

Forma breve del SPSI-R: Análisis preliminar de su validez interna y confiabilidad

SPSI-R, short form: Preliminary analysis of internal validity and reliability

César Merino

Universidad Científica del Sur, Perú

(Rec: 20 de septiembre de 2011 / Acep: 24 de abril de 2012)

Resumen

Se reporta un análisis preliminar de la validez interna de la forma corta del Inventario de Resolución de Problemas Sociales- Revisado, en una muestra de 366 universitarios de una universidad privada en Lima, Perú. Se compararon las correlaciones observadas entre la forma corta y larga, y los coeficientes de consistencia interna, con estimaciones teóricas establecidas como línea base (corregidas por errores correlacionados) y coeficientes de confiabilidad corregidos por el número de ítems. Luego de aplicar estos ajustes, los resultados indican elevada varianza compartida en las subescalas, así como aceptables coeficientes de confiabilidad, excepto para el puntaje Orientación Positiva al Problema. Esta exploración preliminar da respaldo psicométrico a la forma corta del SPSI-R para un nuevo contexto de aplicación, y garantiza profundizar su investigación.

Palabras clave: resolución de problemas, SPSI-R, forma corta, validez, correlación.

Abstract

This research report a preliminary analysis of the internal validity of the short form of the Social Problem Solving Inventory-Revised in a sample of 366 university students from a private university in Lima, Peru. It was compared the correlations short-long form and the coefficients of internal consistency with established theoretical estimates as a baseline; additionally, the correlations were corrected for correlated errors. After of apply the adjustments to the observed coefficients, the results indicate high shared variance on the subscales and acceptable reliability coefficients, except for Positive Orientation to Problems score. The psychometric support is acceptable, but it is requested an ongoing research for get reliability and validity evidences.

Key words: solving problems, SPSI-R, short form, validity, correlation.

Introducción

El constructo de solución de problemas sociales es teórica y funcionalmente importante en la comprensión de estilos decisionales en población normal (Morera, Maydeu-Olivares, Nygren, White, Fernandez & Skewes, 2006) y problemas adaptativos (D'Zurilla, Nezu & Maydeu-Olivares, 1999; Vera-Villaruel & Guerrero, 2003); además, está involucrado en la intervención terapéutica de la depresión (Vázquez, 2002) y ansiedad, y en la comprensión de los correlatos de esta última (Basler, Kaluza & Lledó, 2003; Calvete & Cardeñoso, 2001; Chang & D'Zurilla, 1996; D'Zurilla, 1993; D'Zurilla et al., 1999, Nezu & D'Zurilla, 1989). Estos correlatos abarcan también diferentes comportamientos adaptativos y no adaptativos, indicando que la covariación entre la habilidad de solución de problemas sociales y la personalidad justifica incluirla en un proceso

de evaluación psicológica. Entre los modelos efectivos en explicar y describir la conducta de solución de problemas sociales está el de D'Zurilla (1993; D'Zurilla & Nezu, 1982), que puede ser considerado el modelo principal y más representativo en esta área (Vera-Villaruel & Guerrero, 2003). Tal como originalmente lo define D'Zurilla, la solución de problemas sociales es un proceso cognitivo y conductual dirigido internamente por el propio sujeto, para afrontar adaptativamente situaciones que demandan respuestas más eficaces. Este ha sido (y es) un modelo instrumental para diferenciar varios aspectos de la capacidad para solucionar problemas, como la distinción entre solución de problemas e implementación de soluciones, entre aspectos motivacionales y ejecutivos, y componentes funcionales y disfuncionales de la solución de problemas (D'Zurilla, Nezu & Maydeu-Olivares, 2004). De este modelo teórico se derivó un instrumento, el *Inventario de*

Solución de Problemas Sociales-Revisado (SPSI-R, por sus siglas en inglés; D'Zurilla et al., 1999), presentado en una forma larga (52 ítems) y corta (25 ítems). Esta última es útil en situaciones en que se requiere eficiencia y una aproximación suficiente a las habilidades de solución de problemas, como en las evaluaciones de despistaje en la práctica clínica (Dreer, Berry, Rivera & Snow, 2009; D'Zurilla et al., 1999).

Una ventaja sobresaliente del instrumento es que se vincula directamente su base teórica con la práctica evaluativa y terapéutica. Pero en habla hispana, se han efectuado solo algunos estudios con la versión breve (SPSI-R-25), aun cuando el instrumento ofrece un método válido para describir las habilidades de solución de problemas sociales no solo en adultos sino también en adolescentes (Sadowski, Moore & Kelley, 1994; Siu & Shek, 2005). En las investigaciones hispanas, el estudio psicométrico independiente de la versión larga (SPSI-R-52) ha mostrado satisfactorios resultados estructurales (Calero, Luna, Vera-Villaruel & González, 2001; De La Torre, Morera & Wood, 2010; Maydeu-Olivares, Rodríguez-Fornells, Gómez-Benito & D'Zurilla, 2000), indicando que las propiedades de medición en el contenido SPSI-R es satisfactoriamente invariante. Sin embargo, no se conoce la exactitud de esta inferencia en la versión corta del SPSI-R (SPSI-R-25) más allá de pocos estudios realizados, y no es segura cualquier afirmación sobre la generalización de sus propiedades psicométricas. Una versión breve es útil para evaluaciones de despistaje, selección inicial de personas o investigación aplicada (D'Zurilla et al., 1999; Smith, McCarthy & Anderson, 2000), y puede ser eficiente para obtener un suficiente acercamiento a constructos de interés (por ejemplo, ver Vera-Villaruel, Celis-Atenas & Córdova-Rubio, 2011), especialmente en evaluaciones en grupos grandes.

Entre los pocos estudios hispanos, la estructura factorial del SPSI-R-25 ha mostrado ser particularmente robusta en poblaciones adultas europeas; por ejemplo, Calvete y Ordeño (2001) hallaron un ajuste satisfactorio del modelo pentadimensional en un grupo de 583 universitarios, así como un patrón de magnitudes de consistencia interna (coeficiente α) muy similar a los coeficientes de la muestra de estandarización española presentadas en el manual (D'Zurilla et al., 1999). Debido a que la validación estructural del SPSI-R-25 fue un objetivo secundario de su investigación, Calvete y Cardeño (2001) no reportaron la magnitud de las cargas factoriales obtenidas ni otros aspectos que pueden servir para evaluar independientemente los resultados. El tamaño muestral de la investigación de estos autores aseguró un apropiado poder estadístico, pero no hubo algún procedimiento para respaldar la replicabilidad de sus resultados.

El manual del instrumento (D'Zurilla et al., 1999) informa del proceso de construcción de la versión breve, obtenido deductivamente por un análisis racional del

contenido, y validado empíricamente por análisis factoriales y correlaciones convergentes y divergentes. En el proceso de validación de la versión corta se aplicó la versión completa y luego se extrajeron los ítems para construir los puntajes que se compararían con los puntajes de la versión completa. Aunque no fue declarado en el manual, es muy probable que la magnitud de las correlaciones de validez entre la forma corta y larga estén infladas espuriamente, debido a que las escalas comparten ítems comunes. Generalmente, esta situación ocurre cuando la forma completa de una prueba se aplica, y luego se extraen ítems para construir una forma breve, y finalmente se correlacionan los puntajes de ambas versiones para dar soporte de validez a la versión abreviada. Debido a la eficiencia de este procedimiento, se convierte en una práctica común (Bashaw & Anderson, 1967; Smith, McCarthy & Anderson, 2000).

El propósito de este estudio es aportar con una primera evaluación de la validez interna del SPSI-R-25 en una muestra independiente de universitarios peruanos. Debido a los límites en la extensión de esta comunicación breve, los resultados presentarán la convergencia entre el SPSI-R-25 y el SPSI-R-52; y la comparación entre la consistencia interna entre ambas versiones. La similaridad entre la forma corta y larga en el SPSI-R es esencialmente importante, porque ambas medidas deben ser equivalentes al proporcionar el mismo ordenamiento de los sujetos en el atributo medido. Sin embargo, la correlación entre ambas formas estaría sobrevalorada porque los mismos ítems en la forma corta también están presentes en la forma larga; por lo tanto, una parte de la covariabilidad común entre ellas está explicada por esta situación (Petrides, Jackson, Furnham & Levine, 2003; Smith et al., 2000). Una corrección (o ajuste) debería aplicarse para obtener las correlaciones de los *puntajes verdaderos* teóricos entre ambas versiones; afortunadamente se han derivado métodos para ello (Bashaw & Anderson, 1967; Levy, 1967) y se aplicarán en la presente investigación.

Método

Participantes

La muestra fue de 366 (158 varones) universitarios de once facultades de las áreas de ciencias médicas, negocios y administración, humanidades y ciencias sociales, todos procedentes de una universidad privada en Lima Metropolitana (Perú). La edad media fue 17.9 (d.e. = 2.08), y fue similar en hombres y mujeres.

La muestra fue incidental, y aceptaron participar voluntariamente. Debido a los objetivos institucionales sobre el uso de los resultados y el asegurado acceso a los participantes, se muestreó a la totalidad de los estudiantes del primer ciclo de estudios de casi todas las facultades, ubicados en el campus principal de la institución. Los estudiantes de primer ciclo fueron, además, de especial interés debido

al proceso de adaptación a la institución universitaria, y en que se requería una información descriptiva para fines de probable consejería. Finalmente, la decisión de elegir a toda esta población se respaldó también por el mayor poder estadístico que se podría obtener tomando el mayor tamaño muestral posible.

La mayoría de los estudiantes provienen de familias que tienden a orientarse hacia el logro y el rendimiento, dedicando una parte importante de su presupuesto a los estudios superiores; considerando el lugar de residencia y los indicadores educativos familiares e indicadores materiales, los participantes pueden ser considerados provenientes de niveles socioeconómicos medio o alto.

Instrumento

Inventario de Solución de Problemas Sociales-Revisado, Forma corta (SPSI-R; D'Zurilla et al., 1999). Consiste en un cuestionario de auto-reporte, que evalúa la capacidad de la persona para solucionar problemas en su vida diaria. Esta evaluación corresponde al modelo teórico desarrollado por D'Zurilla & Nezu (1982) para describir y explicar el comportamiento en solución de problemas sociales. Contiene 52 ítems presentados en un formato de respuesta ordinal, desde *No es cierto en absoluto* hasta *Absolutamente cierto*. Los ítems se distribuyen en cinco subpruebas que evalúan aspectos funcionales y disfuncionales de la habilidad de solucionar problemas. La dimensión funcional es evaluada por dos subescalas: Orientación Positiva al Problema (OPP, 5 ítems) y Resolución Racional de Problemas (RRP, 20 ítems); mientras que la dimensión desadaptativa se evalúa con las subpruebas Orientación Negativa al Problema (ONP, 10 ítems), Estilo Descuidado-Impulsivo (EDI, 10 ítems) y Estilo Evitativo (EE, 7 ítems). Estas 5 subpruebas permiten derivar un puntaje total, y que corresponde a la estimación general de la habilidad de solucionar problemas. La versión breve contiene 25 ítems (SPSI-R-25) extraídos de la versión completa, distribuidos equitativamente (5 ítems) en las mismas cinco subescalas de la versión completa. Las correlaciones concurrentes entre ambas versiones fueron replicadas en la muestra de estandarización americana y española (D'Zurilla et al., 1999), así como las correlaciones con otros constructos. La confiabilidad (consistencia interna y test-retest) reportadas en el manual también mostraron magnitudes adecuadas aun con la reducción del número de ítems.

Procedimiento

El contexto fue la recolección de datos para validar el instrumento, y luego obtener medidas descriptivas de las habilidades sociales de los participantes. La aplicación de la prueba se hizo en un periodo de 3 meses, durante el desarrollo normal del semestre académico y en el horario regular de clases. La administración de las pruebas se hizo por estudiantes de psicología previamente entrenados y

monitoreados con una lista de chequeo de monitoreo de la administración (Merino, 2010). Se siguieron las recomendaciones generales y normativas para la aplicación de pruebas (International Test Commission Test, 2000) para minimizar en lo posible la varianza irrelevante al constructo (McCallin, 2006). Durante la aplicación se enfatizaron los objetivos y las instrucciones de cómo responder a cada uno de los cuestionarios, así como la voluntariedad de la participación.

Para controlar la calidad de la información obtenida, durante la aplicación se identificaron los participantes que mostraron inconformidad o falta de disposición hacia la situación de prueba; y sus protocolos no fueron considerados para el análisis para evitar varianza irrelevante al constructo (McCallin, 2006). Tal como lo sugieren D'Zurilla et al. (1999), los protocolos también se examinaron para identificar patrones de respuestas que podrían indicar respuesta aquiescente.

Se aplicó el SPSI-R-52 (forma larga), con la intención de extraer los 25 ítems de la versión corta y efectuar la validez concurrente de esta última; este procedimiento fue igualmente realizado por D'Zurilla et al. (1999). El instrumento se aplicó con otra medida de afrontamiento al estrés, en orden contrabalanceado, en horario regular de clases, manteniéndose las instrucciones estandarizadas de la prueba; luego se derivaron los puntajes para ambas versiones.

El análisis consistió, primero, en comparar las correlaciones entre la versión corta y larga aplicando dos procedimientos, uno para corregir las correlaciones Pearson por el efecto espurio de haber ítems comunes entre ambas formas; y otro para comparar estas correlaciones corregidas con las correlaciones teóricas entre posibles versiones cortas construidas de ítems aleatorios y sus correspondientes versiones largas. En segundo lugar, se estimó la consistencia interna en ambas versiones y se compararon con sus correspondientes estimaciones teóricas que sirvieron como línea base (Smith et al., 2000). Para el primer análisis, las correlaciones observadas entre la forma larga y corta fueron corregidas por espuriedad o errores correlacionados (Bashaw & Anderson 1967; Levy, 1967); segundo, se estimó la correlación teórica entre alguna forma corta cuyos ítems se obtendrían aleatoriamente y su versión larga correspondiente (Silverstein, 1983a, 1983b). Para dar un soporte inicial a la convergencia entre la forma corta y larga, primero las correlaciones corregidas por espuriedad deben ser lo suficientemente altas para aceptar la dependencia lineal entre ellas (Smith et al., 2000); para ello, un coeficiente de correlación corregido mayor a 0.70 puede ser considerado una magnitud sustancial (Petrides et al., 2003; Putnam & Rothbart, 2006). Segundo, el coeficiente α (Cronbach, 1951) de los datos fue comparado con el coeficiente α alterado por efecto de la reducción del número de ítems (Nunnally & Bernstein, 1995); para aceptar que los puntajes poseen una consistencia interna adecuada, la consistencia interna observada no debería ser un efecto espurio del número de ítems, y entonces debería

Tabla 1. Estadísticos descriptivos, correlaciones y consistencia interna

	Forma Larga			Forma corta		α			r entre formas corta-larga (r_{cl})		
	M	DE	Rii ^a	M	DE	Forma Larga	Forma Corta	Estimada ^b	r_{cl}	r_{ctc}	r_{cta}
OPP	17.22	3.463	0.3	17.22	3.46	0.678	0.678	0.681	1	0.678	0.678
ONP	19.53	6.139	0.37	10.27	3.4	0.853	0.76	0.745	0.929	0.795	0.796
RPP	63.61	12.923	0.375	15.94	3.68	0.923	0.764	0.75	0.927	0.859	0.831
EDI	19.77	5.841	0.315	10.33	3.25	0.819	0.705	0.696	0.927	0.762	0.753
EE	13.49	4.171	0.302	9.03	3.26	0.742	0.741	0.683	0.95	0.747	0.706

Rii^a: Correlación inter-ítem promedio; Estimada^b: Coeficiente alfa de Cronbach estimado para la forma corta (Nunnally & Berstein, 1995); r_{cl} : Correlación forma corta-larga observada, no corregida; r_{ctc} : Correlación forma corta-larga, corregida por espuriedad (Bashaw & Anderson, 1967; Levy, 1967); r_{cta} : Correlación entre forma corta aleatoria y forma larga, corregido por espuriedad (Silverstein, 1983).

ser de mayor magnitud. El autor desarrolló un programa en MS Excel para estos cálculos, y que será compartido a solicitud del lector interesado.

Previamente a los análisis principales mencionados, se evaluará la dimensionalidad de las subescalas mediante un análisis factorial exploratorio.

Resultados

Análisis preliminar. Antes de examinar la concurrencia entre la forma corta y larga, se evaluó la dimensionalidad del modelo de cinco dimensiones propuesto en SPSI-R-25. Se aplicó un análisis factorial exploratorio, con el método de ejes principales, y rotación promax (parámetro $kappa$: 4). La varianza total explicada por 5 dimensiones fue 52.73% y cada una de las dimensiones obtuvo un autovalor (> 1) y porcentaje de varianza aceptables. En orden aparición, las dimensiones correspondieron a los siguientes puntajes: RPP: 5.93 (23.75%), EDI: 3.31 (13.26%), ONP: 1.72 (6.91%), OPP: 1.81 (4.74%) y EE: 1.01 (4.07%). Los ítems de OPP y EE tendieron a mostrar las cargas factoriales más bajas y moderada complejidad factorial.

Análisis principal. Los resultados se muestran en la Tabla 1. Las correlaciones no corregidas entre la forma corta y larga (r_{cl}) fueron elevadas ($>0.90 = >82\%$ de varianza compartida); mientras que las correlaciones corregidas por espuriedad (r_{ctc}) fueron menores en magnitud (como es predecible) y mostraron más del 54% de varianza compartida. Estas superaron las correlaciones teóricas entre formas cortas cuyos ítems se obtendrían aleatoriamente (r_{cta}). Se observa que la correlación entre la forma corta y larga es 1.0 para OPP, pues todos sus ítems son los mismos en ambas versiones.

Por otro lado, en el análisis de la consistencia interna, los coeficientes de las subescalas de la forma corta son menores que sus correspondientes formas largas, pero este decremento es esperable debido al menor número

de ítems. Al compararlos con los coeficientes teóricos mínimos (línea base, debajo del encabezado *Estimada*), fueron iguales o mejores; pero la excepción fue el puntaje OPP, cuyo coeficiente α observado fue apenas menor que el coeficiente estimado. Esto sugiere que, en general, la reducción del número de ítems no tuvo un fuerte impacto sobre la consistencia interna.

Discusión

Los resultados preliminares de la evaluación psicométrica de la forma corta del SPSI-R, en una muestra independiente, parecen dar una positiva valoración a la consistencia interna y la validez concurrente respecto a la versión completa. Los coeficientes de confiabilidad y las correlaciones concurrentes entre la forma larga y corta han superado los criterios mínimos teóricos que se establecieron para poder concluir que el SPSI-R-25 muestra propiedades satisfactorias. Sin embargo, el puntaje OPP exhibió correlaciones entre-formas y confiabilidades relativamente más bajas que las demás escalas, algo que converge con lo hallado en otras investigaciones (De La Torre et al., 2010; Ferrando, Chico & Tous, 2002; Maydeu-Olivares et al., 2000; Morera et al., 2006 primera vez que se cita corregir et al.). Un efecto combinado de la menor variabilidad de sus puntajes y bajas correlaciones inter-ítem, parece influenciar la subescala OPP. En cualquier situación, el error estándar de medición para OPP será mayor que los otros puntajes del SPSI-R, y deberían interpretarse con precaución, pues ello significa que sus puntajes son menos confiables. Debido a las iniciales limitaciones de este puntaje, habría que profundizar la investigación de la validez de sus puntajes, especialmente si la medida que ofrece OPP está contaminada con otros constructos, por ejemplo con la deseabilidad social, pues este es un aspecto habitualmente presente en los métodos de auto-informe (Van de Mortel, 2008) y una potencial fuente de varianza irrelevante al constructo de interés.

Las correlaciones entre ambas formas obtenidas en el presente estudio son inferiores a las reportadas por D'Zurilla

(et al., 1999), las mismas que son elevadas (>0.90) y muy similares a las correlaciones no corregidas calculadas aquí. Sin embargo, no podrían considerarse representaciones apropiadas para interpretar la validez concurrente de la forma corta, pues los autores no declaran si fueron correlaciones corregidas. Efectivamente, las correlaciones presentadas en la Tabla 6.16 del manual (D'Zurilla et al., 1999) parecen no haber sido corregidas por errores correlacionados, y por lo tanto sus resultados correlacionales son espuriosamente altos.

En la construcción de la forma corta de una medida, la evidencia de la similaridad en la medición de los constructos debería usar un método que considere el traslapamiento de los ítems, y el método desarrollado independientemente por Bashaw y Anderson (1967), y Levy (1967) podría ser efectivo. Por este motivo, las correlaciones entre ambas formas en el presente estudio pueden considerarse una mejor estimación de la validez, ya que parcializaron la varianza de error por efecto de los mismos ítems en ambas versiones.

Aunque los resultados sobre la forma corta en este estudio pueden evaluarse como favorables en líneas generales, se requiere corroborar la dimensionalidad y el modelo de medición de los puntajes (equivalente tau, paralelo o congénico). Estos aspectos son relevantes para que la consistencia interna obtenida con el coeficiente α represente la confiabilidad en forma precisa y no el límite inferior del mismo (Cronbach, 1951; Nunnally & Bernstein, 1995). La interpretación apropiada del coeficiente α tiene la presunción que los ítems se ajustan a un modelo equivalente tau para representar apropiadamente la consistencia interna de sus puntajes (Nunnally & Bernstein, 1995). En las investigaciones psicométricas en población hispana y no hispana, los hallazgos psicométricos sobre la validez estructural sobre el SPSI-R tienden a ser satisfactorios, pero estos usualmente se han realizado en la versión completa de 52 ítems; y en este punto, una confirmación de la estructura pentadimensional del SPSI-R-25 demandaría un análisis confirmatorio para verificar esta hipótesis estructural.

Referencias

- Bashaw, W. L., & Anderson, H. E. (1967). A correction for replicated error in correlation coefficients. *Psychometrika*, *32*, 435-441
- Basler, H. D., Kaluza, G., & Lledó, A. (2003). Evaluación de un programa de salud de afrontamiento al estrés. *Ansiedad y Estrés*, *9*, 85-91.
- Calero, M. D., Luna, M. J., Vera-Villaruel, P. E., & González, M. C. (2001). Un estudio de validez del inventario de solución de problemas sociales (Social Problem-Solving Inventory-R, SPSI-R). *Psicología Conductual*, *9*, 373-387.
- Calvete, E., & Cardeñoso, O. (2001). Creencias, resolución de problemas sociales y correlatos psicológicos. *Psicothema*, *13*, 95-100.
- Chang, E. C., & D'Zurilla, T. J. (1996). Irrational beliefs as predictors of anxiety and depression in a college population. *Personality and Individual Differences*, *20*, 215-219.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, *16*, 297-334.
- De La Torre, M. T., Morera, O. F., & Wood, J. M. (2010). Measuring social problem solving using the Spanish Version for Hispanics of the Social Problem Solving Inventory-Revised. *Cultural Diversity and Ethnic Minority Psychology*, *16*, 501-506.
- Dreer, L. E., Berry, J., Rivera, P., & Snow, M. (2009). Efficient assessment of social problem-solving abilities in medical and rehabilitation settings: A Rasch analysis of the Social Problem-Solving Inventory-Revised. *Journal of Clinical Psychology*, *65*, 653-669.
- D'Zurilla, T. J. (1993). *Terapia de resolución de conflictos: Competencia social, un nuevo enfoque en la intervención clínica*. Bilbao: Desclée de Brouwer.
- DZurilla, T. J., & Nezu, A. M. (1982). Social problem solving in adults. En P. C. Kendall (Ed.), *Advances in cognitive-behavioral research and therapy* (Vol. 1, pp. 201-274). New York: Academic Press.
- D'Zurilla, T. J., Nezu, A. M., & Maydeu-Olivares, A. (1999). *Manual for the Social Problem-Solving Inventory-Revised*. North Tonawanda, NY: Multi-Health Systems.
- D'Zurilla, T. J., Nezu, A. M., & Maydeu-Olivares, A. (2004). Social problem solving: Theory and assessment. En E. C. Chang, T. J. D'Zurilla, & L. J. Sanna (eds.), *Social Problem Solving* (pp. 11-27). Washington, DC: American Psychological Association.
- Ferrando, P., Chico, E., & Tous, J. (2002). Propiedades psicométricas del test de optimismo Life Orientation Test. *Psicothema*, *14*, 673-680.
- International Test Commission (2000). ITC Test Adaptation Guidelines. Author. Recuperado de: <http://www.intestcom.org>
- Levy, P. (1967). The correction for spurious correlation in the evaluation of short-form tests. *Journal of Clinical Psychology*, *23*, 84-86.
- Maydeu-Olivares, A., Rodríguez-Fornells, A., Gómez-Benito, J., & D'Zurilla, T. (2000). Psychometric properties of the Spanish adaptation of the revised Social Problem-Solving Inventory-Revised (SPSI-R). *Personality and Individual Differences*, *29*, 699-708.
- McCallin, R. C. (2006). Test administration. In S. M. Downing, & T. M. Haladyna (Eds.), *Handbook of test development* (pp. 625-652). Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum.
- Merino, C. (2010). *Lista de chequeo para la administración grupal de cuestionarios*. Documento no publicado. Universidad Científica del Sur.
- Morera, O.F., Maydeu-Olivares, A., Nygren, T.E., White, R. J., Fernandez, N.P., & Skewes, M.C. (2006). Social problem solving predicts decision making styles in a U.S. Hispanic sample. *Personality and Individual Differences*, *41*, 307-317.
- Nezu, A. M., & D'Zurilla, T. J. (1989). Social problems solving and negative affective conditions. En P. C. Kendall, & D. Watson (Eds.), *Anxiety and depression. Distinctive and overlapping features* (pp. 285-315). New York: Academic Press.
- Nunnally, J. C., & Bernstein, I. J. (1995). *Teoría psicométrica*. México, DF: McGraw-Hill.
- Petrides, K. V., Jackson, C. J., Furnham, A., & Levine, S. Z. (2003). Exploring issues of personality measurement and structure through the development of a short form of the Eysenck personality profiler. *Journal of Personality Assessment*, *81*, 271-280.
- Putnam, S. P., & Rothbart, M. K. (2006). Development of short and very short forms of the Children's Behavior Questionnaire. *Journal of Personality Assessment*, *87*, 103-133.
- Sadowski, C., Moore, L. A., & Kelley, M. L. (1994). Psychometric properties of the Social Problem Solving Inventory (SPSI) with normal and emotionally disturbed adolescents. *Journal of Abnormal Child Psychology*, *22*, 487-500.
- Silverstein, A. B. (1983a). Validity of random short forms: II. The Marlow-Crowne Social Desirability Scale. *Journal of Clinical Psychology*, *39*, 582-584.
- Silverstein, A. B. (1983b). Validity of random short forms: III. Wechsler's intelligence scales. *Perceptual and Motor Skills*, *56*, 572-574.
- Siu, A. M., & Shek, D. T. (2005). The Chinese version of the social problem-solving inventory: Some initial results on reliability and validity. *Journal of Clinical Psychology*, *61*, 347-360.
- Smith, G. T., McCarthy, D. M., & Anderson, K. G. (2000). On the sins of short-form development. *Psychological Assessment*, *12*, 102-111.

- Van de Mortel, T. F. (2008). Faking it: social desirability response bias in self-report research. *Australian Journal of Advanced Nursing*, 25, 40-48.
- Vázquez, L. (2002). La técnica de solución de problemas aplicada a la depresión mayor. *Psicothema*, 14, 516-522.
- Vera-Villaruel, P., & Guerrero, A. (2003). Diferencias en habilidades de resolución de problemas sociales en sujetos optimistas y pesimistas. *Universitas Psychologica*, 2, 21-26.
- Vera-Villaruel, P., Celis-Atenas, K., & Córdova-Rubio, K. (2011). Evaluación de la Felicidad: Análisis psicométrico de la Escala de Felicidad Subjetiva en población chilena. *Terapia Psicológica*, 29, 127-133.