

# Factores disposicionales y situacionales en el trabajo: validación de escalas y análisis de sus influencias sobre la Satisfacción Laboral

## Resumen

En primer lugar, en este artículo se provee evidencia relativa al proceso de validación de las versiones en español de dos escalas de amplia utilidad científica y práctica para el Comportamiento Organizacional y la Psicología Laboral, la *Core Self-Evaluation Scale* (CSES) y el *Brief Index of Affective Job Satisfaction* (BIAJS). En segundo lugar, se analiza la influencia relativa de un conjunto de factores disposicionales (representados por las *core self-evaluations*, CSE) y situacionales (representados por los riesgos psicosociales en el trabajo, PERPS) sobre la satisfacción laboral. De esta investigación surge que las versiones en español de la CSES y del BIAJS poseen adecuadas propiedades psicométricas (consistentes con las observadas previamente en las versiones americanas), dadas por sus elevados niveles de consistencia interna y por la saturación de ambos constructos en un único factor latente y de orden superior. Los resultados de este estudio también sugieren que tanto los factores situacionales como los disposicionales resultan relevantes para comprender y explicar la satisfacción laboral y que, por lo tanto, su inclusión resulta esencial en futuras investigaciones que la impliquen.

Palabras clave: *core self-evaluations*, riesgos psicosociales, satisfacción laboral.

## INTRODUCCIÓN

La satisfacción laboral constituye uno de los campos que ha concentrado mayor volumen de interés científico durante el último siglo (Judge, Weiss, Kammeyer-Mueller y Hulin, 2017). En lo que refiere al estudio de sus determinantes, las posturas más relevantes parecieran encontrarse enfrentadas en una batalla académica altamente controversial denominada *debate individuo-situación*. En el primer frente, los llamados situacionistas enfatizan en la influencia poderosa que las variables organizacionales ejercen sobre el comportamiento, las actitudes y el bienestar de los empleados (Dierdorff y Morgeson, 2013). En el segundo, los denominados disposicionalistas señalan que los sujetos poseen estados mentales inobservables, ligados a rasgos de su personalidad, que se encuentran dotados de relativa estabilidad y que, como tales, predisponen su actitud y su comportamiento en una gran diversidad de contextos organizacionales (Judge, Klinger, Simon y Yang, 2008b; Ones, Dilchert, Viswesvaran y Judge, 2007; Barrick, 2005).

Dentro de los estudios situacionistas, un fenómeno que ha cobrado creciente relevancia, principalmente como resultado de los cambios producidos en el mundo del trabajo y de las relaciones de empleo, lo constituye el de los riesgos psicosociales en el trabajo. El concepto de factores de riesgo psicosocial refiere a todas aquellas demandas relacionadas con el trabajo que, sea por exceso, defecto, o combinación, constituyen una amenaza para la integridad física, social y/o psicológica de los individuos (Meliá *et al.*, 2006). Los riesgos psicosociales tienen su origen en el diseño del trabajo y, de no ser afrontados de manera exitosa por los sujetos, son proclives a conducir a la experimentación de distrés y, en consecuencia, de insatisfacción laboral (Moncada, Llorens y Kristensen, 2004). Dentro de los estudios disposicionalistas, el constructo más novedoso que ha probado explicar y predecir de manera significativa a la satisfacción laboral lo constituye el de las *core self-evaluations* (CSE; Wu y Griffin, 2012), el cual refiere a un conjunto de conclusiones básicas, esenciales e inconscientes que los individuos formulan acerca de sí mismos, de otros y de su ambiente (Judge, Locke y Durham, 1997).

El éxito verificado por ambas perspectivas para explicar la satisfacción laboral (Judge y Zapata, 2015) sugiere que ambas resultan relevantes y que, por consiguiente, deberían ser consideradas (Cohrs, Abele y Dette, 2006). Sin embargo, a la fecha aún resultan verdaderamente limitados los estudios que hayan sido conducidos desde una óptica interaccionista (Lent y Brown, 2006). Al respecto, Staw y Cohen-Charash (2005) advierten la necesidad de que futuras investigaciones desarrollen pruebas competitivas que permitan evaluar la magnitud de los efectos parciales *ceteris paribus* de ambas perspectivas polares sobre la satisfacción laboral. Con el propósito de contribuir al avance del conocimiento en dicho sentido, en este artículo se evalúa la influencia relativa de un conjunto de factores disposicionales (las CSE) y situacionales (los riesgos psicosociales en el trabajo) sobre la satisfacción laboral. Para ello, se traducen al español y analizan las propiedades psicométricas de dos escalas internacionales de amplia relevancia científica para el Comportamiento Organizacional y la Psicología Laboral: la *Core Self-Evaluations Scale* (CSES) y el *Brief Index of Affective Job Satisfaction* (BIAJS)

## MARCO TEÓRICO

### *El enfoque disposicional: el rol de las Core Self-Evaluations*

El enfoque disposicional se construye sobre el postulado de que los individuos poseen estados mentales inobservables o disposiciones, de relativa estabilidad a través del tiempo (Dormann, Fay, Zapf y Frese, 2006), que tienen su origen en factores genéticos (Judge, Ilies y Zhang, 2012), y que predisponen sus actitudes y comportamientos en diversidad de contextos laborales (Ones, Dilchert, Viswesvaran y Judge 2007; Barrick, 2005).

Dentro de las principales taxonomías de personalidad, el modelo de las *Core Self-Evaluations* (CSE; Judge, Locke y Durham, 1997) representa el constructo más novedoso que ha probado explicar y predecir de manera significativa a la satisfacción laboral (Wu y Griffin, 2012). De acuerdo al modelo propuesto por Judge *et al.* (1997) son cuatro los rasgos que, en conjunto, componen las CSE: la autoestima, la autoeficacia, el *locus* interno de control y la estabilidad emocional (o bajo neuroticismo).

Desde el artículo seminal publicado por Judge *et al.* (1997), un gran volumen de evidencia ha indicado que las CSE constituyen un constructo latente, global y de orden superior (Judge, Erez, Bono y Thoresen, 2003), con validez incremental por sobre sus cuatro rasgos componentes (Piccolo, Judge, Takahashi, Watanabe y Locke, 2005). Asimismo, las CSE han sido estudiadas en diversidad de contextos organizacionales y países, como Alemania (e.g. Stumpp, Muck, Hulsheger, Judge y Maier, 2010; Dormann y Zapf, 2001), Japón (e.g. Piccolo *et al.*, 2005), China (Rode, Judge y Sun, 2012), e Israel (Judge *et al.*, 1998), además de los Estados Unidos (e.g. Judge *et al.*, 2008), lo que ha provisto soporte a la generalizabilidad *cros-nacional* del constructo.

#### *El enfoque situacional: el rol de la exposición percibida a factores de riesgo psicosocial*

El llamado enfoque situacional tiene su génesis en los años posteriores a la Segunda Guerra Mundial y se sustenta sobre el postulado de que las organizaciones son situaciones fuertes (Meyer, Dalal y Hermida, 2010) y, como tales, ejercen una influencia poderosa sobre el comportamiento, las actitudes y el bienestar de los empleados, particularmente sobre la satisfacción laboral (Humphrey *et al.*, 2007; Morgeson y Humphrey, 2006).

Tal y como es sostenido por Parker, Wall y Cordery (2001), los profundos cambios producidos en el trabajo y las relaciones de empleo exigen reconsiderar los modelos situacionales imperantes con el propósito de ampliar sustantivamente las dimensiones bajo análisis, particularmente aquellas de carácter extrínseco o ligadas al ambiente laboral en el cual la tarea es desarrollada (Ferguson y Cheek, 2011; Humphrey *et al.*, 2007). Al respecto, un constructo que ha ido cobrando creciente interés en el campo de la Psicología Laboral lo constituye el de los *riesgos psicosociales en el trabajo*. Siguiendo a Meliá *et al.* (2006), por factores de riesgo psicosocial se entiende a todas aquellas demandas relacionadas con el trabajo que, sea por exceso, defecto, o combinación, constituyen una amenaza para la integridad física, social y/o psicológica de los individuos. Si bien gran diversidad de modelos han sido propuestos en la literatura, uno de los más difundidos es el propuesto por investigadores del Instituto Sindical de Trabajo, Ambiente y Salud de España (ISTAS).

## MÉTODO

### *Participantes y procedimiento*

Este estudio fue conducido en tres Facultades de una Universidad Pública Argentina. Una vez obtenida autorización expresa para realizar la investigación, se le solicitó a las máximas autoridades académicas que enviaran a la totalidad de sus docentes (N = 913) un correo electrónico en el que figure un enlace de acceso a un cuestionario anónimo virtual, desarrollado a través de la herramienta Google Drive®.

En consonancia con el procedimiento recomendado por Judge *et al.* (2005), y con el propósito de reducir el sesgo de varianza común por empleo de método único, el relevamiento se realizó en dos etapas. En la primera, los participantes fueron invitados a responder un cuestionario sobre sus CSE. En la segunda, y con dos semanas de diferencia, se los invitó a responder el de riesgos psicosociales en el trabajo y el de satisfacción laboral. Un total de 209 cuestionarios fueron completados durante un período de dos meses (representando una tasa de respuesta del 22.89%), sin registrarse valores perdidos. La edad de los participantes osciló entre 23 y 70 años, con una media de 44.40 y una

desviación estándar de 11.76. Cerca de un 70% de los participantes fueron mujeres, 36.36% eran Profesores y un 24.88% contaba con dedicaciones *full-time*. La antigüedad de los respondientes osciló entre 1 y 45 años, con una media de 17.49 y una desviación estándar de 10.51. La antigüedad en el cargo actual varió desde 1 a 30, con una media de 8.66 y una desviación estándar de 8.41 años. Cerca del 69% de los participantes tenía título de Grado, 19% título de Máster y 12% título de Doctor.

### *Medidas*

*Core self-evaluations (CSE)*. Se utilizó una versión en español de la *Core Self-Evaluation Scale* (Judge *et al.*, 2003), la cual mantuvo la estructura original de 12 ítems y una escala de 5 niveles, oscilante entre *totalmente en desacuerdo* (1) y *totalmente de acuerdo* (5). Los puntajes individuales de los 12 ítems fueron promediados para formar un solo puntaje de CSE.

*Satisfacción laboral afectiva*. La satisfacción laboral fue medida de manera global a través de una versión castellana del *Brief Index of Affective Job Satisfaction (BIAJS)*, instrumento diseñado por Thompson y Phua (2012) para la medición de los componentes afectivos de la satisfacción laboral. La versión castellana del BIAJS mantuvo la estructura original de 4 ítems, con una escala oscilante entre *totalmente en desacuerdo* (1) y *totalmente de acuerdo* (5). Los puntajes individuales de los ítems fueron promediados para formar un solo puntaje de satisfacción laboral global.

Tanto la CSES como el BIAJS fueron traducidos de sus originales en inglés al idioma español con la asistencia de un traductor con formación doctoral en Lingüística Aplicada y formación universitaria en el estudio y enseñanza del inglés. Más que pretender una traducción literal, se procuró que los reactivos de las escalas traducidas conservaran su sentido original.

*Percepción de exposición a riesgos psicosociales en el trabajo (PERPS)*. Se utilizó la versión reducida del Cuestionario de Evaluación de Riesgos Psicosociales en el Trabajo COPSOQ-ISTAS 21 (Moncada, Llorens y Kristensen, 2004), adaptación del Cuestionario Psicosocial de Copenhague. El mismo se encuentra compuesto por un total de 38 reactivos y ha sido específicamente diseñado para identificar, medir y valorar la exposición a seis grandes grupos de factores de riesgo para la salud en el trabajo de naturaleza psicosocial: (a) exigencias psicológicas, (b) control sobre el trabajo, (c) inseguridad sobre el futuro, (d) apoyo social y calidad del liderazgo, (e) doble presencia, y (f) estima. Cada una de las seis escalas del COPSOQ-ISTAS 21 incluye una escala de respuesta de cinco puntos, con valores entre 0 y 4. El puntaje total para cada factor de riesgo fue calculado como la suma de los puntajes de cada ítem y luego separado en una escala compuesta por tres categorías (1 = baja exposición al factor de riesgo psicosocial, 3 = elevada exposición al factor de riesgo psicosocial). Finalmente, un valor global de intensidad de exposición a riesgos psicosociales fue calculado como la media aritmética de los niveles de exposición registrados para cada factor de riesgo.

### *Análisis de datos*

Las propiedades psicométricas de las escalas de CSES, BIAJS y PERPS fueron estudiadas en función de su consistencia interna (a través del cálculo del Coeficiente Alfa de Cronbach) y su validez de constructo (a través de pruebas de análisis factorial exploratorio y confirmatorio). Con relación al análisis de la influencia comparativa de los factores situacionales (en este estudio: factores de riesgo psicosocial) y disposicionales (en este estudio: CSE) sobre la satisfacción laboral, cuatro modelos de regresión múltiple fueron calculados empleando el método de mínimos cuadrados ordinarios. De manera previa, los autores verificaron que los datos disponibles verificaran el cumplimiento de los supuestos mínimos para la aplicación de las herramientas mencionadas, i.e. normalidad, (a través de la prueba W de Shapiro-Wilk), homocedasticidad (a través de la prueba de Breusch-Pagan) y no colinealidad perfecta (a través el cálculo del Factor de Inflación de Varianza, VIF). Los datos fueron procesados en Stata® (versión 13).

## RESULTADOS

Las medias (M), desviaciones estándar (SD) y correlaciones entre las variables involucradas son presentadas en la Tabla 1. Las CSE oscilan entre 2,17 y 5 puntos, con una media de 3,66 y una desviación estándar de 0,51. La satisfacción laboral global oscila entre 2 y 5 puntos, con una media de 3,99 y una desviación estándar de 0,61. Con relación a la percepción de exposición a riesgos psicosociales (PERPS), se observa que la experimentación de elevadas demandas psicológicas (M = 2,37; SD = 0,66), la falta de estima (M = 2,05; SD = 0,80) y la doble presencia (M = 2,74; SD = 0,49) verifican los puntajes más elevados, lo que sugiere mayor nivel de intensidad percibida.

Según surge de la Tabla 1, las CSE exhiben una correlación positiva moderada con la satisfacción laboral global ( $r = 0,40$ ;  $p\text{-value} < 0,01$ ). Además, presentan correlaciones negativas y significativas tanto con la PERPS global como con sus seis dimensiones componentes, sugiriendo que sujetos con CSE más positivas tienden a percibir menor nivel de exposición a factores de riesgo psicosocial, en comparación con sujetos con CSE más negativas. Por otro lado, las seis dimensiones componentes del constructo PERPS verifican correlaciones positivas y significativas entre sí y con la PERPS global. A su vez, esta última exhibe correlaciones negativas y significativas con la satisfacción laboral global ( $r = 0,38$ ;  $p\text{-value} < 0,01$ ), sugiriendo que la percepción de mayores niveles de intensidad de riesgos psicosociales (en términos de excesivas demandas psicológicas, insuficiente autonomía, insuficiente apoyo social y liderazgo, doble presencia, inseguridad sobre el futuro y falta de estima) se encuentra asociada con caídas en la satisfacción laboral.

Tabla 1. Medias, desviaciones estándar y correlaciones entre variables.

Variable	M	SD	1	2	3	4	5	6	7	8	9
1. CSES	3.66	0.51	<b>.80</b>								
2. Satisfacción laboral global	3.99	0.61	.40	<b>.84</b>							
3. Demandas psicológicas	2.37	0.66	-.34	-.15	<b>.67</b>						
4. Insuficiente autonomía	1.21	0.49	-.29	-.39	.13	<b>.82</b>					
5. Inseguridad sobre el futuro	1.66	0.67	-.32	-.21	.21	.24	<b>.76</b>				
6. Insuficiente apoyo social y liderazgo	1.94	0.77	-.38	-.34	.26	.37	.34	<b>.84</b>			
7. Doble presencia	2.74	0.49	-.12	.06	.17	.07	.16	.08	<b>.61</b>		
8. Falta de estima	2.05	0.80	-.31	-.34	.33	.31	.30	.65	.07	<b>.85</b>	
9. Exposición global a riesgo psicosocial	2.00	0.41	-.48	-.38	.57	.53	.62	.78	.35	.78	<b>.68</b>

*Nota.*  $n = 209$ . CSES = Core-Self Evaluation Scale. Las correlaciones superiores a .12 son significativas a  $p < .10$ . Las correlaciones superiores a .15 son significativas a  $p < .05$ . Las correlaciones superiores a .21 son significativas a  $p < .01$ . Los valores de confiabilidad para cada una de las escalas (coeficientes alfa) son presentados sobre la diagonal principal en negritas. Las variables de control no son reportadas en esta tabla por razones de simplicidad.

Por otra parte, y como puede observarse en la diagonal principal de la Tabla 1, la versión en español de la CSES observa elevada consistencia interna ( $\alpha = 0,80$ ), la cual resulta muy similar a la reportada por Judge *et al.* (2003) y Stumpp *et al.* (2010) para la versión americana (0,84 y 0,83 respectivamente). Resultados similares se obtuvieron para la versión en español del BIAJS, el cual también observa elevada consistencia interna, representada por un coeficiente  $\alpha$  de 0,84, muy similar al reportado por Thompson & Phua (2012) para el índice americano ( $\alpha = 0,85$ ). Con relación a la escala de PERPS, medida a través del COPSOQ-ISTAS 21, se verifica que la misma también posee una aceptable consistencia interna, dada por un coeficiente  $\alpha$  promedio equivalente a 0,68.

Con relación a la validez de constructo, y de manera consistente con lo propuesto en la literatura para las versiones americanas, los resultados obtenidos en las pruebas factoriales sugieren que los 12 ítems de la versión en español de la CSES y los 4 ítems del BIAJS parecieran saturar en un único factor latente ( $\chi^2 = 532,22$ ;  $df = 66$ ;  $p\text{-value} < 0,01$  y  $\chi^2 = 348,98$ ;  $df = 6$ ;  $p\text{-value} < 0,01$  respectivamente).

Con el propósito de comparar la influencia relativa de las CSE y de la PERPS sobre la satisfacción laboral, se estimaron cuatro modelos regresión múltiple a través del método de mínimos cuadrados ordinarios. De manera previa, se verificó que los datos dieran cumplimiento a los supuestos mínimos de normalidad, homocedasticidad y no multicolinealidad perfecta. Si bien los resultados obtenidos en las pruebas de normalidad (prueba W de Shapiro-Wilk) y de multicolinealidad (Factor de Inflación de Varianza, VIF) fueron satisfactorios ( $W = 0,9979$ ;  $p\text{-value} = 0,9951$ ;  $VIF = 1.41 < 15$ ), cierto nivel de heterocedasticidad fue detectado. Con el propósito de corregir la heterocedasticidad, se estimaron errores estándar robustos para los cuatro modelos. Los cuatro modelos estimados son presentados en la Tabla 2.

Tabla 2. Resultados del análisis de regresión múltiple.

<i>Variable dependiente:</i> Satisfacción laboral global	Modelo 1: Efectos disposicionales	Modelo 2: Efectos situacionales	Modelo 3: Efectos conjuntos	Modelo 4: Variables de control
<i>Variables independientes:</i>				
CSE	.4730*** (.0906)		.3246*** (.0970)	.3984*** (.0974)
Demandas psicológicas		-.0330 (.0623)	.0264 (.0620)	.0455 (.0572)
Insuficiente autonomía		-.3580 (.0927)***	-.3084*** (.0935)	-.2989*** (.0919)
Inseguridad sobre el futuro		-.0667 (.0601)	-.0253 (.0620)	.0151 (.0563)
Insuficiente apoyo social y liderazgo		-.0940 (.0728)	-.0498 (.0708)	-.0014 (.0674)
Doble presencia		.1466 (.0770)*	.1555** (.0729)	.0997 (.0718)
Falta de estima		-.1098 (.0656)*	-.1100* (.0625)	-.1478** (.0590)
<i>Variables de control:</i>				
Facultad de Humanidades				.3072*** (.0984)
Facultad de Psicología				.1935** (.0926)
Edad				-.0342 (.0259)
Edad <sup>2</sup>				.0005 (.0003)
Antigüedad en el cargo actual				.0002 (.0173)
Antigüedad en el cargo actual <sup>2</sup>				-.0001 (.0006)
Hombre				-.2541*** (.0765)
Profesor				-.0654 (.0891)
Dedicación exclusiva				-.1231 (.1005)
Título de Máster				.1619* (.0870)
Título de Doctor				.0072 (.1357)
Intercepto	2.2619*** (.3455)	4.6211*** (.2128)	3.0540*** (.4915)	3.3797*** (.6871)
N	209	209	209	209
R <sup>2</sup>	15.90%	23.06%	28.63%	40.12%

Nota. \*\*\*  $p < .01$ , \*\*  $p < .05$ , \*  $p < .10$ . Errores estándares robustos entre paréntesis.

En el primer modelo, sólo las CSE fueron ingresadas, resultando que explican cerca del 16% de la variabilidad observada en la satisfacción laboral ( $F(1, 207) = 39,13$ ;  $p\text{-value} < 0,01$ ). En el segundo, la PERPS fue ingresada por medio de sus seis dimensiones, resultando que las mismas explican significativamente cerca del 23% de la variabilidad observada en la satisfacción laboral ( $F(6, 202) = 10,31$ ;  $p\text{-value} < 0,01$ ). Tal y como puede observarse en la Tabla 2, la insuficiente autonomía exhibe el efecto parcial más fuerte ( $\beta = -0,3084$ ;  $p\text{-value} < 0,01$ ).

En el modelo 3, tanto los factores disposicionales, representados por las CSE, como los situacionales, representados por la PERPS, fueron computados con el propósito de evaluar su efecto conjunto sobre

la satisfacción laboral. Como puede observarse en la Tabla 2, las CSE permanecen altamente significativas ( $p\text{-value} < 0,01$ ), incluso luego de que los factores situacionales hayan sido introducidos. Con relación a la PERPS, sólo tres de sus dimensiones clave – insuficiente autonomía, doble presencia y falta de estima – verifican efectos parciales significativamente distintos de 0. El modelo 3, de naturaleza más compleja e integradora que los dos anteriores, observa un acrecentamiento en su poder explicativo -  $R^2 = 28,63\%$ ;  $F(7, 201) = 11,52$ ,  $p\text{-value} < 0,01$  – sobre la satisfacción laboral.

En el modelo 4 se consideraron, además de la incidencia de los factores disposicionales y situacionales, un amplio conjunto de variables de control, incluyendo: la Facultad de procedencia (variable *dummy* en la que la Facultad de Ciencias Económicas y Sociales es el grupo base), la edad del participante, su antigüedad en el cargo actual, su género (variable *dummy* donde las mujeres representan el grupo base), la jerarquía del cargo (variable *dummy* donde los Ayudantes Graduados son el grupo base), la dedicación (variable *dummy* donde la dedicación *part-time* representa el grupo base) y el nivel educativo (variable *dummy* donde la formación de Grado representa el grupo base). De aquellas, sólo la Facultad y el género del participante resultaron significativamente distintas de 0.

Tal y como puede observarse en la Tabla 2, las CSE permanecen altamente significativas ( $p\text{-value} < 0,01$ ), incluso luego de la incorporación de diversos factores de índole situacional y de control. En el modelo 4, las CSE exhiben un coeficiente  $\beta$  de 0,40 ( $p\text{-value} < 0,01$ ), lo que significa que por cada punto de incremento en la escala de CSE, la satisfacción laboral experimentada tiende a incrementarse en 0,40, permaneciendo constante el resto de los factores relevantes. Sorprendentemente, sólo la insuficiente autonomía ( $\beta = -0,2989$ ;  $p\text{-value} < 0,01$ ) y la falta de estima ( $\beta = -0,1478$ ,  $p\text{-value} < 0,05$ ) permanecieron estadísticamente significativas en el modelo 4. Ante esta situación, se decidió contrastar la hipótesis de que las seis dimensiones del constructo de PERPS resultan iguales a 0. Los resultados obtenidos en la prueba F -  $F(6, 190) = 5,07$ ;  $p\text{-value} < 0,01$  – sugieren que dichas dimensiones son conjuntamente distintas de cero y que, como consecuencia, representan factores relevantes para el análisis de la satisfacción laboral.

## DISCUSIÓN Y CONCLUSIONES

Desde el artículo seminal publicado por Judge *et al.* (1997) un cuerpo significativo de evidencia ha provisto soporte la relevancia de las CSE para explicar la satisfacción laboral (Judge *et al.*, 2008b; Ones *et al.*, 2007). Sin embargo, las mediciones iniciales de este constructo eran indirectas, exigiendo a los investigadores el empleo de escalas relativamente extensas que incluyeran reactivos para cada uno de los cuatro rasgos que lo componen. Con el propósito de obtener una medida más directa y económica de las CSE, Judge *et al.* (2003) desarrollaron una escala más breve, compuesta por 12 ítems, a la que denominaron *Core Self-Evaluation Scale* (CSES). En esta investigación se tradujo la versión estadounidense de la CSES al español y se examinaron sus propiedades psicométricas en términos de confiabilidad y validez de constructo.

Los resultados de este estudio sugieren que la versión en español de la CSES observa elevada consistencia interna, dada por un Coeficiente Alfa de Cronbach de 0,81, el cual resulta similar al obtenido para la versión americana (e.g. Stumpp *et al.*, 2010; Judge *et al.*, 2003). Más aún, los resultados de esta investigación también brindan soporte al modelo compuesto por un único factor latente que ha sido sugerido previamente en la literatura (e.g. Dormann *et al.*, 2006; Piccolo *et al.*, 2005), proveyendo evidencia adicional sobre su validez de constructo. Futuros estudios deberían examinar la estabilidad, validez convergente y validez discriminante de la versión en español de la CSES.

En este estudio también se brindó evidencia en torno a la validez de la versión en español del *Brief Index of Affective Job Satisfaction* (BIAJS; Thompson & Phua, 2012). Con respecto a sus propiedades psicométricas, en este estudio se obtuvo que la misma observa elevada consistencia interna, representada por un Coeficiente Alfa de Cronbach de 0,84, el cual es muy similar al reportado por

Thompson & Phua (2012). Pruebas adicionales de análisis factorial exploratorio y confirmatorio, también sugieren que la totalidad de los reactivos parecieran saturar en un único factor latente, proveyendo evidencia sobre su validez de constructo.

Además de proveer evidencia en torno a la validez de las versiones en español de la CSES y del BIAJS, este estudio también se propuso analizar la influencia relativa de un conjunto de factores situacionales y disposicionales sobre la satisfacción laboral. Como medida de factores situacionales se empleó la percepción de exposición a riesgos psicosociales y como medida de factores disposicionales las CSE. A tal fin, se estimaron cuatro modelos de regresión múltiple y se compararon los valores de ajuste reportados por cada uno de ellos (prueba t de significatividad individual,  $R^2$  y prueba F de significatividad global). Las CSE permanecieron significativamente distintas de cero en todos los modelos, incluso luego de que los factores situacionales y otras variables de control fueran incorporados. Este hallazgo provee soporte a otras investigaciones previas que sostienen la existencia de una fuente disposicional de satisfacción laboral (Stumpp *et al.*, 2010; Dormann *et al.*, 2006). Con relación a los factores de riesgo psicosocial, sólo la insuficiente autonomía (la cual exhibió el efecto parcial más elevado en comparación con el resto de las dimensiones) y la falta de estima constituyeron predictores significativos de la satisfacción laboral. La configuración de la autonomía como el predictor situacional más significativo resulta consistente con lo sugerido en la literatura (Morgeson & Humphrey, 2006; Edwards *et al.*, 2000; Edwards *et al.*, 1999).

Finalmente, de este estudio también surge que cuando los factores situacionales y disposicionales son considerados de manera conjunta, el poder explicativo del modelo se incrementa significativamente, sugiriendo que ambas categorías de factores resultan relevantes para explicar la satisfacción laboral y que, en consecuencia, deberían ser contempladas. En este sentido, los resultados de esta investigación se encuentran en línea con lo propuesto en trabajos previos (e.g. Cohrs *et al.*, 2006) y brindan soporte a un abordaje interaccionista de la satisfacción laboral (Funder *et al.*, 2012).

## REFERENCIAS

- Barrick, M. R. (2005). Yes, personality matters: Moving on to more important matters. *Human Performance*, 18(4), 359-372.
- Campion, M. A., Mumford, T. V., Morgeson, F. P., y Nahrgang, J. D. (2005). Work redesign: Eight obstacles and opportunities. *Human Resource Management*, 44(4), 367-390.
- Cohrs, J. C., Abele, A. E., y Dette, D. E. (2006). Integrating situational and dispositional determinants of job satisfaction: Findings from three samples of professionals. *The Journal of Psychology*, 140(4), 363-395.
- Dierdorff, E. C., & Morgeson, F. P. (2013). Getting what the occupation gives: Exploring multilevel links between work design and occupational values. *Personnel Psychology*, 66(3), 687-721.
- Dormann, C., & Zapf, D. (2001). Job satisfaction: A meta-analysis of stabilities. *Journal of Organizational Behavior*, 22(5), 483-504.
- Dormann, C., Fay, D., Zapf, D., y Frese, M. (2006). A state-trait analysis of job satisfaction: on the effect of core self-evaluations. *Applied Psychology*, 55(1), 27-51.
- Edwards, J. R., Scully, J. A., y Brtek, M. D. (1999). The measurement of work: Hierarchical representation of the Multimethod Job Design Questionnaire. *Personnel Psychology*, 52(2), 305-334.
- Edwards, J. R., Scully, J. A., y Brtek, M. D. (2000). The nature and outcomes of work: a replication and extension of interdisciplinary work-design research. *Journal of Applied Psychology*, 85(6), 860-868.



- Ferguson, T. D., y Cheek, R. (2011). How Important Are Situational Constraints in Understanding Job Satisfaction?. *International Journal of Business and Social Science*, 2(22), 221-227.
- Funder, D.; Guillaume, E.; Kumagai, S; Kawamoto, S.; Sato, T. (2012). The Person-situation Debate and the Assessment of Situations. *The Japanese Journal of Personality*, 21 (1), 1-11.
- Humphrey, S. E., Nahrgang, J. D., y Morgeson, F. P. (2007). Integrating motivational, social, and contextual work design features: a meta-analytic summary and theoretical extension of the work design literature. *Journal of Applied Psychology*, 92(5), 1332-1353.
- Judge, T. A., Locke, E. A., y Durham, C. C. (1997). The dispositional causes of job satisfaction: A core evaluations approach. *Research in Organizational Behavior*, 19(1), 151-188.
- Judge, T. A., Erez, A., Bono, J. E., & Thoresen, C. J. (2003). The core self-evaluations scale: Development of a measure. *Personnel Psychology*, 56(2), 303-331.
- Judge, T. A., Klinger, R., Simon, L. S., y Yang, I. W. F. (2008). The contributions of personality to organizational behavior and psychology: Findings, criticisms, and future research directions. *Social and Personality Psychology Compass*, 2(5), 1982-2000.
- Judge, T. A., Ilies, R., y Zhang, Z. (2012). Genetic influences on core self-evaluations, job satisfaction, work stress, and employee health: A behavioral genetics mediated model. *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 117(1), 208-220.
- Judge, T. A., y Zapata, C. P. (2015). The person-situation debate revisited: Effect of situation strength and trait activation on the validity of the big five traits in predicting job performance. *Academy of Management Journal*, 58(4), 1-31.
- Judge, T. A., Weiss, H. M., Kammeyer-Mueller, J. D., y Hulin, C. L. (2017). Job attitudes, job satisfaction, and job affect: A century of continuity and of change. *Journal of Applied Psychology*, 102(3), 356-374.
- Kammeyer-Mueller, J. D., Judge, T. A., y Scott, B. A. (2009). The role of core self-evaluations in the coping process. *Journal of Applied Psychology*, 94(1), 177-195.
- Lent, R. W., y Brown, S. D. (2006). Integrating person and situation perspectives on work satisfaction: A social-cognitive view. *Journal of Vocational Behavior*, 69(2), 236-247.
- Meyer, R. D., Dalal, R. S., y Hermida, R. (2010). A review and synthesis of situational strength in the organizational sciences. *Journal of Management*, 36(1), 121-140.
- Morgeson, F. P., y Campion, M. A. (2002). Minimizing tradeoffs when redesigning work: evidence from a longitudinal quasi-experiment. *Personnel Psychology*, 55(3), 589-612.
- Morgeson, F. P., y Humphrey, S. E. (2006). The Work Design Questionnaire (WDQ): developing and validating a comprehensive measure for assessing job design and the nature of work. *Journal of Applied Psychology*, 91(6), 1321-1339.
- Ones, D. S., Dilchert, S., Viswesvaran, C., y Judge, T. A. (2007). In support of personality assessment in organizational settings. *Personnel Psychology*, 60(4), 995-1027.
- Parker, S. K., Wall, T. D., y Cordery, J. L. (2001). Future work design research and practice: Towards an elaborated model of work design. *Journal of Occupational and Organizational Psychology*, 74(4), 413-440.

- Piccolo, R. F., Judge, T. A., Takahashi, K., Watanabe, N., y Locke, E. A. (2005). Core self-evaluations in Japan: relative effects on job satisfaction, life satisfaction, and happiness. *Journal of Organizational Behavior*, 26(8), 965-984.
- Rode, J. C., Judge, T. A., y Sun, J. M. (2012). Incremental validity of core self-evaluations in the presence of other self-concept traits: An investigation of applied psychology criteria in the United States and China. *Journal of Leadership y Organizational Studies*, 19(3), 326-340.
- Schneider, B., Smith, D. B., Taylor, S., y Fleenor, J. (1998). Personality and organizations: A test of the homogeneity of personality hypothesis. *Journal of Applied Psychology*, 83(3), 462-470.
- Staw, B. M., y Cohen-Charash, Y. (2005). The dispositional approach to job satisfaction: More than a mirage, but not yet an oasis. *Journal of Organizational Behavior*, 26(1), 59-78.
- Stumpp, T., Muck, P. M., Hülshager, U. R., Judge, T. A., y Maier, G. W. (2010). Core self-evaluations in Germany: validation of a German measure and its relationships with career success. *Journal of Applied Psychology*, 59(4), 674-700.
- Warr, P. (2007). *Work, happiness, and unhappiness*. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Wu, C. H., y Griffin, M. A. (2012). Longitudinal relationships between core self-evaluations and job satisfaction. *Journal of Applied Psychology*, 97(2), 331-342.