha circunscrito, exclusivamente, al contraste entre ramos ocupacionales, sería necesario que futuros trabajos en la temática profundizan tales hallazgos examinando el rol de otras características personales, tales como la edad, la antigüedad laboral, la posición en el organigrama organizacional, etc.

A su vez, de los resultados obtenidos se desprenden implicancias prácticas para gerentes y profesionales de recursos humanos. En efecto, en línea con comunicaciones previas (Llorens et al., 2013; Salanova et al., 2005) en este estudio se ha encontrado que los trabajadores del rubro salud y educación presentan más motivación intrínseca y disfrute de su trabajo que los empleados de organizaciones comerciales, industrias y organismos públicos. Este resultado debe ser considerado, especialmente, por estas organizaciones. En este sentido, sería pertinente que las mismas arbitrasen todos los medios necesarios para crear un entorno capaz de contribuir al florecimiento del *flow*. Así, por ejemplo, promover mayor autonomía en la planificación y ejecución de las tareas, establecer objetivos realistas y medibles, propiciar instancias de capacitación en habilidades y competencias acordes a los desafíos del puesto, generar espacios para la retroalimentación constructiva entre empleados y supervisores, e incrementar los recursos laborales y personales de los trabajadores serían intervenciones favorecedoras de experiencias óptimas en el trabajo, al tiempo que catalizarían espirales crecientes de desempeño y bienestar (Bakker, 2008; Csikszentmihalyi, 2015; Fullagar & Delle Fave, 2017; Illies et al., 2017; Maeran & Cangiano, 2013; Rodríguez-Muñoz & Sanz-Vergel, 2013; Seligman & Csikszentmihalyi, 2000).

Referencias

- American Psychological Association (2017). *Ethical principles of psychologists and code of conduct*. Retrieved from <http://www.apa.org/ethics/code>
- 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.29178511
- Bagozzi, R. & Yi, Y. (2012). Specification, evaluation, and interpretation of structural equation models. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 40(1), 8-34. doi: 101007/s11747-011-0278
- Bakker, A. (2008). The Work-Related Flow Inventory: Construction and initial validation of the WOLF. *Journal of Vocational Behaviour* 72(3), 400-414. doi: 10.1016/j.jvb.2007.11.007
- Bakker, A. Golub, T., & Rijavec, M. (2017). Validation of the Study-Related Flow Inventory (WOLF-S). *Croatian Journal of Education*, 19(1), 147-173. doi: 10.15516/cje.v19i1.2194
- Brown, T. A. (2015). *Confirmatory factor analysis for applied research*. New York, NY: Guilford Publications.
- Carpentier, J., Mageau, G., & Vallerand, R. (2012). Ruminations and flow: Why do people with a more harmonious passion experience higher well-being? *Journal of Happiness Studies*, 13(3), 501-518. doi: 10.1007/s10902-011-9276-4
- Chen, Y., Yu, X., & Huang, B. (2016). The Chinese version of Work-Related Flow Inventory (WOLF): An examination of reliability and validity. *International Conference on Humanities and Social Science*, 554-559. doi: 10.2991/hss-26.2016.94
- Cheung, G. W., & Rensvold, R. B. (2002). Evaluating goodness-of-fit indexes for testing measurement invariance. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 9(2), 233-255. doi: 10.1207/S15328007SEM0902
- Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET, 2006). Resolución D No. 2857: *CONICET: Lineamientos para el comportamiento ético en las Ciencias Sociales y Humanidades*. Buenos Aires: CONICET. Retrieved from <https://www.conicet.gov.ar/wp-content/uploads/RD-20061211-2857.pdf>
- Curran, T., Hill, A., Appleton, P., Vallerand, R., & Standage, M. (2015). The psychology of passion: A meta-analytical review of a decade of research on intrapersonal outcomes. *Motivation & Emotion*, 39(5), 631-655. doi: 10.1007/s11031-015-9503
- Csikszentmihalyi, M. (2015). *Flow: The psychology of optimal experience*. Cork, IRL: Vearsa.
- Csikszentmihalyi, M. & LeFevre, J. (1989). Optimal experience in work and leisure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 56(5), 815-822 doi: 10.1037//0022-3514.56.5.815
- De Fraga, D., & Moneta, G. B. (2016). Flow in work as a moderator of the self-determination model of work engagement. Em L. Harmat, F. Ørsted Andersen, F. Ullén, F., J. Wright, & G. Sadlo (Eds.), *Flow Experience: Empirical Research and Applications* (pp. 105-155). Zürich, CH: Springer
- Delle Fave, A., Massimini, F., & Bassi, M. (2011). *Psychological selection and optimal experience across cultures: Social empowerment through personal growth*. Dordrecht, Netherlands: Springer.
- Fullagar, C. & Delle Fave, A. (2017). *Flow at work: Measurement and implications*. London, UK: Routledge/Taylor & Francis Group.
- Gadermann, A. M., Guhn, M. & Zumbo, 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), 1-13. Retrieved from <http://pareonline.net/pdf/v17n3.pdf>
- Geysler, I., Geldenhuys, M., & Crous, F. (2015) The dimensionality of the Work-Related Flow Inventory (WOLF): A South African study. *Journal of Psychology in Africa*, 25(4), 282-287 doi: 10.1080/14330237.2015.1078084
- Hair, J. E., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2010). *Multivariate data analysis* (6th ed.). Upper Saddle River, NJ: Pearson-Prentice Hall.
- Happell, B., Gaskin, C., & Platania-phung, C. (2015). The construct validity of the Work-Related Flow Inventory in a sample of Australian workers. *The Journal of Psychology: Interdisciplinary and Applied*, 149(1), 42-62. doi: 10.1080/00223980.2013.838539
- Henseler, J., Ringle, C. M., & Sarstedt, M. (2015). A new criterion for assessing discriminant validity in variance-based structural equation modelling. *Journal of the Academy of Marketing Science*, 43(1), 115-135. doi: 10.1007/s11747-014-0403-8
- Ilies, R., Wagner, D., Wilson, K., Ceja, L., Johnson, M., DeRue, S. et al. (2017). Flow at work and basic psychological needs: Effects on well-being. *Applied Psychology: An International Review*, 66(1), 3-24. doi: 10.1111/apps.12075
- Lavigne, G., Forest, J., & Crevier-Braud, L. (2011). Passion at work and burnout: A two-study test of the mediating role of flow experiences. *European Journal of Work & Organizational Psychology*, 21(4), 518-546. doi: 10.1080/1359432X.2011.578390
- Leibovich de Figueroa, N. (2009). El concepto de flow (fluir) en el trabajo. *Aristeo*, 1(1), 93-106.
- Lloret, S., Ferreres, A., Hernández, A., & Tomás, I. (2017). The exploratory factor analysis of items: Guided analysis based on empirical data and software. *Anales de Psicología*, 33(2), 417-432. doi: 10.6018/analesps.33.2.270211
- Llorens, S., Salanova, M. y Rodríguez, A. M. (2013). How is Flow Experienced and by whom? Testing Flow among Occupations. *Stress and Health*, 29(2), 125-137. doi: 10.1002/smi.2436
- Luthans, F. (2002). Positive organizational behaviour. Developing and managing psychological strengths. *Academy of Management Executive*, 16(1), 57-72. doi: 10.5465/ame.2002.6640181
- Maeran, R. & Cangiano, F. (2013). Flow experience and job characteristics: Analyzing the role of flow in job satisfaction. *Testing, Psychometrics, Methodology in Applied Psychology*, 20(1), 13-26. doi: 10.4473/TPM20.1.2
- Marsh, H., Morin, A., Parker, P., & Kaur, G. (2014). Exploratory structural equation modeling: An integration of the best features of exploratory and confirmatory factor analysis. *Annual Review of Clinical Psychology*, 10(1), 85-110. doi: 10.1146/annurev-clinpsy-032813-153700
- Mesurado, B. (2008). Validez factorial y fiabilidad del Cuestionario de Experiencia Óptima (Flow) para niños y adolescentes. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 25(1), 159-178. Recuperado de <http://www.redalyc.org/pdf/4596/459645445009.pdf>
- Mesurado, B. (2010). La experiencia de flow o experiencia óptima en el ámbito educativo. *Revista Latinoamericana de Psicología Volumen* 42(2), 183-192. Recuperado de <http://www.scielo.org.co/pdf/rlps/v42n2/v42n2a02.pdf>
- Muñiz, J., Elosua, P. & Hambleton, R. (2013). Directrices para la traducción y adaptación de los tests. *Psicothema*, 25(2), 151-157. doi: 10.7334/psicothema2013.24
- Rodríguez-Muñoz, A., & Sanz-Vergel, A. (2013). Happiness and well-being at work: A special issue introduction. *Journal of Work and Organizational Psychology*, 29(3), 95-97. doi: 10.5093/tr2013a14
- Rodríguez, A., Schaufeli, W., Salanova, M., & Cifre, E. (2008). Flow experiences among information and communication technology users: A confirmatory factorial analysis. *Psychological Reports*, 102(1), 29-39. doi: 10.2466/pr0.102.1.29-39

- Salanova, M., Martínez, I., Cifre, E., & Schaufeli, W. (2005). ¿Se pueden vivir experiencias óptimas en el trabajo? Analizando el flow en contextos laborales. *Revista de Psicología General y Aplicada*, 58(1), 89-100. Recuperado de https://www.researchgate.net/publication/46667457_Se_pueden_vivir_experiencias_optimas_en_el_trabajo_Analizando_el_Flow_en_contextos_laborales
- Salessi, S. & Omar, A. (2018a). Cuestionario de implicación en el trabajo: Propiedades psicométricas de su adaptación en Argentina. *Revista Mexicana de Psicología*, 35(2), 179-192.
- Salessi, S. & Omar, A. (2018b). Pasión por el Trabajo: Evidencias de Validez Discriminante, Predictiva e Incremental. *Psicologia: Ciência e Profissão*, 38(3), 1-15. doi: 10.1590/1982-37030004752017
- Salessi, S. & Omar, A. (en prensa). *Validación Escala Pasión por el trabajo: Un estudio instrumental con trabajadores argentinos*. Psykhé
- Seligman, M., & Csikszentmihalyi, M. (2000). Positive psychology: An introduction. *American Psychologist*, 55(1), 5-14. doi: 10.1037//0003-066x.55.1.5
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2013). *Using Multivariate Statistics* (6th ed.). Boston, MA: Pearson.
- Thibault-Landry, A., Egan, R., Crevier-Braud, L., Manganelli, L. & Forest, J. (2018). An empirical investigation of the employee work passion appraisal model using self-determination theory. *Advances in Developing Human Resources*, 20(2), 149-168. doi: 10.1177/1523422318756636
- Zeng, C. (2013). Reliability and validity of Work-related Flow Inventory. *Chinese Journal of Clinical Psychology*, 21(1), 35-38.
- Zito, M., Bakker, A., Colombo, L., & Cortese, C. (2015). A two-step study for the Italian adaptation of the Work-Related Flow (WOLF) Inventory: The I-WOLF. *Testing, Psychometrics, Methodology in Applied Psychology*, 22(4), 553-570. doi: 10.4473/TPM22.4.8
- Zito, M. & Colombo, L. (2017). The Italian version of the Passion for Work Scale: First psychometric evaluations. *Journal of Work and Organizational Psychology*, 33(1), 47-53. doi: 10.1016/j.rpto.2017.01.003

recebido em dezembro de 2017
aceito em outubro de 2018

Sobre os autores

Solana Salessi es Doctora en Psicología por la Universidad Nacional de La Plata, Argentina. Becaria post-doctoral del del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET). Profesora asociada en el Departamento de Cultura, Educación y Conocimiento de la Universidad Nacional de Rafaela, Argentina, y Profesora adjunta en la Facultad de Derecho y Ciencias Sociales del Rosario de la Pontificia Universidad Católica Argentina.

Alicia Omar es Doctora en Psicología por la Universidad Nacional de San Luis, Argentina. Investigadora Científica del Consejo Nacional de Investigaciones Científicas y Técnicas (CONICET). Profesora invitada de universidades argentinas y extranjeras para dictar cursos y seminarios sobre metodología de la investigación y comportamiento organizacional en el marco de carreras de postgrado.