

Recursos laborales como predictores de actitud hacia el cambio organizacional y bienestar

Work Resources as Predictors of Attitude Towards Organizational Change and Job Well-Being

Viviana Alejandra Rodríguez Díaz, Karla Evelyn Carvajal Araneda,
& Natalia Lourdes Montenegro de la Barrera

Universidad de Valparaíso, Valparaíso, Chile

Este estudio investigó el rol de recursos personales y contextuales como predictores de la actitud y el bienestar laboral del trabajador en contexto de cambio organizacional. Se hipotetizó que elevados niveles de creación de significado, autoeficacia, percepción de calidad de las comunicaciones y justicia organizacional, se asociarían a: una actitud favorable hacia el cambio organizacional, mayor bienestar psicosocial (integrado por afectos, competencias y expectativas), y bajos efectos colaterales (integrados por somatización, desgaste y alienación). Participaron 158 trabajadores pertenecientes a una institución pública de Chile, en proceso de relocalización y cambio de estructura organizacional, quienes contestaron un cuestionario de autorreporte. Los análisis se efectuaron mediante correlaciones bivariadas y regresión lineal múltiple. Los resultados indicaron que percepción de calidad de las comunicaciones y creación de significado predicen, significativamente, una actitud favorable ante el cambio. Autoeficacia, creación de significado, justifica interpersonal, procedural y distributiva, predicen un mayor bienestar psicosocial. Justicia interpersonal y distributiva predicen bajos efectos colaterales. Estos resultados contribuyen al diseño de intervenciones, dirigidas a mejorar el bienestar del trabajador y su actitud ante el cambio organizacional.

Palabras clave: cambio organizacional, actitud hacia el cambio, bienestar laboral, recursos personales, recursos contextuales.

This study investigated the role of personal and contextual resources as predictors of worker attitude and well-being in the context of organizational change. It was hypothesized that high levels of meaning making, self-efficacy, perceived quality of communication and organizational justice, would be associated with a favorable attitude towards change, high levels of psychosocial well-being (affects, competences and expectative), and low levels of side effects (somatization, attrition and alienation). A total of 158 workers belonging to a public Chilean institution, undergoing a relocation process and organizational structure change, were surveyed. The analyses were carried out through bivariate correlations and multiple linear regressions. The results indicated that the perception of communication quality and meaning making, significantly predict a favorable attitude towards change. Self-efficacy, meaning making, interpersonal, procedural and distributive justice, positively predict psychosocial well-being. Interpersonal and distributive justice, predict side effects. These results contribute to the design of interventions, aimed at improve workers' well-being and their attitude towards organizational change.

Keywords: Organizational change, attitude towards change, job well-being, personal resources, context resources.

El presente estudio se enmarca en el proyecto de investigación DIUV N° 27/2015 de la Escuela de Psicología, Universidad de Valparaíso, Valparaíso, Chile.

Contacto: V. A. Rodríguez Díaz. Escuela de Psicología, Universidad de Valparaíso, Avda. Brasil 2140, Valparaíso, Chile. Correo electrónico: viviana.rodriguez@uv.cl

Cómo citar: Rodríguez Díaz, V. A., Carvajal Araneda, K. E., & Montenegro de la Barrera, N. L. (2018). Recursos laborales como predictores de actitud hacia el cambio organizacional y bienestar. *Revista de Psicología*, 27(1), 1-13.
<http://dx.doi.org/10.5354/0719-0581.2018.50737>

Introducción

El estudio sobre el cambio organizacional, así como la necesidad de implementarlo de forma efectiva, ha ido en aumento durante las últimas décadas (Jimmieson, Peach, & White, 2008; Oreg, 2006; Oreg & Sverdlick, 2011; Piderit, 2000; Rodríguez & Mladinic, 2016). El cambio organizacional es un proceso complejo, cuya implementación efectiva permite que las organizaciones puedan adaptarse a las transformaciones del entorno, con el fin de sobrevivir y mantenerse en el tiempo (Abbas & Asghar, 2010; Petrou, Demerouti, & Schaufeli, 2016). Este es definido como un cambio deliberadamente planificado en la estructura formal, sistemas, procesos o en el dominio mercado-producto de una organización, dirigido a mejorar el logro de uno o más objetivos organizacionales (Lines, 2005). Sin embargo, otros autores lo describen como un suceso vital crítico, que puede traer consecuencias negativas en los trabajadores (Jimmieson, Terry, & Callan, 2004).

Desde la teoría actitudinal (Eagly & Chaiken, 1993), el cambio organizacional puede ser entendido como un objeto de actitud (Rodríguez & Mladinic, 2016). La actitud hacia el cambio organizacional se define como la evaluación total que hace la persona hacia este y que constituye una tendencia psicológica que es expresada mediante su evaluación, con algún grado de favor o desfavor (Piderit, 2000).

En conexión con lo anterior, el bienestar laboral, es decir, la calidad de vida de las personas, así como sus condiciones psicológicas y sociales en el trabajo, también puede verse afectado por la experiencia de cambio organizacional (Bordia, Hobman, Jones, Gallois, & Callan, 2004). Blanch, Sahagún, Cantera, y Cervantes (2010) definen el bienestar laboral como: “un conjunto de juicios valorativos y de reacciones emocionales concernientes al grado en que la propia experiencia es vivida como satisfactoria, agradable y positiva” (p. 158), el cual está compuesto de dos dimensiones. Una integrada por aspectos psicosociales del trabajador, a saber, afectos, competencias y expectativas, denominada “bienestar psicosocial”. La segunda se denomina “efectos colaterales” y se constituye por problemas que pudieran surgir a partir de la carga laboral, ya sea, somatización, desgaste y un sentido de alienación (Blanch et al., 2010).

Desde los antecedentes previos, se plantea la

siguiente interrogante: ¿Qué recursos pueden facilitar una actitud favorable hacia el cambio organizacional, así como potenciar el bienestar laboral de los trabajadores?

En relación con esta interrogante, el Modelo de Conservación de Recursos postula que “las personas se esfuerzan por retener, proteger y construir recursos, y lo que resulta amenazante es la pérdida potencial o real de estos valorados recursos” (Hobfoll, 1989, p. 516). Dado que el cambio organizacional puede implicar tanto una pérdida como una ganancia de recursos (redes sociales, estatus, dinero, entre otros), las personas se aferrarían a recursos personales y contextuales disponibles para protegerse durante eventos estresantes (Hobfoll, 2001).

De acuerdo con lo anterior, este estudio tiene por objetivo investigar el rol de los recursos personales: creación de significado (Van den Heuvel, Demerouti, Schreurs, Bakker, & Schaufeli, 2009) y autoeficacia (Schwarzer, Bäßler, Kwiatek, Schröder, & Zhang, 1997); y los recursos contextuales: percepción de calidad de las comunicaciones (Bordia et al., 2004) y justicia organizacional (Colquitt, 2001), en su papel de predictores de una actitud favorable y un mayor bienestar laboral en contexto de cambio organizacional.

Creación de significado

La creación de significado ha sido reconocida por diversos teóricos como un elemento que puede ayudar a los trabajadores a superar el estrés, y a tener una disposición favorable frente a eventos adversos, como lo puede ser el cambio organizacional (Park, 2010; Sonenshein & Dholakia, 2012; Taylor, Kemeny, Reed, Bower, & Gruenewald, 2000; Van den Heuvel, 2013).

Van den Heuvel (2013, p. 36) define la creación de significado como “la habilidad para integrar situaciones desafiantes o ambiguas, en un marco de significado personal usando una reflexión basada en valores”. A través de una investigación sobre este recurso y su rol en la adaptación de los trabajadores al cambio, Van den Heuvel et al. (2009) demostraron que la creación de significado tiene una relación positiva con actitudes favorables hacia el cambio, como disposición, apertura y compromiso afectivo.

Además, la atribución de significado a situaciones tanto cotidianas como adversas permite reducir las discrepancias entre la valoración de una

situación desafiante y los valores, creencias y metas de un individuo, lo que le entregará un sentimiento de valoración mantenida o restablecida. Esta creación de significado llevará a una mejor adaptación a eventos ambiguos o estresantes (Park, 2010; Taylor et al., 2000).

Autoeficacia

La autoeficacia es definida como la creencia en la propia capacidad para organizar diferentes habilidades, que permitan ejecutar cursos de acción apropiados para enfrentar eficazmente las demandas del ambiente (Bandura, 1997). Van Dijk (2009) señala que si un trabajador presenta una mayor autoeficacia tendrá una mayor capacidad para manejar situaciones de cambio, visualizándolo como un contexto más fácil de enfrentar. Las personas con una alta autoeficacia tienen un interés intrínseco que les permite perseverar y esforzarse a pesar de las dificultades, viendo los problemas como un desafío (Covarrubias Apablaza & Mendoza Lira, 2013). Esto es corroborado por Eden y Aviram (1993), quienes indican que la autoeficacia dirige las conductas y es precursora de actitudes y conductas de búsqueda.

Por otro lado, los empleados con una baja autoeficacia son más propensos a sentirse angustiados, a presentar un mayor agotamiento físico y a sufrir más accidentes laborales (Ajala, 2013). En consecuencia, este recurso personal puede ser un amortiguador importante del estrés durante el cambio, ya que, predice una adaptación favorable hacia este y, por ende, un mejor rendimiento laboral (Jimmieson et al., 2004).

Percepción de calidad de las comunicaciones

La calidad de las comunicaciones durante un cambio organizacional se refiere al grado en que una organización proporciona información útil, oportuna y suficiente acerca del cambio implantado (Wanberg & Banas, 2000). Esta percepción de calidad ejerce una influencia significativa sobre las actitudes del trabajador ante el contexto de cambio organizacional (DiFonzo & Bordia, 1998). Si los empleados no están satisfechos con la información recibida, es probable que su actitud ante el cambio sea de inseguridad (Gray & Laidlaw, 2002). La comunicación se ha visto relacionada con el bienestar de los trabajadores, pues a través de esta se busca lograr una implementación efectiva de programas de cambio organizacional que

disminuyan los sentimientos de incertidumbre en los trabajadores (Allen, Jimmieson, Bordia, & Irmer, 2007). La incertidumbre es definida por Milliken (1987) como “la incapacidad de una persona para predecir algo con precisión” (p. 136). Esta se asocia positivamente con el estrés (Schweiger & Denisi, 1991), y negativamente con el compromiso (Hui & Lee, 2000) y satisfacción laboral (Nelson, Cooper, & Jackson, 1995).

Percepciones de justicia organizacional

La percepción de justicia organizacional es definida en términos de las percepciones que los trabajadores tienen sobre lo que es justo y lo que es injusto dentro de las organizaciones a las que pertenecen (Greenberg & Scott, 1996).

Colquitt (2001) investiga las dimensiones teóricas de este concepto y evalúa la validez de constructo de un instrumento que mide las percepciones de justicia organizacional. De este modo, aporta sólidas evidencias en favor de las cuatro dimensiones de justicia propuestas por Greenberg (1993): procedural, distributiva, interpersonal e informacional. La justicia procedural corresponde al grado en que las políticas y procedimientos utilizados en la distribución de los resultados organizacionales son percibidos como justos. La justicia distributiva corresponde a la coincidencia entre las distribuciones de recursos reales y esperados. La justicia interpersonal corresponde a la medida en que las personas perciben que son tratadas con respeto, amabilidad y dignidad por sus jefaturas. Por último, la justicia informacional se centra en las explicaciones que son entregadas a los individuos respecto a las razones de la implementación o distribución de procedimientos y resultados dentro de la organización (Colquitt, 2001; Judge & Colquitt, 2004; Mladinic & Isla, 2002).

Existe consenso en que las dimensiones de justicia procedural, distributiva e informacional, influyen en el grado de favorabilidad de las actitudes del trabajador ante el cambio organizacional (Judge & Colquitt, 2004; Rodell & Colquitt, 2009). La justicia interpersonal se relaciona negativamente con el nivel de estrés, depresión y agotamiento emocional que experimentan los trabajadores (Tepper, 2000). Otros autores asocian las dimensiones de justicia organizacional con sentimientos positivos hacia el trabajo y satisfacción con la vida en general (Rupp, Shao, Jones, & Liao, 2014).

Desde el marco de antecedentes teóricos y empíricos expuestos, se desprenden las siguientes hipótesis:

H₁: Se esperaría que altos niveles de creación de significado, autoeficacia, percepción de calidad de las comunicaciones y de justicia organizacional (procedural, distributiva, informacional e interpersonal), se asocien a una actitud favorable de los trabajadores ante el cambio organizacional.

H_{2a}: Se esperaría que altos niveles de creación de significado, autoeficacia, percepción de calidad de las comunicaciones y de justicia organizacional (procedural, distributiva, informacional e interpersonal), se asocien con elevados niveles de bienestar psicosocial de los trabajadores en contexto de cambio organizacional.

H_{2b}: Se esperaría que altos niveles de creación de significado, autoeficacia, percepciones de calidad de las comunicaciones y de justicia organizacional (procedural, distributiva, informacional e interpersonal), se asocien a bajos niveles de efectos colaterales de los trabajadores en contexto de cambio organizacional.

Método

Participantes

Se empleó una muestra probabilística estratificada por tipo de cargo (académico/no académico), con afijación proporcional, compuesta por 158 participantes, pertenecientes a una institución pública de Chile que se encontraba en etapa de implementación de un cambio organizacional, correspondiente a una relocalización física y a un cambio de estructura organizacional. Los participantes provenían de un universo compuesto por 265 trabajadores. El tamaño muestral se calculó mediante un análisis de potencia a priori con el programa G*Power 3.1 (Faul, Erdfelder, Lang, & Buchner, 2007)¹. Como requisito de inclusión, los participantes debían poseer estudios de enseñanza media completa, educación técnica y/o profesional universitaria y desempeñar funciones de tipo académico o no académico, con al menos dos años de experiencia laboral y un mínimo de seis meses de permanencia en la institución. La muestra estuvo

compuesta por 102 mujeres y 56 hombres, con edades fluctuantes entre 23 y 68 años, y un promedio de edad de 43,52 años ($DE = 11,02$). En cuanto a la distribución por tipo de cargo, un 65,2% ($n = 103$) de los participantes ejercía en cargo académico y un 34,8%, en cargo no académico ($n = 55$).

Instrumentos

Cada una de las escalas fue sometida a juicio de expertos. Participaron ocho jueces, quienes evaluaron las escalas de manera independiente, en función de su comprensibilidad y claridad. Esto a fin de obtener evidencias de su validez de contenido y de constructo. Los jueces eran todos psicólogos, con experiencia en construcción de instrumentos psicológicos y/o en investigación en psicología organizacional. De acuerdo con las evaluaciones y sugerencias de los jueces, se realizaron pequeños ajustes en algunos ítems y consignas de administración. A continuación, se describen las escalas utilizadas para medir las variables del estudio.

Actitud ante el cambio organizacional. La actitud ante el cambio organizacional se evaluó mediante una escala de autorreporte (Conner et al., 2002), constituida por tres ítems con formato de respuesta tipo Likert, desde 1 (*totalmente en desacuerdo*) a 5 (*totalmente en acuerdo*). Un ejemplo de ítem es: “Los cambios que están ocurriendo en la ‘Facultad A’ generarán oportunidades para el desarrollo personal y profesional”. Mediante análisis factorial exploratorio (método de extracción de ejes principales), se obtuvo una solución factorial que dio cuenta del 78,38% de la varianza total. Su consistencia interna, estimada mediante el índice alfa de Cronbach, fue de ,86 y sus cargas factoriales fluctuaron entre ,75 y ,88.

Bienestar laboral. El bienestar laboral fue evaluado mediante el Cuestionario de Bienestar Laboral General (qBGL) (Blanch et al., 2010) compuesto por dos dimensiones: bienestar psicosocial (42 ítems) y efectos colaterales (13 ítems). Estas dimensiones, a su vez, se dividían en tres subescalas cada una (afectos, competencias y expectativas,

¹ Se utilizó una prueba F (test Family), regresión lineal múltiple (Statistical test), y se incluyeron los siguientes parámetros: tamaño del efecto = 0,15; probabilidad de error de Tipo I = 0,05; potencia esperada = 0,9; número de predictores

testeados = 10, y número total de predictores = 10; con una proporción 1:2 por tipo de cargo.

y somatización, desgaste y alienación, respectivamente). Los ítems fueron respondidos en formato de diferencial semántico bipolar y tipo Likert. Un ejemplo de ítem es: “Mi motivación por el trabajo...” y se respondía desde 1 (*está bajando*) a 7 (*está subiendo*).

Luego de ser sometida a juicio de expertos, 19 ítems fueron eliminados. El análisis factorial exploratorio para la dimensión bienestar psicosocial (método de factorización de ejes principales con rotación Promax) indicó una estructura de tres factores, luego de eliminar cinco ítems que cargaban de forma similar en más de un factor. Las tres subescalas quedaron compuestas por: afectos (siete ítems), competencias (cuatro ítems) y expectativas (siete ítems). Los tres factores explicaron el 74,46% de la varianza total. El índice alfa de Cronbach para la dimensión bienestar psicosocial fue de ,95 y para cada subfactor fue de ,94; ,93 y ,91, respectivamente; las cargas factoriales de los ítems fluctuaron entre ,54 y ,99.

Respecto de la dimensión de efectos colaterales, se obtuvo una estructura de dos factores, los que no coincidieron con la estructura de tres factores del cuestionario original; somatización y desgaste fueron fusionados en un solo factor. Se eliminó un ítem por cargar de forma similar en dos factores, y las dos subescalas quedaron compuestas por: somatización y desgaste (siete ítems) y alienación (tres ítems). La estructura factorial final explicó el 71,56% de la varianza total. La consistencia interna, medida a través del índice de alfa de Cronbach, para la dimensión completa fue de ,93 y el valor para cada subfactor fue de ,93 y ,88, respectivamente. Las cargas factoriales de los ítems finales fluctuaron entre ,53 y ,95.

Creación de significado. Se evaluó a través de la Escala de Creación de Significado (Van den Heuvel et al., 2009) de autorreporte, compuesta por siete ítems en formato de respuesta tipo Likert, desde 1 (*totalmente en desacuerdo*) a 7 (*totalmente de acuerdo*). Se realizó la traducción cruzada de esta escala desde el inglés, luego fue sometida a juicio de expertos, y se decidió eliminar dos ítems. Un ejemplo de ítem es: “Cuando me suceden cosas complicadas en mi trabajo, pienso en la razón de por qué me ocurren”. Mediante análisis factorial exploratorio (método de extracción de ejes principales), se obtuvo una solución factorial de un factor, decidiéndose eliminar dos ítems, dado que su

comunalidad fue menor al valor considerado aceptable (,30; Kline, 2011). La consistencia interna de la escala, estimada mediante el índice de alfa de Cronbach, fue ,80. La estructura factorial de la escala explicó el 71,34% del total de la varianza, y sus cargas factoriales fluctuaron entre ,59 y ,89.

Autoeficacia. Se evaluó mediante la versión en español de la Escala General de Autoeficacia de Schwarzer et al. (1997), compuesta de diez ítems con formato de respuesta tipo Likert, desde 1 (*falso*) a 4 (*cierto*). Un ejemplo de ítem es: “Puedo resolver problemas difíciles si me esfuerzo lo suficiente”. Por medio de análisis factorial exploratorio (extracción de ejes principales), se obtuvo una solución factorial de un factor. No obstante, se decidió eliminar un ítem, dado que su comunalidad fue menor al valor considerado aceptable (,30; Kline, 2011). La consistencia interna, estimada mediante el índice alfa de Cronbach, fue ,91. La estructura factorial de la escala explicó el 60,54% del total de la varianza y las cargas factoriales fluctuaron entre ,65 y ,80.

Percepción de calidad de las comunicaciones. Se evaluó mediante la Escala de Percepción de Calidad de las Comunicaciones de Bordia et al. (2004), conformada por seis ítems con formato de respuesta tipo Likert, desde 1 (*totalmente en desacuerdo*) a 7 (*totalmente en acuerdo*). Esta escala fue sometida a traducción cruzada desde el inglés al español y a juicio de expertos. Un ejemplo de ítem es: “Las comunicaciones en torno al cambio organizacional que se encuentra experimentando la institución... han sido útiles”. Mediante análisis factorial exploratorio (método de factorización de ejes principales), se obtuvo una estructura de un factor, que explicó el 85,47% de la varianza total. La consistencia interna estimada mediante el índice alfa de Cronbach fue de ,97 y las cargas factoriales de los ítems finales fluctuaron entre ,87 y ,95.

Percepciones de justicia organizacional. Se evaluaron mediante el Cuestionario de Justicia Organizacional de Colquitt (2001), traducido al español, adaptado y validado por Rodríguez, Cumsille, Mladinic, Carvajal, y Montenegro (2017). Este instrumento se compone de diecinueve ítems que evalúan las dimensiones de justicia procedural, distributiva, interpersonal e informacional. Estos

ítems se miden con formato de respuesta tipo Likert, desde 1 (*nunca*) a 7 (*siempre*). Un ejemplo de ítem, perteneciente a la dimensión de justicia interpersonal, es: “¿Usted ha sido tratado cortésmente?”.

El análisis factorial exploratorio (método de extracción de ejes principales con rotación Promax) reveló la misma estructura de la escala original, compuesta de cuatro factores, que explicaron el 80,29% de la varianza total. La consistencia interna, medida a través del índice de alfa de Cronbach, para la escala completa fue ,94, y para cada factor fue de ,91; ,96; ,96 y ,92, respectivamente; las cargas factoriales de los ítems finales fluctuaron entre ,58 a ,90.

Procedimiento

Este proyecto de investigación fue aprobado por el Comité Ética de Investigación en Seres Humanos de la Universidad de Valparaíso. Además, se procuró la aceptación y firma de un consentimiento informado. A los participantes se les contactó a través de correos electrónicos y/o vía telefónica. Los cuestionarios se aplicaron en papel, con una duración de 20 a 30 minutos. Se incluyó un apartado donde se registraron variables

sociodemográficas, con el objeto de ser controladas en la prueba de hipótesis. Estas variables son: sexo, edad, tipo de cargo (académico/no académico), nivel de estudios, antigüedad en el cargo, experiencia de cambio (sí/no) y tipo de cambio (directo/indirecto).

Análisis de datos

Respecto del análisis psicométrico de las escalas, se realizó análisis de consistencia interna y análisis factorial exploratorio. Para la contrastación de hipótesis, se efectuaron correlaciones bivariadas de Pearson y regresión lineal múltiple. Para el análisis de los datos y la determinación del tamaño muestral se utilizaron los programas IBM SPSS Statistics 19 y G*Power 3.1, respectivamente.

Resultados

En la tabla 1, se presentan los promedios, desviaciones estándar y correlaciones bivariadas de Pearson entre las variables en estudio. Las correlaciones se observan, en su mayoría, desde moderadas a altas y significativas.

Tabla 1

Promedios, desviaciones estándar y correlaciones de Pearson

	M	DE	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. Actitud ante el cambio	3,83	0,96	1									
2. Bienestar psicosocial	5,80	0,96	0,33*	1								
3. Efectos colaterales	3,02	1,48	-0,25*	-0,57*	1							
4. Creación de significado	6,16	0,94	0,24*	0,33*	-0,10	1						
5. Autoeficacia	3,65	0,48	0,22*	0,36*	-0,20*	0,15	1					
6. P.C. comunicaciones	3,51	1,42	0,50*	0,40*	-0,32*	0,09	0,19*	1				
7. P.J.O. procedural	4,63	1,34	0,35*	0,50*	-0,40*	0,17*	0,11	0,51*	1			
8. P.J.O. distributiva	4,53	1,75	0,26*	0,48*	-0,39*	0,12	0,17*	0,43*	0,47*	1		
9. P.J.O. interpersonal	6,24	1,16	0,18*	0,45*	-0,47*	0,08	0,12	0,31*	0,54*	0,34*	1	
10. P.J.O. informacional	5,44	1,54	0,30*	0,50*	-0,44*	0,02	0,13	0,43*	0,69*	0,54*	0,67*	1

Nota. $n = 158$, * $p < ,05$; M = media; DE = desviación estándar; P.C. = percepción de calidad; P.J.O. = percepción de justicia organizacional.

Respecto de las correlaciones entre las variables de interés y las covariables (variables sociodemográficas), la variable actitud de los trabajadores ante el cambio correlaciona significativamente con: tipo de cargo, $r(158) = -0,30$, $p < ,05$; nivel de estudios, $r(154) = 0,30$, $p < ,05$; antigüedad en el cargo, $r(155) = -0,22$, $p < ,05$; experiencia de cambio, $r(158) = -0,25$, $p < ,05$; y tipo de cambio

directo o indirecto, $r(158) = 0,28$, $p < ,05$.

La variable bienestar laboral, en su dimensión bienestar psicosocial, presenta una correlación altamente significativa con experiencia de cambio, $r(158) = -0,21$, $p < ,05$, y moderadamente significativa con tipo de cambio directo o indirecto, $r(158) = 0,23$, $p < ,05$. Por su parte, la dimensión efectos colaterales se asocia significativamente

con: sexo, $r(158) = -0,20, p < ,05$; tipo de cargo, $r(158) = 0,21, p < ,05$; y nivel de estudios, $r(154) = -0,20, p < ,05$.

En función de los resultados anteriores, se realizó una serie de análisis de regresión lineal jerárquica, ingresando las variables independientes, de acuerdo con su nivel de correlación significativa con la variable dependiente. Finalmente, se probaron los modelos resultantes donde se incorporaron, en un primer bloque, las covariables (variables sociodemográficas) que correlacionaron significativamente con la variable dependiente (actitud ante el cambio organizacional para la hipótesis 1, bienestar psicosocial para la hipótesis 2a, y efectos colaterales para la hipótesis 2b). En el segundo bloque, se incluyeron las variables predictoras que resultaron significativas: recursos personales (creación de significado y autoeficacia) y contextuales (percepción de calidad de las comunicaciones, justicia procedural, distributiva, interpersonal e informacional). Se identificó el aporte

de las variables predictoras, en cada modelo, en función del cambio en el R^2 .

Respecto de la hipótesis 1, en la tabla 2 se aprecia que las variables percepción de calidad de las comunicaciones y creación de significado, predicen de manera significativa la actitud ante el cambio organizacional, cuando se controla el efecto de las covariables (tipo de cargo, nivel de estudios y antigüedad en el cargo) que afectan a la variable dependiente (modelo 2). Las covariables experiencia y tipo de cambio fueron excluidas del modelo dado que violaban el supuesto de no colinealidad, con un factor de inflación de la varianza (FIV) mayor a 5 (Field, 2013). La percepción de calidad de las comunicaciones y creación de significado se relacionan de manera positiva con la variable dependiente y predicen de manera significativa el 23% de su varianza. El recurso personal autoeficacia y las dimensiones de justicia organizacional no predicen la variable dependiente. El análisis tiene una potencia de ,99.

Tabla 2
Regresión lineal del efecto de los recursos personales y contextuales en la actitud de los trabajadores hacia el cambio

Variable	Actitud ante del cambio organizacional			
	Modelo 1B	B	IC 95%	FIV
Constante	4,25*	1,94*	[0,36 - 3,51]	
Tipo de Cargo	-0,37	-0,22	[-0,67 - 0,25]	3,11
Nivel de estudios	0,05	0,05	[-0,06 - 0,16]	3,15
Antigüedad en el cargo actual	-0,02*	-0,02	[-0,03 - 0,003]	1,08
P. de la calidad de las comunicaciones	-	0,31*	[0,21 - 0,40]	1,04
Creación de significado	-	0,16*	[0,16 - 0,31]	1,02
R^2 corregida	0,10		0,32	
F	6,67*		15,25*	
			0,23	
			24,89*	
ΔR^2	0,12			
ΔF	6,67*			

Nota. $n = 150$; $*p \leq ,05$; IC = Intervalo de confianza; FIV = Factor de inflación de la varianza (FIV < 5: sin colinealidad).

En cuanto a la hipótesis 2a, en la tabla 3 se observa que las variables autoeficacia, creación de significado, justicia interpersonal, procedural y distributiva predicen significativamente el bienestar psicosocial del trabajador, cuando se controla la covariable tipo de cambio (modelo 2). La covariable experiencia de cambio fue excluida del análisis, dado que viola el supuesto de no colinealidad,

con un FIV mayor a 5. En consecuencia, cada una de estas variables personales y contextuales se relaciona de manera positiva y significativa con el bienestar psicosocial y, en su conjunto, predicen el 42% de la varianza de este. Las variables justicia informacional y calidad de las comunicaciones (recursos contextuales) no predicen la variable dependiente. El análisis posee una potencia de ,99.

Tabla 3

Regresión lineal del efecto de los recursos personales y contextuales sobre el bienestar psicosocial de los trabajadores

Variable	Bienestar Psicosocial del Trabajador			
	Modelo 1 B	Modelo 2		
		B	IC 95%	FIV
Constante	5,49*	-0,06	[-1,30 - 1,18]	
Tipo de cambio	0,38*	0,13	[-0,07 - 0,33]	1,00
Justicia organizacional procedural	-	0,14*	[0,02 - 0,26]	1,10
	-	0,14*	[0,06 - 0,22]	1,36
	-	0,20*	[0,07 - 0,32]	1,46
Autoeficacia del trabajador	-	0,50*	[0,24 - 0,76]	1,05
Creación de significado del trabajador	-	0,23*	[0,10 - 0,36]	1,07
R^2 corregida	0,05			
F	8,69*			
ΔR^2	0,05			
ΔF	8,69*			

Nota. $n = 150$; * $p \leq ,05$; IC = Intervalo de confianza; FIV = Factor de inflación de la varianza (FIV < 5: sin colinealidad).

Por último, respecto de la hipótesis 2b, en la tabla 4 se observa que las variables justicia interpersonal y distributiva predicen de manera significativa la variable dependiente efectos colaterales (modelo 2). Esto cuando se controla el efecto de las covariables (sexo, tipo de cargo y nivel de estudios) que presentaban asociación con la variable dependiente. Las percepciones de justicia interpersonal y distributiva se relacionan de manera negativa con la variable efectos colaterales y predicen significativamente el 24% de su varianza. La covariable sexo continúa siendo un predictor significativo de los efectos colaterales presentados por

los trabajadores. Adicionalmente, se observó una diferencia significativa respecto de la variable de efectos colaterales, donde las mujeres puntuaron en promedio significativamente más elevado ($M = 3,28$, $DE = 1,61$, $n = 102$) que los hombres ($M = 2,65$, $DE = 1,18$, $n = 56$); $t(143,42) = 2,82$, $p < ,05$, $d = 0,46$, 95% IC [0,19; 1,07]. Los recursos personales, la percepción de calidad de las comunicaciones y el resto de las dimensiones de justicia organizacional no predicen a la variable dependiente efectos colaterales. El análisis tiene una potencia de ,99.

Tabla 4

Regresión lineal del efecto de los recursos personales y contextuales sobre los efectos colaterales percibidos por los trabajadores

Variable	Bienestar Psicosocial del Trabajador			
	Modelo 1 β	Modelo 2		
		B	IC 95%	FIV
Constante	4,04*	6,85*	[4,80 - 8,90]	
Sexo	-0,71*	-0,57*	[-1,00 - -0,15]	1,01
Tipo de cargo	0,32	0,61	[-0,13 - 1,34]	2,99
Nivel de estudios	-0,09	0,03	[-0,14 - 0,20]	3,06
P. de justicia interpersonal	-	-0,50*	[-0,68 - -0,31]	1,15
P. de justicia distributiva	-	-0,20*	[-0,32 - 0,07]	1,14
R^2 corregida	0,08		0,32	
			14,83*	
			0,24	
			26,65*	
F	5,17*			
ΔR^2	0,09			
ΔF	5,17*			

Nota. $n = 150$; * $p \leq ,05$; IC = Intervalo de confianza; FIV = Factor de inflación de la varianza (FIV < 5: sin colinealidad).

Discusión y conclusiones

En el actual estudio, se propuso que los recursos personales creación de significado (Van den Heuvel et al., 2009) y autoeficacia (Schwarzer et al., 1997), y los recursos contextuales percepción de calidad de las comunicaciones (Bordia et al., 2004) y justicia organizacional (Colquitt, 2001), se asociarían de forma positiva y significativa con la actitud ante el cambio organizacional y el bienestar psicosocial, y de forma negativa y significativa con los efectos colaterales de los trabajadores.

El análisis de correlaciones arrojó que los recursos personales y contextuales poseen una relación significativa con la actitud y el bienestar laboral del trabajador en contexto de cambio organizacional. Esto concordaría con resultados de estudios previos (Elovainio, Kivimaki, & Helkama, 2001; Gray & Laidlaw, 2002; Jimmieson et al., 2004; Park, 2010; Rodell & Colquitt, 2009; Sonenshein & Dholakia, 2012; Tepper, 2000; Van den Heuvel, 2013); no obstante, se produce una excepción en cuanto a la asociación entre las variables creación de significado y efectos colaterales, relación que no logra ser estadísticamente significativa. Esto último podría deberse a que, a pesar de existir una influencia desde los recursos personales –e.g. el nivel de autoeficacia de los trabajadores–, estudios previos indican que la existencia de recursos contextuales descendidos tendría una mayor incidencia sobre los efectos colaterales (Bakker, Demerouti, & Verbeke, 2004; Schaufeli & Bakker, 2004). Estos resultados confirman las hipótesis 1 y 2a, y apoyan, parcialmente, la hipótesis 2b.

Con respecto a la actitud del trabajador ante el cambio organizacional, el análisis de regresión lineal múltiple reveló que los recursos percepción de calidad de las comunicaciones, creación de significado, y percepción de justicia informacional predicen significativamente una actitud favorable ante el cambio, siendo el recurso contextual calidad de las comunicaciones el de mayor valor predictivo. Es decir, los trabajadores mostrarían inseguridad si se sienten insatisfechos con la información recibida sobre el cambio; al contrario, si consideran que existe una calidad adecuada de las comunicaciones, sostendrían una actitud más favorable (Gray & Laidlaw, 2002).

En cuanto a la creación de significado, su relación positiva con actitudes favorables se sustenta en el estudio de Van den Heuvel et al. (2009). Este

indica que trabajadores que han desarrollado la habilidad para darle un significado positivo a situaciones desafiantes, sostendrían una actitud más favorable ante el cambio organizacional.

Respecto del bienestar laboral de los trabajadores, los resultados revelaron que los recursos autoeficacia, creación de significado y percepciones de justicia interpersonal, procedural y distributiva, predicen positiva y significativamente el bienestar psicosocial, siendo la autoeficacia el recurso con mayor valor predictivo. La autoeficacia actuaría como un amortiguador del estrés, permitiendo una adaptación óptima y un mayor rendimiento del trabajador durante el cambio (Jimmieson et al., 2004). En esta línea, Salanova et al. (2004) señalan que la autoeficacia permitiría enfrentar situaciones estresantes, abordándolas como un desafío, lo que aumentaría el bienestar psicológico.

Con referencia a la creación de significado y su relación con el bienestar psicosocial del trabajador, investigaciones anteriores plantean que este recurso personal, permite una mejor adaptación ante situaciones complejas o estresantes, potenciando un mayor bienestar psicosocial (Park, 2010; Taylor et al., 2000). En concordancia con el presente estudio, la creación de significado permitiría reducir las discrepancias entre la situación de cambio y los valores y metas personales, contribuyendo a disminuir el nivel de estrés del trabajador (Taylor et al., 2000).

En cuanto a las percepciones de justicia interpersonal, procedural y distributiva los resultados indican que si los trabajadores perciben de manera justa el trato interpersonal, los procedimientos y la distribución de recursos al interior de la organización, experimentarán un mayor bienestar psicosocial. En la misma línea, Elovainio et al. (2001) concluyen que la justicia en la distribución de beneficios, castigos y/o recompensas protege la salud de los trabajadores e incrementa la autosatisfacción y productividad. A su vez, Lawson, Noblet, y Rodwell (2009) relacionan las distintas dimensiones de justicia organizacional con distintos aspectos del bienestar, concluyendo que estas incrementan la satisfacción laboral y mejoran la salud mental.

En relación con los efectos colaterales que presentan los trabajadores, la percepción de justicia interpersonal fue el recurso contextual con mayor valor predictivo, seguida por la justicia distributiva y la covariable sexo del trabajador. En apoyo a

estos resultados, Judge y Colquitt (2004) observan que la percepción de justicia interpersonal se relaciona negativamente con el nivel de estrés que experimentan los trabajadores. En la misma línea, Tepper (2000) concluye en su estudio que la percepción de justicia interpersonal se relaciona negativamente con depresión y agotamiento emocional. Asimismo, la injusticia en la distribución de recursos organizacionales ha sido asociada a altos niveles de estrés en los trabajadores (Cropanzano, Boewe, & Gilliland, 2007).

Además la actual investigación muestra que las mujeres experimentan mayores efectos colaterales que los hombres. Este efecto podría deberse a fenómenos como la “doble presencia”, entendida en términos de “la necesidad de responder a las demandas del trabajo asalariado y del doméstico-familiar de forma sincrónica, afectando principalmente a las mujeres” (Moreno, Moncada, Llorens, & Carrasquer, 2010, p.1).

En la presente investigación existen algunas limitaciones relativas a aspectos del diseño y el tipo de instrumentos utilizados. La naturaleza transversal del diseño omite la posibilidad de sostener en el tiempo las relaciones entre las variables en estudio. Con el fin de determinar si la direccionalidad de las asociaciones reportadas en este estudio se sustenta en el tiempo, se requeriría efectuar una nueva investigación que emplee un diseño longitudinal. Una segunda limitación la constituyen los cuestionarios de autorreporte utilizados; para futuros estudios, se sugiere la aplicación de cuestionarios que consideren las evaluaciones de jefaturas y pares.

Respecto a futuras líneas de investigación, la variable actitud ante el cambio podría ser analizada desde un rol mediador en la relación entre recursos personales y contextuales, y bienestar laboral, esto con el fin de poder vincular el modelo de conservación de recursos no solo con el bienestar directamente, sino incluyendo, a la vez, el enfoque actitudinal. En esta misma línea, los recursos personales también podrían ser estudiados como mediadores en la relación entre recursos contextuales y bienestar laboral, incorporando directrices del modelo de demandas y recursos laborales (Demerouti, LeBlanc, Bakker, Schaufeli, & Hox, 2009).

Desde un punto de vista psicométrico, el presente estudio aporta evidencias de validez de constructo de la escala de percepciones de justicia organizacional (Colquitt, 2001) y calidad de las

comunicaciones (Bordia et al., 2004).

Por otra parte, se aplica por primera vez en contexto chileno la escala de creación de significado (Van den Heuvel et al., 2009), la escala de calidad de las comunicaciones (Bordia et al., 2004), y el cuestionario de bienestar laboral general (Blanch et al., 2010). Para estas escalas, se comprobó una adecuada consistencia interna y validez de contenido, junto con evidencias iniciales de su validez de constructo.

Desde un enfoque de intervención en desarrollo organizacional, se destaca la importancia de una gestión adecuada, respecto de los procesos comunicacionales frente a la situación de cambio; de no ser así, el cambio organizacional como objeto de actitud podría ser visualizado de manera negativa (Nelson, Brunetto, Farr-Wharton, & Ramsay, 2007). Por otro lado, los recursos personales, autoeficacia y creación de significado facilitarían la adaptación del trabajador ante el cambio, disminuyendo el estrés que este conlleva. A su vez, los efectos colaterales podrían verse disminuidos, mediante un liderazgo eficaz que permita un trato equitativo por parte de las jefaturas hacia sus trabajadores.

Finalmente, estos hallazgos se constituyen en un aporte original para la investigación en psicología organizacional en Chile, y para una mejor comprensión de las condiciones bajo las cuales el cambio en contexto laboral es implementado. Además, los resultados de este estudio aportan al diseño de intervenciones organizacionales más específicas, dirigidas a mejorar el bienestar laboral del trabajador y su actitud ante el cambio organizacional.

Referencias

- Abbas, W. & Asghar, I. (2010). *The role of leadership in organizational change: Relating the successful organizational change with visionary and innovative leadership* (Master's thesis). University of Gävle, Gävle, Sweden.
Recuperado de <https://goo.gl/CzhLJe>
- Ajala, E. (2013). Self-efficacy, performance, training and well-being of industrial workers in Lagos, Nigeria. *International Journal of Psychological Studies*, 5(2), 66-73.
<http://dx.doi.org/10.5539/ijps.v5n2p66>
- Allen, J., Jimmieson, N. L., Bordia, P., & Irmer, B. E. (2007). Uncertainty during organizational change: Managing perceptions through communication. *Journal of Change Management*, 7(2), 187-210.

- <http://dx.doi.org/10.1080/14697010701563379>
 Bakker, A. B., Demerouti, E., & Verbeke, W. (2004). Using the job demands-resources model to predict burnout and performance. *Human Resource Management, 43*(1), 83-104.
<http://dx.doi.org/10.1002/hrm.20004>
- Bandura, A. (1997). *Self-efficacy: The exercise of control*. New York, New York: Freeman.
- Blanch, J. M., Sahagún, M., Cantera, L., & Cervantes, G. (2010). Cuestionario de bienestar laboral general: estructura y propiedades psicométricas. *Revista de Psicología del Trabajo y de las Organizaciones, 26*(2), 157-170.
<http://dx.doi.org/10.5093/tr2010v26n2a7>
- Bordia, P., Hobman, E., Jones, E., Gallois, C., & Callan, V. J. (2004). Uncertainty during organizational change: Types, consequences, and management strategies. *Journal of Business and Psychology, 18*(4), 507-532.
<http://doi.org/cqfxv2>
- Colquitt, J. A. (2001). On the dimensionality of organizational justice: A construct validation of a measure. *Journal of Applied Psychology, 86*(3), 386-400.
<http://dx.doi.org/10.1037//0021-9010.86.3.386>
- Conner, M., Sparks, P., Povey, R., James, R., Shepherd, R., & Armitage, C. J. (2002). Moderator effects of attitudinal ambivalence on attitude-behavior relationships. *European Journal of Social Psychology, 32*(5), 705-718.
<http://dx.doi.org/10.1002/ejsp.117>
- Covarrubias Apablaza, C. G. & Mendoza Lira, M. (2013). La teoría de autoeficacia y el desempeño docente: el caso de Chile. *Estudios Hemisféricos y Polares, 4*(2), 107-123.
 Recuperado de <https://goo.gl/LAJJSh>
- Cropanzano, R., Bowen, D. E., & Gilliland, S. W. (2007). The management of organizational justice. *The Academy of Management Perspectives, 21*(4), 34-48.
<http://dx.doi.org/10.5465/AMP.2007.27895338>
- Demerouti, E., Le Blanc, P. M., Bakker, A. B., Schaufeli, W. B., & Hox, J. (2009). Present but sick: A three-wave study on job demands, presenteeism and burnout. *Career Development International, 14*(1), 50-68.
<http://dx.doi.org/10.1108/13620430910933574>
- DiFonzo, N. & Bordia, P. (1998). A tale of two corporations: managing uncertainty during organisational change. *Human Resource Management, 37*, 295-303.
<http://doi.org/fc22n2>
- Eagly, A. H. & Chaiken, S. (1993). *The psychology of attitudes*. Orlando, Florida: Harcourt Brace Jovanovich.
- Eden, D. & Aviram, A. (1993). Self-efficacy training to speed reemployment: Helping people to help themselves. *Journal of Applied Psychology, 78*(3), 352-360.
<http://dx.doi.org/10.1037/0021-9010.78.3.352>
- Elovainio, M., Kivimäki, M., & Helkama, K. (2001). Organizational justice evaluations, job control, and occupational strain. *Journal of Applied Psychology, 86*(3), 418-424.
<http://dx.doi.org/10.1037//0021-9010.86.3.418>
- Faul, F., Erdfelder, E., Lang, A. G., & Buchner, A. (2007). G* Power 3: A flexible statistical power analysis program for the social, behavioral, and biomedical sciences. *Behavior research methods, 39*(2), 175-191.
<http://dx.doi.org/10.3758/BF03193146>
- Field, A. (2013). *Discovering statistics using IBM SPSS Statistics* (4th Ed.). London, United Kingdom: Sage publications.
- Gray, C. & Laidlaw, H. (2002) Part-time employment and communication satisfaction in an Australian retail organization. *Employee Relations, 24*(2), 211-228.
<http://dx.doi.org/10.1108/01425450210420929>
- Greenberg, J. (1993). The social side of fairness: Interpersonal and informational classes of organizational justice. In R. Cropanzano (Ed.), *Justice in the workplace: Approaching fairness in human resource management* (pp.79-103). Hillsdale, New Jersey: Erlbaum.
- Greenberg, J. & Scott, K. S. (1996). Why do workers bite the hands that feed them? Employee theft as a social exchange process. In B. M. Staw & L. L. Cummings (Eds.), *Research in organizational behavior* (Vol. 18, pp. 111-155). Greenwich, Connecticut: JAI.
- Hobfoll, S. E. (1989). Conservation of resources: A new attempt at conceptualizing stress. *American Psychologist, 44*(3), 513-524.
<http://dx.doi.org/10.1037/0003-066X.44.3.513>
- Hobfoll, S. E. (2001). The influence of culture, community, and the nested self in the stress process: Advancing conservation of resources theory. *Applied Psychology: An International Review, 50*(3), 337-370.
<http://dx.doi.org/10.1111/1464-0597.00062>
- Hui, C. & Lee, C. (2000). Moderating effects of organization-based self-esteem on organizational uncertainty: Employee response relationships. *Journal of Management, 26*(2), 215-232.
<http://dx.doi.org/10.1177/014920630002600203>
- Jimmieson, N. L., Peach, M., & White, K. M. (2008). Utilizing the theory of planned behavior to inform change management: An investigation of employee intentions to support organizational change. *The Journal of Applied Behavioral Science, 44*(2), 237-262.
<http://dx.doi.org/10.1177/0021886307312773>

- Jimmieson, N. L., Terry, D. J., & Callan, V. J. (2004). A longitudinal study of employee adaptation to organizational change: The role of change-related information and change-related self-efficacy. *Journal of Occupational Health Psychology, 9*(1), 11-27. <http://dx.doi.org/10.1037/1076-8998.9.1.11>
- Judge, T. A. & Colquitt, J. A. (2004). Organizational justice and stress: The mediating role of work-family conflict. *Journal of Applied Psychology, 89*(3), 395-404. <http://dx.doi.org/10.1037/0021-9010.89.3.395>
- Kline, R. B. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3^a ed.). New York, New York: Guilford Press.
- Lawson, K. J., Noblet, A. J., & Rodwell, J. J. (2009). Promoting employee wellbeing: The relevance of work characteristics and organizational justice. *Health Promotion International, 24*(3), 223-233. <http://dx.doi.org/10.1093/heapro/dap025>
- Lines, R. (2005). The structure and function of attitudes toward organizational change. *Human Resource Development Review, 4*(1), 8-32. <http://dx.doi.org/10.1177/1534484304273818>
- Milliken, F. J. (1987). Three types of perceived uncertainty about the environment: State, effect, and response uncertainty. *Academy of Management Review, 12*(1), 133-143. <http://dx.doi.org/10.5465/AMR.1987.4306502>
- Mladinic, A. & Isla, P. (2002). Justicia organizacional: entendiendo la equidad en las organizaciones. *Psykhé 11*(2), 171-179. Recuperado de <https://goo.gl/aaQNTu>
- Moreno, N., Moncada, S., Llorens, C., & Carrasquer, P. (2010). *Doble presencia, trabajo doméstico-familiar y asalariado: espacios sociales y tiempos*. Recuperado de <https://goo.gl/xiRwva>
- Nelson, A., Cooper, C. L., & Jackson, P. R. (1995). Uncertainty amidst change: The impact of privatization on employee job satisfaction and well-being. *Journal of Occupational and Organizational Psychology, 68*(1), 57-71. <http://doi.org/bgsp7f>
- Nelson, S., Brunetto, Y., Farr-Wharton, R., & Ramsay, S. (2007). Organisational effectiveness of Australian fast growing small to medium-sized enterprises (SMEs). *Management Decision, 45*(7), 1143-1162. <http://dx.doi.org/10.1108/00251740710773952>
- Oreg, S. & Sverdlik, N. (2011). Ambivalence toward imposed change: The conflict between dispositional resistance to change and the orientation toward the change agent. *Journal of Applied Psychology, 96*(2), 337-349. <http://dx.doi.org/10.1037/a0021100>
- Oreg, S. (2006). Personality, context, and resistance to organizational change. *European Journal of Work and Organizational Psychology, 15*(1), 73-101. <http://dx.doi.org/10.1080/13594320500451247>
- Park, C. L. (2010). Making sense of the meaning literature: an integrative review of meaning making and its effects on adjustment to stressful life events. *Psychological Bulletin, 136*(2), 257-301. <http://dx.doi.org/10.1037/a0018301>
- Petrou, P., Demerouti, E., & Schaufeli, W. B. (2016). Crafting the change: The role of employee job crafting behaviors for successful organizational change. *Journal of Management, 44*(5), 1766-1792. <http://dx.doi.org/10.1177/0149206315624961>
- Piderit, S. K. (2000). Rethinking resistance and recognizing ambivalence: A multidimensional view of attitudes toward an organizational change. *The Academy of Management Review, 25*(4), 783-794. <http://dx.doi.org/10.2307/259206>
- Rodell, J. B. & Colquitt, J. A. (2009). Looking ahead in time of uncertainty: The role of anticipatory justice in an organizational change context. *Journal of Applied Psychology, 94*(4), 989-1002. <http://dx.doi.org/10.1037/a0015351>
- Rodríguez, V. & Mladinic, A. (2016). Ambivalencia actitudinal ante el cambio organizacional: un análisis desde el individuo en contexto laboral. *Psykhé, 25*, 1-17. <http://dx.doi.org/10.7764/psykhe.25.1.733>
- Rodríguez, V., Cumsille, P., Mladinic, A., Carvajal, A., & Montenegro, N. (2017, noviembre). *Configural, metric, and scalar invariance of colquitt's organizational justice scale across workers belonging to different industrial sectors in Chile*. Trabajo presentado en el 6th International COPSOQ Workshop 2017, Santiago, Chile.
- Rupp, D. E., Shao, R., Jones, K. S., & Liao, H. (2014). The utility of a multifoci approach to the study of organizational justice: A meta-analytic investigation into the consideration of normative rules, moral accountability, bandwidth-fidelity, and social exchange. *Organizational Behavior and Human Decision Processes, 123*(2), 159-185. <http://dx.doi.org/10.1016/j.obhdp.2013.10.011>
- Salanova, M., Grau, R., Martínez, I. M., Cifre, E., Llorens, S., & García-Renedo, M. (2004) *Nuevos horizontes en la investigación sobre la autoeficacia*. Castellón de la Plana, España: Publicacions Universitat Jaume I.
- Schwarzer, R., Bäßler, J., Kwiatek, P., Schröder, K., & Zhang, J. X. (1997). The assessment of optimistic self-beliefs: Comparison of the German, Spanish, and Chinese versions of the general self-efficacy scale. *Applied Psychology, 46*(1), 69-88. <http://doi.org/bjkgfzd>
- Schweiger, D. M. & Denisi, A. S. (1991). Communication with employees following a merger: A longitudinal experiment. *Academy of Management*

- Journal*, 34(1), 110-135.
<http://dx.doi.org/10.2307/256304>
- Schaufeli, W. B. & Bakker, A. B. (2004). Job demands, job resources, and their relationship with burnout and engagement: A multi-sample study. *Journal of Organizational Behavior*, 25, 293-315.
<http://dx.doi.org/10.1002/job.248>
- Sonenshein, S. & Dholakia, U. (2012). Explaining employee engagement with strategic change implementation: A meaning-making approach. *Organization Science*, 23(1), 1-23.
<http://dx.doi.org/10.1287/orsc.1110.0651>
- Taylor, S. E., Kemeny, M. E., Reed, G. M., Bower, J. E., & Gruenewald, T. L. (2000). Psychological resources, positive illusions, and health. *American Psychologist*, 55(1), 99-109.
Recuperado de <https://goo.gl/Mi5zrr>
- Tepper, B. J. (2000). Consequences of abusive supervision. *Academy of Management Journal*, 43(2), 178-190.
<http://dx.doi.org/10.2307/1556375>
- Van den Heuvel, M. (2013). *Adaptation to organizational change: The role of meaning-making and other psychological resources* (Doctoral Dissertation). Utrecht University, Utrecht, Netherlands.
Recuperado de <https://goo.gl/Kz7Miv>
- Van den Heuvel, M., Demerouti, E., Schreurs, B. H. J., Bakker, A. B., & Schaufeli, W. B. (2009). Does meaning-making help during organizational change? Development and validation of a new scale. *Career Development International*, 14(6), 508-533.
<http://dx.doi.org/10.1108/13620430910997277>
- Van Dijk, M. (2009). *Employee self efficacy and job stress during organizational change: The mediating effect of risk perception*. (Master's thesis). University of Twente, Enschede, Netherlands.
Recuperado de <https://goo.gl/uR1sus>
- Wanberg, C. R. & Banas, J. T. (2000). Predictors and outcomes of openness to changes in a reorganizing workplace. *Journal of Applied Psychology*, 85(1), 132-142.
<http://dx.doi.org/10.1037/0021-9010.85.1.132>

Fecha de recepción: 7 de marzo de 2017

Fecha de aceptación: 3 de enero de 2018