

REVISTA DE PSICOLOGÍA

Vol. 28 (2), 2010, ISSN 0254-9247

Lima, Perú

María del Carmen Aguilar Rivera

María Aranguren

María Elena Brenlla

Angela Uchoa Branco

Alejandro Castro Solano

Tomás Caycho

Melissa Knapp

Manolete S. Moscoso

Martín Nader

Magaly Nóbrega Mayorga

Ernesto Pollitt

Pierina Traverso Koroleff

Alessandra Oliveira Machado Vieira

DEPARTAMENTO
DE PSICOLOGÍA



FONDO
EDITORIAL

PONTIFICIA UNIVERSIDAD CATÓLICA DEL PERÚ

Pontificia Universidad Católica del Perú
Departamento de Psicología

REVISTA DE PSICOLOGÍA

ISSN 0254-9247

Vol. 28 (2), 2010

Editora Emérita: Cecilia Thorne

Editora: Sheyla Blumen

Comité Ejecutivo: Roberto Criado, Santiago Cueto, Marcia de la Flor, Roberto Lerner, Matilde Ráez, María Ragúz

Comité Editorial: Reynaldo Alarcón (*Universidad Ricardo Palma, Perú*), Victoria Arévalo (*Pontificia Universidad Católica del Perú*), Robert Bechtel (*University of Arizona, EE.UU.*), Germán Berrios (*University of Cambridge, Reino Unido*), Mary Louise Claux (*Pontificia Universidad Católica del Perú*), Jozef Corveleyn (*Katholieke Universiteit Leuven, Bélgica*), Susana Frisancho (*Pontificia Universidad Católica del Perú*), Fernando Jiménez Gómez (*Universidad de Salamanca, España*), Ramón León (*Universidad Ricardo Palma, Perú*), María Regina Maluf (*Universidade de São Paulo, Brasil*), Patricia Martínez (*Pontificia Universidad Católica del Perú*), Aníbal Meza (*Universidad Peruana Cayetano Heredia*), Franz Mönks (*Radboud Universiteit Nijmegen, Holanda*), Luis A. Oblitas (*Universidad Nacional Autónoma de México*), Alfonso Orantes (*Universidad Central de Venezuela*), Juana Pinzás (*Pontificia Universidad Católica del Perú*), Ernesto Pollitt (*University of California, Davis, EE.UU.*), María del Pilar Sánchez-López (*Universidad Complutense de Madrid, España*), Malva Villalón (*Pontificia Universidad Católica de Chile*), Orlando Villegas (*Wayne State University, EE.UU.*)

Asistente de Edición: Paula Moreyra

© Fondo Editorial de la Pontificia Universidad Católica del Perú, 2010

Av. Universitaria 1801, Lima 32 - Perú

Teléfono: (511) 626-2650, Fax: (511) 626-2913

editor@pucp.edu.pe

www.pucp.edu.pe/publicaciones

Diseño de cubierta y diagramación de interiores: Fondo Editorial PUCP

ISSN 0254-9247

Hecho el Depósito Legal en la Biblioteca Nacional del Perú N° 95-0869

Primera edición: diciembre 2010

Tiraje: 150 ejemplares

Adaptación argentina de la Escala de Malestar Psicológico de Kessler (K10)

María Elena Brenlla¹ y María Aranguren²

Pontificia Universidad Católica Argentina

El objetivo del presente trabajo fue realizar la adaptación argentina de la Escala de Malestar Psicológico de Kessler (*Kessler Psychological Distress Scale-K10*). Para esto, se llevó a cabo una adaptación lingüística del instrumento y un análisis de sus propiedades psicométricas. Para evaluar la confiabilidad de la escala, se efectuó un análisis de la consistencia interna y se examinó la estabilidad temporal de los ítems. La validez del instrumento fue evaluada teniendo en consideración diferentes indicadores de la misma. Se calcularon, a través de las curvas ROC, los niveles de sensibilidad, especificidad y el área bajo la curva (ABC) de la prueba. Los resultados indican que se puede contar con la K10 como un instrumento de despistaje de malestar psicológico que reúne los requisitos psicométricos necesarios para ser utilizado en población argentina.

Palabras clave: malestar psicológico, prueba de screening, propiedades psicométricas.

Adaptation of the Kessler Psychological Distress Scale (K10) for Argentinean population

The aim of this study was to adapt the Kessler Psychological Distress Scale (K10) for Argentinean population. We conducted a linguistic adaptation of the instrument and an analysis of its psychometric properties. To assess the reliability of the scale, analysis of internal consistency was made through Cronbach's alpha and temporal stability of the items was examined in two different subsamples. In addition, the scale's validity was assessed, taking into account convergent validity, criterion validity by contrasting groups and factorial composition of the K10. Receiver Operating Characteristic (ROC) analysis was carried out to assess sensitivity, specificity and the area under the curve (AUC). The results of the present study indicate that the K10 is an adequate instrument presenting strong psychometric properties for screening psychological distress in our environment.

Keywords: Psychological distress, screening scale, psychometric properties.

¹ Licenciada en Psicología. Profesora de la Facultad de Psicología y Educación, e Investigadora principal del Observatorio de la Deuda Social Argentina, UCA. Investigadora FONCYT-PICT 2004. Contacto: Av. Alicia M. de Justo 1500, 4º piso (C1107AAZ), Buenos Aires, Argentina; bren@uca.edu.ar

² Licenciada en Psicología. Profesora de la Facultad de Psicología y Educación, y Becaria del Centro de Investigaciones en Psicología y Psicopedagogía (CIPP), UCA. Contacto: Av. Alicia M. de Justo 1600, Planta Baja (C1107AZ), Buenos Aires, Argentina; maria_aranguren@uca.edu.ar

La literatura internacional indica un aumento importante de los trastornos mentales comunes. Se entiende por trastornos mentales comunes a una amplia gama de trastornos relacionados con estado de ánimo —como depresión—, o con problemas de ansiedad —como pánico, fobias o estrés postraumático—, diferenciándolos de esta manera de los trastornos mentales graves entre los que se ubican, mayoritariamente, la esquizofrenia y el trastorno bipolar. Mientras que los primeros impactan sobre la calidad de vida disminuyendo la capacidad para relacionarse, trabajar y sentirse bien, los segundos son menos frecuentes pero tienen un alto impacto sobre las personas afectadas y sus familiares, considerándose más discapacitantes.

A este incremento de las tasas de prevalencia de los trastornos comunes se añade el descenso en la edad de inicio para la aparición de los mismos. Además, estudios realizados en todo el mundo muestran que en épocas de crisis sociales y políticas aumentan los índices de los trastornos depresivos y de ansiedad (Patel & Kleinman, 2003). Estas tendencias han promovido el estudio de la depresión y de los trastornos de ansiedad tanto en investigaciones psicológicas como sociológicas y biológicas.

Las teorías que se apoyan en el enfoque del Desarrollo Humano (Sen, 1980) consideran a la salud mental como un factor relevante para el desarrollo pleno de las personas (Doyal & Gough, 1994; Nussbaum, 2001). El porqué radica en la evidencia de que sin salud mental se minimiza la posibilidad de elección y de libertad de las personas. En los casos extremos, como la incapacidad mental y las psicosis severas, esta aserción es tal que el marco normativo procura protección de las personas afectadas por estos trastornos. No obstante, como ya se ha mencionado anteriormente, existe una gama amplia de trastornos mentales denominados trastornos mentales comunes que, sin tener la gravedad de estos ejemplos límites, provocan un malestar psicológico

significativo en los sujetos e influyen negativamente en su salud física y mental, en su capacidad para relacionarse con los demás y su capacidad de trabajo.

Teniendo en cuenta estos antecedentes, uno de los objetivos principales del Programa de la Deuda Social Argentina es contar con datos que contemplen e involucren algunas de las dimensiones subjetivas del desarrollo humano y, no solamente, parámetros objetivos del mismo, como podrían ser descenso o ascenso de los ingresos económicos. Es por ello que en la Encuesta de la Deuda Social Argentina (EDSA), se incluyen preguntas que evalúan una serie de funcionamientos psicológicos necesarios para un desarrollo humano integral. En este sentido, es muy importante que un país cuente con datos actualizados acerca de estos aspectos de la salud mental de las personas, ya que ello coadyuva a una mejor planificación de los recursos humanos y económicos. Para hacerlo, es importante contar con un instrumento válido y fiable que permita evaluar en forma breve pero consistente la probabilidad de incidencia de estos trastornos.

En nuestro medio existen algunos estudios con escalas de rastrillaje (*screening*) tales como la Goldberg (Bonantini, Simonetti & Michelín, 2005) o la SCL-90 (Casullo, 2004) pero, por su longitud, no son del todo apropiadas para ser utilizadas en contextos de encuesta. En cambio, la Escala de Malestar Psicológico de Kessler es breve, puede ser aplicada en encuestas y posee excelentes cualidades psicométricas. Por estas razones, se decidió encarar el estudio para su adaptación y tipificación argentina, con el objetivo de incluirla en la Encuesta de la Deuda Social Argentina³.

La Escala de Malestar Psicológico (K10) es un instrumento utilizado para medir el riesgo a padecer malestar psicológico inespecífico. Fue desarrollada en 1992 por Ronald Kessler y Dan Mroczek, con el fin

³ El objetivo principal del Programa del Observatorio de la Deuda Social ha sido desarrollar un sistema de información y monitoreo permanente (Barómetro Social) sobre el acceso a recursos, la realización de logros y el riesgo a sufrir “graves daños” por parte de los sectores más vulnerados de la sociedad. De esta manera, se ha definido como central el estudio de la llamada Deuda Social Argentina como una problemática compleja y de carácter interdisciplinario (Salvia, 2004).

de diseñar una herramienta válida y confiable que pudiera ser aplicada en contextos de encuesta. La escala fue construida utilizando los modelos de la Teoría de Respuesta al Ítem y solo fueron incluidos aquellos ítems que cumplieran con los supuestos de unidimensionalidad e independencia local (Kessler et al., 2002). Es decir, todos los ítems debían constituir una misma dimensión o rasgo y, a su vez, los ítems debían ser independientes unos de otros, la respuesta de un ítem no podía estar condicionada a la respuesta dada en otros ítems (Muñiz, 2010).

En su construcción, Kessler y Mrozek revisaron aproximadamente 612 ítems de varias fuentes y los redujeron a 45 ítems (Kessler et al., 2002). En 1992 llevaron a cabo una encuesta por vía postal en la que incluyeron los ítems seleccionados ($n = 1401$) y, luego del análisis de datos, obtuvieron una nueva versión de 32 ítems ($n = 1574$) que, a su vez, fue reducida a dos conjuntos de elementos (de seis y diez ítems) que presentaron la mejor discriminación en el continuo.

En términos globales, los resultados obtenidos con la K10 representan una medida dimensional breve del malestar psicológico no específico que indaga un abanico de síntomas vinculados a la depresión y la ansiedad. Esto es, la puntuación total de la escala puede indicar el riesgo a padecer malestar psicológico pero no especificar si se trata de uno u otro trastorno.

La validez de la escala fue evaluada en comparación con otras escalas ya existentes, a través de la encuesta de Bienestar General y Salud Mental de Australia (*Australian National Survey of Mental Health and Well-Being*) y en una encuesta nacional en la que se administraron otros instrumentos como el *Composite International Diagnostic Interview* (CIDI) y el *General Health Questionnaire* (GHQ-12). Los resultados de esta investigación verificaron la efectividad de la escala en la evaluación del malestar psicológico, ya que se mostró como un instrumento válido y confiable en el rastillaje de trastornos severos, trastornos del estado de ánimo y trastornos de ansiedad según los criterios establecidos por el CIDI/DSM-IV (Furukawa, Kessler, Slade & Andrews, 2003).

Por otro lado, la K10 ha sido utilizada en una serie de estudios epidemiológicos coordinados por Kessler y colaboradores, conocidos

como *The World Mental Health Initiative* (Kessler & Üstün, 2000). Esta iniciativa fue llevada a cabo bajo el auspicio de la Organización Mundial de la Salud (OMS) y se entrevistó a aproximadamente 200.000 personas en 20 países de distintos continentes, siendo traducida la escala a diversos idiomas, tales como: árabe, chino, mandarín, alemán, holandés, hebreo, italiano, japonés, portugués y español, entre otros.

Sobre la base de los estudios mencionados, puede considerarse que los resultados obtenidos con este instrumento proveen una base normativa para realizar rastreos (*screening*) de la presencia de malestar psicológico, permitiendo discriminar entre sujetos con alto y bajo riesgo de desórdenes de ese tipo. Estas cualidades lo tornan en un instrumento muy apropiado para su uso en encuestas ya que funciona como un “termómetro” del estado de salud mental de las poblaciones.

Este artículo tiene como objetivo brindar datos acerca de la adaptación lingüística y del estudio de las propiedades psicométricas en población adulta de la República Argentina de la *Kessler Psychological Distress Scale* (K10) por considerarla un instrumento útil en el rastreo del malestar psicológico.

Teniendo en consideración que la validez de constructo no puede ser reducida a un solo aspecto de la escala, si no que requiere de la confluencia de varias líneas de evidencia, en el presente estudio se evaluaron, por un lado, la validez convergente de la K10 y, por otro, su capacidad para diferenciar entre grupos de pacientes y no pacientes.

Con la finalidad de evaluar la validez convergente de la K10, se seleccionaron medidas externas de ansiedad, depresión y psicopatología para poder corroborar la presencia de elementos de convergencia conceptual con el malestar psicológico. Así, se administraron, como medidas externas, el Inventario de Depresión de Beck (BDI-II; adaptación de Brenlla & Rodríguez, 2006), la Escala de Ansiedad Rasgo para Adultos (STAI-R; adaptación de Leibovich de Figueroa, 1991) y el inventario Symptom Check List-90-Revisado (SCL-90-R; adaptación de Casullo, 2004). Estos instrumentos fueron seleccionados teniendo en cuenta que han sido ya previamente validados en nuestro medio y ampliamente reconocidos como confiables en sus características psicométricas.

Metodología

Participantes

Muestra de población general

Se constituyeron dos muestras de población general, una para estudiar diferentes aspectos de la validez de constructo, y otra para la tipificación y análisis de confiabilidad de la escala.

En la primera muestra, un grupo de asistentes de investigación entrevistó en forma individual a personas adultas ($n = 250$) a quienes se solicitó que completen la K10 junto con el BDI-II, la STAI-R ($n = 140$) y el Inventario SCL-90-R ($n = 110$). La muestra se encuentra constituida por 47,6% de varones ($n = 119$) y 52,4% de mujeres ($n = 131$). En cuanto al nivel educativo alcanzado por los encuestados encontramos que un 0,8% ($n = 2$) no finalizó los estudios de nivel primario, un 13,6% ($n = 34$) completó sus estudios primarios, un 7,6% ($n = 19$) no finalizó los estudios de nivel secundario, un 36,8% ($n = 92$) finalizó los estudios de nivel secundario, un 14% ($n = 35$) no finalizó los estudios superiores y el 26,4% restante ($n = 66$) concluyó los estudios superiores. En referencia al estado civil de los encuestados encontramos que un 56,4% ($n = 141$) son solteros, un 36,8% ($n = 92$) se encuentra casado o en pareja, un 6% ($n = 15$) se encuentra divorciado o separado y un 0,4% ($n = 1$) es viudo. Por último, el rango de edad de los sujetos normales encuestados se encuentra comprendido entre un mínimo de 18 años y un máximo de 70 ($M = 35,5$; $DE = 1,6$).

En la segunda muestra, se entrevistó a 2517 habitantes de distintas regiones urbanas de la Argentina (Ciudad de Buenos Aires, Gran Buenos Aires, Gran Córdoba, Salta, Neuquén-Plottier, Bahía Blanca, Mendoza, Rosario y Paraná). El diseño de la muestra se realizó sobre la base de los datos del INDEC y se estratificó en función del sexo, la edad y el nivel educativo. Específicamente, se evaluó a 1309 varones (52%) y 1208 mujeres (48%), con edades comprendidas en un rango de 18 a 66 años ($M = 36$; $DE = 13,7$). Para facilitar análisis posteriores, se clasificó a los sujetos en tres grupos de edad: el primer grupo, considerado como

adultos muy jóvenes, agrupa a las personas de 18 a 24 años ($n = 384$), el segundo grupo, denominado adultos jóvenes, comprende las edades de 25 a 44 años ($n = 974$) y, por último, el grupo de adultos medios de 45 a 65 años ($n = 819$). En cuanto al nivel educativo, el 6,4% ($n = 162$) no completó la educación primaria; un 21,2% ($n = 534$) indicó primario completo; un 19,3% ($n = 486$) secundario incompleto; un 34,2% ($n = 866$) secundario completo y un 17,4% ($n = 438$) terciario o universitario completo.

Muestra de pacientes psiquiátricos ambulatorios

Para realizar la recolección de datos de la muestra clínica se seleccionó un hospital psiquiátrico y un centro asistencial privado, ambos situados en la Ciudad Autónoma de Buenos Aires. De esta manera, la muestra estuvo compuesta por un total de 77 pacientes, 60 pacientes que concurrían a entrevistas de admisión en un servicio ambulatorio de un hospital psiquiátrico y 17 pacientes del centro asistencial privado. Un caso fue eliminado por insuficiencia de datos con lo que la muestra final de pacientes se compuso de 76 casos. Los criterios de exclusión fueron: diagnóstico presuntivo de psicosis y retraso mental. Los criterios de inclusión: diagnóstico presuntivo de trastornos del estado de ánimo, de ansiedad o de personalidad.

La muestra de pacientes estuvo compuesta por 31 mujeres (40,7%) y 45 hombres (59,2%), con edades en el rango de 18 a 68 años ($M = 38,3$; $DE = 13,4$). Acerca del nivel de educación, 3,4% tenía primaria incompleta, 23,7% tenía primaria completa, 21,7% tenía secundaria incompleta, 33,6% contaba con secundaria completa y 16,9% con nivel terciario o universitario completo. En este caso, también se administraron la K10, el BDI-II y la STAI-R, con el fin de analizar la validez discriminante de la K10, comparando las puntuaciones que obtienen los pacientes psiquiátricos y las puntuaciones obtenidas en sujetos normales.

Instrumentos

- *Escala de Malestar Psicológico de Kessler K10* (Kessler & Mrozeck, 1994): por una parte se realizaron dos traducciones independientes y se sometieron a juicio de especialistas y, por otra, se aplicó una versión experimental a personas adultas ($n = 71$) con el fin de evaluar la claridad de la consigna y de los ítems de la escala. Luego de analizar los resultados, se redactó la versión definitiva que respeta tanto el contenido cuanto la escala de medida de la versión original. La K10 consta de 10 ítems con formato de respuesta tipo Likert de cinco puntos, cuyo rango de puntuaciones oscila entre los 10 y los 50 puntos. Evalúa el riesgo de presentar malestar psicológico inespecífico (síntomas de ansiedad o depresión) en el último mes.
- *Inventario de Depresión de Beck II BDI-II* (Beck, Steer & Brown, 1996) en su adaptación argentina (Brenlla & Rodríguez, 2006): es un inventario de despistaje (*screening*) compuesto por 21 ítems que evalúan la presencia de síntomas de depresión en el último mes. Cada ítem es valuado según una escala de cuatro puntos, de 0 a 3. El rango de puntuaciones oscila entre 0 y 63 puntos, siendo la puntuación total máxima de 63. Para establecer una estimación de la severidad del trastorno depresivo, se tienen en cuenta las puntuaciones de corte, siendo estas de: 0-13 mínimo, 14-19 leve, 20-28 moderado, 29-63 severo. Se han estudiado las propiedades psicométricas del inventario y sus resultados indican valores de consistencia interna altos, tanto en la muestra clínica ($\alpha = ,92$) como en la muestra de población general ($\alpha = ,93$ a $,90$), estabilidad temporal ($r = ,93$, $p < ,001$) y evidencias de la estructura factorial subyacente, compuesta por dos factores principales: una dimensión somática-afectiva y otra dimensión cognitiva-afectiva (Beck et al., 2006). En la adaptación argentina del BDI-II, los coeficientes de fiabilidad obtenidos fueron altos tanto para la muestra de pacientes ($\alpha = ,88$) como para la muestra de sujetos

de población general ($\alpha = ,86$) (Brenlla & Rodríguez, 2006). La correlación entre test y retest indicó una correlación positiva y significativa entre ambas evaluaciones ($r = ,90, p < ,001$) (Brenlla & Rodríguez, 2006). Con respecto a la evidencia de validez de criterio, se han verificado correlaciones moderadas con escalas que miden constructos relacionados, tales como el riesgo de malestar psicológico ($r = ,81; p < 0,01$), con la Escala de Depresión del MMPI-II (adaptación de Casullo, 1999) ($r = ,61; p < ,01$) y con la Escala de Ansiedad Rasgo para Adultos (STAI-R; adaptación de Leibovich de Figueroa, 1991) ($r = ,58; p < ,01$) (Brenlla & Rodríguez, 2006), en muestra de población general. En muestras de población clínica se han hallado correlaciones con la Escala de Depresión del MMPI-II (adaptación de Casullo, 1999) ($r = ,58; p < ,01$) y con la Escala de Depresión de la SCL-90-R (adaptación de Casullo, 2004) ($r = ,81; p < ,001$) (Brenlla & Rodríguez, 2006).

- *Escala de Ansiedad Rasgo de Spielberger STAI-R* (Spielberger, Gorsuch & Lushene, 1983) en su adaptación argentina (Leibovich de Figueroa, 1991): se trata de un inventario autoadministrable compuesto por 20 ítems con formato de respuesta tipo Likert con escala de cuatro puntos. El rango de puntuaciones oscila entre 20 y 60 puntos. Este instrumento fue desarrollado con la finalidad de obtener información confiable y rápida acerca de síntomas asociados con la ansiedad tales como inquietud, nerviosismo y agitación. El marco teórico está dado por el concepto de señal peligro de Freud y las concepciones de estado-rasgo de ansiedad de Catell redefinidas y elaboradas por Spielberger (Spielberger et al., 1983). Se han estudiado las propiedades psicométricas de la escala y sus resultados indican valores de estabilidad temporal tanto en la escala de rasgo ($r = ,86$) como en la escala de estado ($r = ,54$) (Spielberger et al., 1983). Este bajo nivel de correlación test-retest en la escala de estado es esperable, ya que las respuestas requeridas en esta escala están pensadas en función de reflejar la influencia de cualquier factor situacional transitorio en el momento de la

prueba. En relación a la evidencia de validez, la STAI-R demostró correlaciones significativas con otras escalas de ansiedad-rasgo tales como la *Taylor Manifest Anxiety Scale*, la *IPAT Anxiety Scale* y el *Multiple Affect Adjective Check List*, encontrándose los valores de correlación entre ,80, ,75 y ,52 respectivamente (Spielberger et al., 1983). En la adaptación argentina de la STAI-R, el coeficiente alfa utilizado como medida de consistencia interna de la prueba fue alto, de ,90 (Leibovich de Figueroa, 1991). La correlación test-retest en la escala de rasgo indicó una correlación positiva y significativa entre ambas evaluaciones ($r = ,73$; Leibovich de Figueroa, 1991). Con respecto a la evidencia de validez de criterio, se han verificado correlaciones moderadas con escalas que miden constructos relacionados, tales como IPAT, TMAS y AACL, y pruebas de personalidad (MMPI). En todos los casos evaluados, la prueba demostró poseer las propiedades psicométricas necesarias para ser utilizada tanto en ámbitos de clínica como de investigación (Leibovich de Figueroa, 1991).

- *Inventario de síntomas SCL-90-R* (Derogatis, 1994) en su adaptación argentina (Casullo, 2004): es un autoinforme compuesto por 90 ítems. Cada ítem se evalúa con una escala tipo Likert con cinco opciones de respuesta (0-4). El rango de puntuaciones oscila entre 0 y 360 puntos. La evaluación e interpretación se realiza en función de nueve dimensiones primarias (somatizaciones, obsesiones y compulsiones, sensibilidad interpersonal, depresión, ansiedad, hostilidad, ansiedad fóbica, ideación paranoide, y psicoticismo) y tres índices globales de malestar psicológico (índice global de severidad, índice positivo de malestar y total de síntomas positivos). El SCL-90-R incluye, a su vez, siete ítems que no se incorporan a las nueve dimensiones mencionadas anteriormente pero que presentan relevancia clínica, a saber: poco apetito, problemas para dormir, pensamientos acerca de la muerte o el morir, comer en exceso, despertarse muy temprano, sueño intranquilo y sentimiento de culpa. Numerosos estudios han permitido constatar la invarianza factorial de la técnica y su validez discriminante,

así como su consistencia interna y confiabilidad test-retest tanto en población clínica como población general (Casullo, 2004; Derogatis, 1994; Sánchez & Ledesma, 2009; Tomioka, Shimura, Hidaka & Kubo, 2008).

Procedimiento

La versión argentina de la escala de Malestar Psicológico de Kessler (K10) se incluyó en la Encuesta de la Deuda Social Argentina y fue administrada en forma individual a una muestra de habitantes de conglomerados urbanos de la Argentina⁴. A su vez, un grupo de asistentes de investigación entrevistó en forma individual a personas adultas ($n = 250$) a quienes se solicitó que completen la K10, el BDI-II, la STAI-R y la SCL-90-R.

Por otra parte, se realizaron entrevistas a un grupo de pacientes psiquiátricos ($n = 77$), a quienes se administró la K10, el BDI-II y la STAI-R. Se tuvieron en consideración los lineamientos de la *American Psychological Association* en relación a las normas éticas establecidas para las investigaciones con participantes humanos, para la aplicación de los instrumentos en el estudio de los dos grupos de pacientes. Así, tanto al grupo de pacientes concurrentes al hospital como al grupo de pacientes concurrentes al centro asistencial privado, se explicó el objetivo y las condiciones de participación en el estudio, acordando la confidencialidad de los datos personales brindados y de los resultados obtenidos. El estudio se llevó a cabo entre los años 2005 y 2007.

Para el procesamiento de los datos se utilizó el paquete estadístico SPSS-15.0 (*Statistical Package for Social Sciences*, versión 15.0).

⁴ Esta investigación se llevó a cabo en el contexto del Programa de Investigación de la Deuda Social Argentina (Instituto para la Integración del Saber, UCA).

Resultados

Adaptación lingüística de la Escala de Malestar Psicológico de Kessler (K10)

1. Selección de traductores: en primer lugar se conformaron dos grupos independientes de traductores. Los traductores realizaron diferentes actividades para obtener, cada uno de los grupos, una versión experimental de la K10.

2. Traducción: para garantizar la equivalencia lingüística de los enunciados de la K10 se utilizó un diseño de re-traducción (*back translation*). Esto permite, por un lado, evitar las modificaciones radicales en el contenido de los ítems y, por otro, considerar el significado psicológico de los términos antes que una equivalencia literal. Actualmente, la re-traducción no es considerada un procedimiento apropiado para asegurar la equivalencia lingüística (Hambleton, 2008). Sin embargo, este estudio fue realizado entre los años 2005 y 2007, por lo que estas consideraciones aún no habían cobrado vigencia en el área de la psicometría.

El procedimiento fue llevado a cabo en diversos pasos. En primer lugar, se realizaron dos traducciones independientes de la K10 en su versión original (del inglés al castellano). Luego, esas versiones independientes en castellano volvieron a ser llevadas al inglés por dos traductores distintos y a ciegas, esto es, desconociendo por completo cualquier versión original. Finalmente otros dos traductores analizaron, en forma independiente, las semejanzas y discrepancias de las versiones traducidas y de las re-traducciones. Se establecieron dos criterios básicos: a) se aceptarían los ítems que fueran idénticos en la traducción y re-traducción, y b) si alguna de las re-traducciones discrepaba respecto del original, se analizarían los contenidos a fin de determinar cuál resultaba más apropiada. Finalmente se determinaría cuál de las versiones era la más ajustada en términos lingüísticos.

3. Revisión especializada del contenido de las traducciones: las dos versiones experimentales castellanas obtenidas mediante el método

recién descrito fueron analizadas por dos profesionales en clínica psicológica y psiquiátrica. El propósito fue revisar los enunciados traducidos de la K10, sugerir cambios en caso de ser necesarios y determinar qué versión reflejaba más claramente el significado psicológico de los términos empleados. De esta manera, el ítem 4 de la escala fue traducido en la versión 1 como: “¿Usted se ha sentido desesperanzado?” y, en la versión 2: “¿Usted se ha sentido desalentado/decepcionado?”. En vista de estas dos alternativas, ambos profesionales estuvieron de acuerdo en aceptar la versión 1 como la más correcta y adecuada. Esto debido a que la desesperanza es un signo cardinal de la depresión en tanto que denota el sentimiento de futilidad de la persona deprimida, mientras que la decepción supone y subraya una frustración previa, condición no tan primordial al momento de caracterizar la depresión. Finalmente, los profesionales concluyeron que, tanto en términos lingüísticos como psicológicos, la primera versión era la más apropiada. Sobre la base de esta se confeccionó la versión experimental de la K10 que fue administrada en la prueba piloto.

Fiabilidad

Consistencia interna

Se estimó la consistencia interna de la escala K-10 mediante el cálculo del coeficiente alfa de Cronbach, basado en la correlaciones inter-ítem y puntaje total. Los resultados obtenidos ($\alpha = ,88$) indican una significativa coherencia de contenido entre los ítems de la escala. Como puede observarse en la Tabla 1, las correlaciones ítem-total variaron desde 0,54 a 0,69. Estos valores son similares a los hallados por Andrews y Slade (2001) y Furukawa et al. (2003) en estudios realizados para estudiar las propiedades psicométricas de la escala K-10 en otras regiones.

Tabla 1

Medias, desviaciones estándar, correlaciones ítem-total corregidas de la K10 y coeficiente alfa para cada uno de los ítems (n = 2517)

	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>R</i> _{tot}	<i>α</i> <i>eliminando</i> <i>el ítem</i>
¿Ud. se ha sentido cansado sin motivo?	2,30	1,04	0,54	0,88
¿Ud. se ha sentido nervioso?	2,57	1,06	0,63	0,87
¿Ud. se ha sentido tan nervioso que nada podía calmarlo?	1,58	0,9	0,68	0,87
¿Ud. se ha sentido desesperanzado?	1,83	1,03	0,68	0,87
¿Ud. se ha sentido inquieto o impaciente?	2,30	1,1	0,68	0,88
¿Ud. se ha sentido tan inquieto que no podía quedarse sentado?	1,64	1,02	0,6	0,87
¿Ud. se ha sentido deprimido?	1,83	1,02	0,69	0,87
¿Ud. ha sentido que todo le costaba mucho esfuerzo?	2,49	1,23	0,57	0,88
¿Ud. ha sentido tanta tristeza que nada podía alegrarlo?	1,72	0,99	0,68	0,87
¿Ud. se ha sentido inútil, poco valioso?	1,49	0,88	0,59	0,88

Estabilidad test-retest

Para analizar la estabilidad de la K10 a través del tiempo se compararon los puntajes totales obtenidos en dos submuestras de población general a quienes se administró el instrumento en dos oportunidades. A pesar de que el período de ventana de la K10 es de un mes (cuatro semanas), se determinaron dos intervalos de tiempo más extensos, entre una y otra toma, para poder tener una idea de la estabilidad de las puntuación en un período más amplio.

La primer submuestra se encuentra constituida por 822 sujetos y el intervalo de tiempo entre la primera y la segunda administración fue de 7 meses. La segunda submuestra se encuentra constituida por 569 sujetos y el intervalo de tiempo entre una y otra toma fue de un año. Los datos fueron obtenidos de la EDSA, utilizando las mediciones de

diciembre del 2004 a junio del 2005 en el primer grupo, y las mediciones 2007-2008 para calcular la estabilidad temporal de las puntuaciones del segundo grupo.

En la primera submuestra ($n = 822$) la correlación test-retest indicó una correlación baja, positiva y significativa ($r = ,365, p < ,001$), siendo la media de las puntuaciones totales de la K10 de 19,68 ($DE = 7,64$) y en el retest de 19,6 ($DE = 7,23$). En el segundo caso ($n = 569$) se observó una correlación moderada, positiva y significativa entre ambas evaluaciones ($r = ,445, p < ,001$), siendo el promedio de la puntuación total de la K10 en el test ($M = 19,44; DE = 7,55$) muy similar al promedio de la puntuación total en el retest ($M = 19,04; DE = 7,59$). Estos resultados obtenidos en ambas submuestras de población general indican, entonces, una estabilidad importante de las puntuaciones de la K10 a través del tiempo.

Validez

Evidencias de validez convergente

La evidencia de convergencia está dada por correlaciones relativamente altas entre aquellos instrumentos de medición diseñados para evaluar un rasgo común (Tornimbeni, Pérez & Olaz, 2008) en forma completa o parcial. En este sentido, con el objetivo de analizar las evidencias de la validez convergente de la K10 se analizó la correlación entre las puntuaciones de la K10 y el Inventario de Depresión de Beck II (BDI-II) y la Escala de Ansiedad de Spielberger (STAI-R), tanto en el grupo de pacientes psiquiátricos como en el de población general. En el primer grupo ($n = 59$) indican que la K10 está positivamente correlacionada con el BDI-II ($r = ,898, p < ,01$) y con la STAI-R ($r = ,849, p < ,01$). En el segundo grupo ($n = 140$) los resultados indican correlaciones significativas entre la K10 y el BDI-II ($n = 72; r = ,624, p < ,001$) y la STAI-R ($n = 71; r = ,736, p < ,001$). En términos globales, puede notarse que los valores de los coeficientes de correlación obtenidos oscilan entre ,62 y ,89. Estos valores indican una correlación sustancial en la muestra de población general y otra muy alta en la de pacientes entre la escala K-10 y las escalas STAI-R y BDI-II.

Por otro lado, también se realizó un estudio de la validez convergente de la K10 y el Inventario de Síntomas SCL-90-R en una muestra de población general ($n = 110$). Los datos indican que la K10 está positivamente correlacionada con la SCL-90-R (adaptación de Casullo, 2004) ($r = ,764$; $p < 0,01$), destacándose entre sus correlaciones más significativas las dimensiones de: obsesiones y compulsiones ($r = ,628$; $p < ,01$), sensibilidad interpersonal ($r = ,626$; $p < ,01$), depresión ($r = ,788$; $p < ,01$) y ansiedad ($r = ,620$; $p < ,01$). Puede observarse que todos los valores mencionados superan el valor de 0,60, indicando una fuerte relación entre las puntuaciones de la K10 y la SCL-90-R. Estas correlaciones coadyuvan a la validez convergente de la K10.

Evidencias basadas en la estructura interna de la K-10

Siguiendo la metodología utilizada en estudios previos (Brooks, Beard & Steel, 2006; Fassaert et al., 2009) se realizó un análisis factorial exploratorio por el Método de Ejes Principales (*Principal Axis Factoring*) con la finalidad de estudiar la estructura subyacente de la K10 y poder comparar los resultados obtenidos en el presente estudio con los obtenidos en otras investigaciones. Previamente, se comprobó que la matriz de correlaciones era adecuada para este tipo de análisis mediante el cálculo del índice de adecuación muestral Kaiser-Meyer Olkin ($KMO = ,901$) y de la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2(45) = 11851,21$; $p = ,000$). Se obtuvo un solo factor que explica el 45,5% de la varianza total. Como puede notarse en la Tabla 2, todos los ítems cargan en el primer factor. Por lo tanto puede indicarse la unidimensionalidad del constructo medido, esto es, el riesgo de malestar psicológico inespecífico. Recuérdese que Kessler y Mroczek (1994) han señalado que se trata de una escala que evalúa malestar psicológico inespecífico, lo que condice con el análisis realizado en nuestro medio.

Por otro lado, se realizó un segundo análisis factorial también por el Método de Ejes Principales para estudiar la estructura subyacente de la K10 en la muestra de pacientes ($n = 76$). Se comprobó que la matriz de correlaciones era adecuada para este tipo de análisis ($KMO = ,851$; Test de esfericidad de Bartlett $\chi^2(45) = 396,325$; $p = ,000$). Se obtuvieron dos factores, el primer factor explica el 54,2% de la varianza total y el

segundo el 10,1%. Como puede observarse en la Tabla 3, el único ítem que carga en el segundo factor es el de inquietud (¿Usted se ha sentido tan inquieto que no podía quedarse sentado?).

Tabla 2

Análisis factorial por método de factores principales en muestra de población general

	<i>Factor 1</i>	<i>h²</i>
¿Ud se ha sentido cansado sin motivo?	,584	,341
¿Ud se ha sentido nervioso?	,673	,453
¿Ud. se ha sentido tan nervioso que nada podía calamarlo?	,733	,537
¿Ud. se ha sentido desesperanzado?	,742	,550
¿Ud. se ha sentido inquieto o impaciente?	,643	,413
¿Ud. se ha sentido tan inquieto que no podía quedarse sentado?	,646	,418
¿Ud. se ha sentido deprimido?	,755	,570
¿Ud. ha sentido que todo le costaba mucho esfuerzo?	,613	,376
¿Ud. ha sentido tanta tristeza que nada podía alegrarlo?	,739	,547
¿Ud. se ha sentido inútil, poco valioso?	,655	,429

Tabla 3

Análisis factorial por método de factores principales en muestra de pacientes

	<i>Factor 1</i>	<i>Factor 2</i>	<i>h²</i>
¿Ud. se ha sentido cansado sin motivo?	,675	-,032	,527
¿Ud. se ha sentido nervioso?	,788	,322	,754
¿Ud. se ha sentido tan nervioso que nada podía calmarlo?	,680	,290	,633
¿Ud. se ha sentido desesperanzado?	,793	-,187	,723
¿Ud. se ha sentido inquieto o impaciente?	,684	,421	,725
¿Ud. se ha sentido tan inquieto que no podía quedarse sentado?	,489	,558	,759
¿Ud. se ha sentido deprimido?	,884	-,401	,891
¿Ud. ha sentido que todo le costaba mucho esfuerzo?	,758	-,201	,687
¿Ud. ha sentido tanta tristeza que nada podía alegrarlo?	,779	-,153	,690
¿Ud. se ha sentido inútil, poco valioso?	,767	-,282	,737

Curvas ROC

Se realizó un análisis de las curvas ROC para evaluar la capacidad de la K10 para discriminar entre pacientes y no pacientes. Para esto se utilizaron las puntuaciones de la muestra de población general ($n = 2517$) y la muestra de pacientes psiquiátricos ($n = 76$). La K10 mostró un buen índice de discriminación entre pacientes y no pacientes, con un área bajo la curva de 0,782 (Figura 1). Asimismo, la ponderación entre la sensibilidad y especificidad permitió establecer un punto de corte de 24,5 para la población argentina. En este punto de corte la sensibilidad del instrumento es de 0,724 y la especificidad de 0,756. Estos resultados están en concordancia con lo establecido en estudios previos (Kessler et al., 2002).

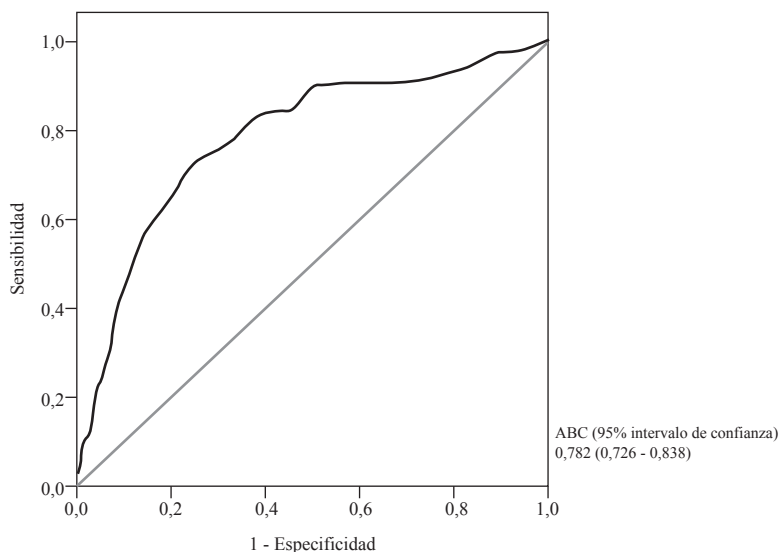


Figura 1. Curva ROC de la K-10.

Tabla 4

Resultados del análisis de las Curvas ROC: valores de sensibilidad y especificidad

<i>Punto de corte</i>	<i>Sensibilidad</i>	<i>Especificidad</i>
14,5	0,908	0,276
15,5	0,908	0,328
16,5	0,908	0,392
17,5	0,908	0,441
18,5	0,895	0,501
19,5	0,842	0,545
20,5	0,842	0,592
21,5	0,816	0,635
22,5	0,763	0,679
23,5	0,750	0,714
24,5	0,724	0,756
25,5	0,658	0,795
26,5	0,605	0,829
27,5	0,566	0,857
28,8	0,500	0,880
29,5	0,447	0,899
30,5	0,395	0,918

Evidencias de validez de criterio por grupos contrastados

Como señala Martínez Arias (1996), estas evidencias de validez refieren al grado en que las puntuaciones del test correlacionan con las del criterio, medidas en el mismo momento. En el caso de los estudios por grupos contrastados, el criterio es categórico y, en este estudio en particular, consiste en la evaluación de dos grupos diferentes: pacientes y no pacientes.

Por tal razón se compararon las puntuaciones de la K10 en las muestras de población general y de pacientes externos. Las puntuaciones totales promedio de la K10 en la muestra de pacientes externos es de 27,61 ($DE = 9,14$) y en la muestra de sujetos de población general es de 17,90 ($DE = 5,12$). Es de hacer notar que la media de la K10 de los pacientes es claramente mayor que la de los sujetos normales, tornando estas diferencias significativas ($t(197) = -9,316, p < ,001$). Como era de esperar, se encontraron diferencias de envergadura al comparar las puntuaciones totales de la K10 en la muestra de pacientes y no pacientes. Estos resultados indican la evidencia de la validez de constructo de la K10, ya que los pacientes reconocieron mayor malestar psicológico (por ende sus puntuaciones en la K10 fueron mayores) que las observadas en sujetos normales

Incidencia del sexo, la edad y el nivel educativo

En forma similar a lo hallado en estudios previos (Baillie, 2005), se constataron diferencias leves por sexo y nivel educativo en la muestra de población general. No sucedió así con la muestra de pacientes psiquiátricos, donde no se hallaron diferencias significativas según sexo y educación. En relación a la influencia por edad no se encontraron diferencias significativas en ninguna de las dos muestras estudiadas.

En la muestra de sujetos de población general, las mujeres ($n = 1206$) presentaron una media de 20,35 ($DE = 7,68$) y los varones ($n = 1311$) de 19,31 ($DE = 6,96$) ($t(2515) = -3,56, p = ,000$). Para la muestra de pacientes psiquiátricos ($n = 59$), las mujeres ($n = 21$) obtuvieron una media de 29,43 ($DE = 7,41$) y los hombres ($n = 38$) otra de 26,61 ($DE = 9,91$) ($t(57) = 1,14, p < ,259$).

En cuanto al nivel educativo de los sujetos encuestados se pueden observar diferencias significativas en los puntajes promedios obtenidos en la K10 en la muestra de sujetos de población general ($n = 2517$; $F(8; 2508) = 5,988$ y $p = ,000$), no hallándose estas diferencias en la muestra de pacientes psiquiátricos ($n = 59$; $t(2515) = ,877$ y $p = ,503$).

En referencia a la edad de los encuestados no se hallaron diferencias significativas para ninguno de los dos grupos ($F(2; 2174) = 1,709$; $p = ,181$ para el grupo de sujetos normales; $F(2; 50) = 1,032$; $p = ,364$ para el grupo de pacientes).

En las Tablas 5 y 6 se pueden encontrar las medias y desviaciones estándar para las puntuaciones totales según sexo, edad y nivel educativo, correspondientes a la muestra de sujetos de población general y la muestra de pacientes psiquiátricos, respectivamente.

Se llevó a cabo un análisis pormenorizado en la muestra de sujetos de población general para observar si las diferencias encontradas en las puntuaciones promedios de la K10 en las variables de sexo y de nivel educativo correspondían realmente a una influencia de género, o si más bien, respondían a diferencias que pudieran ser explicadas por el nivel educativo alcanzado por los sujetos encuestados.

Para poder realizar este análisis, en primer lugar se seleccionaron los casos correspondientes a los distintos niveles educativos: primario incompleto, primario completo, secundario completo y estudios superiores completos, y se aplicó el Test de Diferencias de Medias para muestras independientes con la finalidad de analizar la influencia de la variable sexo para cada uno de los niveles educativos explicitados. Se pueden observar las medias y desviaciones estándar para cada una de las submuestras en la Tabla 7. Se encontraron leves diferencias estadísticamente significativas comparando en los niveles educativos de primario completo ($n = 1011$) ($t(1009) = -3,695$; $p < ,000$) y secundario completo ($n = 886$) ($t(884) = -2,764$; $p < ,006$). Por otro lado, no se observaron diferencias significativas en los niveles de primario incompleto ($n = 210$) ($t(208) = -0,391$; $p < ,696$) y estudios superiores ($n = 410$) ($t(408) = -1,294$; $p < ,196$).

En segundo lugar se seleccionaron los casos femeninos y se aplicó un ANOVA para observar las diferencias por nivel educativo. Luego se seleccionaron los casos masculinos, aplicando a continuación ANOVA. Las diferencias por nivel educativo encontradas tanto en la muestra de sujetos normales femenina ($n = 1221$) como en la muestra de sujetos masculinos ($n = 1296$) fueron estadísticamente significativas en ambos

grupos ($F(3; 1217) = 4,82; p = ,002$ en la muestra de mujeres; $F(3; 1292) = 5,139; p = ,002$ en la muestra de varones). Los resultados obtenidos estarían en concordancia con la hipótesis planteada, en la cual se sostiene que las diferencias encontradas en los puntajes promedios de la K10 se encuentran explicadas mayormente por las diferencias de nivel educativo en los sujetos encuestados más que por la diferencia de género.

Tabla 5

Medias y desviaciones estándar para las puntuaciones totales según sexo, edad y nivel educativo (muestra de sujetos de población general)

		<i>n</i>	<i>M</i>	<i>DE</i>
Sexo	Femenino	1221	20,51	7,69
	Masculino	1296	19,15	6,91
Nivel educativo	Primario incompleto	210	21,68	8,25
	Primario completo	1011	20,20	7,49
	Secundario completo	886	19,41	7,19
	Estudios superiores	410	18,73	6,46
	Total	2517	19,81	7,33
Rango-edad	Adulto muy joven (18 a 24)	384	19,53	7,57
	Adulto joven (25 a 44)	974	19,75	7,24
	Adulto medio (45 a 65)	819	19,90	7,40
	Total	2177	19,90	7,36
Perdidos por sistema		340		
Total		2517		

Tabla 6

Medias y desviaciones estándar para las puntuaciones totales según sexo, edad y nivel educativo (muestra de pacientes externos)

		<i>n</i>	<i>M</i>	<i>DE</i>
Sexo	Femenino	21	29,42	7,40
	Masculino	38	26,60	9,91
Nivel educativo	Primario completo	31	25,90	10,38
	Secundario completo	18	31,44	7,64
	Estudios superiores	10	26,00	5,03
	Total	59	27,61	9,13
Rango-edad	Adulto muy joven (18 a 24)	9	31,33	9,35
	Adulto joven (25 a 44)	31	27,61	9,47
	Adulto medio (45 a 65)	15	26,33	9,38
	Perdidos por sistema	4		
	Total	55	27,87	9,40

Tabla 7

Medias y desviaciones estándar para las puntuaciones totales según nivel educativo y sexo (muestra población general)

			<i>n</i>	<i>M</i>	<i>DE</i>
Nivel educativo	Primario incompleto	masculino	96	21,43	8,34
		femenino	114	21,88	8,21
	Primario completo	masculino	529	19,38	6,98
		femenino	482	21,11	7,91
	Secundario completo	masculino	472	18,79	6,76
		femenino	414	20,13	7,60
	Superior completo	masculino	199	18,31	6,03
		femenino	211	19,13	6,83

Discusión

Los resultados obtenidos en este estudio indican que la K10 es un instrumento apropiado para ser utilizado en estudios epidemiológicos con el fin de obtener una medida de malestar psicológico inespecífico tanto en muestras de población general como en muestras de pacientes psiquiátricos en la Argentina.

El análisis de las características psicométricas brinda evidencias acerca de la fiabilidad y validez de constructo, muchas de las cuales son consistentes con los resultados de estudios previos realizados en muestras de población general y muestras de pacientes en diferentes países (Baggaley et al., 2007; Fassaert et al., 2009; Hides et al., 2007; Kessler et al., 2003).

En particular, en relación a la consistencia interna de la escala, los valores alfa de Cronbach reportados (.88) son coincidentes con los informados por otras investigaciones en diferentes países, donde los coeficientes oscilaron entre .84 y .93 (Andrews & Slade, 2001; Baggaley et al., 2007; Fassaert et al., 2009; Furakawa et al., 2003; Hides et al., 2007; Kessler et al., 2003). Por ejemplo, la K10 obtuvo un alfa de .84 en una muestra de pacientes en Australia, uno de .87 en África Occidental, uno de .93 en una muestra de población general en Estados Unidos y otro de .93 en población holandesa, turca y marroquí. Estas evidencias señalan que la consistencia interna de la K10 es muy satisfactoria, sobre todo teniendo en consideración que la escala se compone de solo diez ítems.

En referencia a la validez de constructo de la K10, se observaron altas correlaciones con las medidas de depresión, ansiedad y de detección de psicopatología administradas en el presente estudio. Los resultados obtenidos en este trabajo están en línea con los datos de otros estudios (Baggaley et al., 2007; Cairney, Veldhuizen, Wade, Kurdyak & Streiner, 2007; Fassaert et al., 2009; Kessler et al., 1993; Schmitz, Lesage & Wang, 2009). Las puntuaciones de la K10 mostraron correlaciones significativas con los constructos con los que se encuentra relacionada teóricamente, tanto en la muestra de pacientes como en la muestra de

población general. Esto indica elementos de convergencia conceptual entre el malestar psicológico, la depresión, la ansiedad y la detección de psicopatología evaluada por instrumentos previamente adaptados en población argentina (BDI-II, la STAI-R y la SCL-90-R), coadyuvando a la validez interna de la K10.

Como ya se ha señalado anteriormente, la K10 fue originalmente diseñada aplicando los desarrollos de la Teoría de Respuesta al Ítem. En este sentido, los resultados encontrados en el presente estudio en relación al análisis factorial exploratorio en población general, están en concordancia con los resultados de estudios previos (Fassaert et al., 2009), así como también con el diseño original de la escala (Kessler et al., 2002). Sin embargo, se ha de mencionar que en el análisis factorial exploratorio en pacientes se encontraron dos factores principales. Un solo ítem aportaba peso al segundo factor y este ítem se encuentra referido a la agitación. Investigaciones posteriores deberán ser realizadas a fin de esclarecer estos resultados.

Así como ha ocurrido en otros lugares donde se realizaron adaptaciones de la escala K10 (*Australian National Survey of Mental Health and Well-Being, NSW Health Surveys*), en nuestro país la K10 ha demostrado ser una técnica capaz de diferenciar de manera apropiada aquellos sujetos que tienen alto riesgo de padecer malestar psicológico, de aquellos que presentan un bajo riesgo a padecer desórdenes de este tipo. Al comparar las puntuaciones de la K10 en las muestras de población general y de pacientes externos, se puede observar que la media de la K10 de los pacientes es claramente mayor que la de los sujetos normales, siendo estas diferencias estadísticamente significativas.

Además la capacidad de la escala para diferenciar grupos de pacientes y población general también fue corroborada a través del análisis de las curvas ROC (ABC = 0,782) y el cálculo de los niveles de sensibilidad (0,724) y especificidad (0,756) para la población argentina. El puntaje de corte para detectar malestar psicológico en población argentina (24,5) resultó mayor en comparación a otras poblaciones tales como: Turquía (22,5), Marruecos (22,5) y Países Bajos (16,5) mostrando, sin embargo, valores similares en relación a la sensibilidad y especificidad

de la escala (Fassaert et al., 2009). Por ejemplo, en población marroquí se obtuvo un puntaje de corte de 22,5 con valores de 0,824 de sensibilidad y 0,776 de especificidad. Tal como Fassaert y colaboradores (2009) señalan, los puntajes de cortes varían según cada grupo étnico, manteniéndose valores similares de sensibilidad y especificidad en la K10.

En referencia a las influencias de distintas características socio-demográficas como son el sexo y el nivel educativo de los sujetos encuestados, se observan diferencias leves pero significativas para las puntuaciones totales promedio de la K10 en la muestra de sujetos normales, no hallándose estas diferencias en la muestra de pacientes psiquiátricos. Esto último podría ser explicado por la inferioridad numérica de casos estudiados en el grupo de pacientes. En relación a la influencia de la edad no se observaron diferencias significativas en ninguna de las muestras estudiadas.

Los resultados encontrados en el grupo de sujetos de población general coinciden con estudios realizados previamente (Baillie, 2005) en los que se ha constatado este mismo patrón; vale decir, se evidencian leves diferencias significativas en las puntuaciones a la K10 según las variables de sexo y educación de los encuestados.

Se han de hacer notar, sin embargo, algunas particularidades de los resultados obtenidos en relación a las diferencias encontradas por sexo y nivel educativo en la muestra de sujetos de población general. En este sentido se pudo observar, a través de un análisis pormenorizado de los datos, la mayor influencia del nivel educativo por sobre la influencia del género de los encuestados. Se constató que las diferencias encontradas por sexo en las puntuaciones promedio de la K10 no eran constantes en todos los niveles educativos, sino que solo se presentaban en los niveles educativos de primario y secundario completo.

En relación al nivel educativo de los sujetos de población general, se puede observar que los puntajes promedios obtenidos en la K10 muestran un leve aumento a medida que el nivel educativo alcanzado disminuye. No obstante, en la muestra de pacientes las puntuaciones promedio obtenidas no demuestran un comportamiento similar, manteniéndose estas independientes del nivel educativo alcanzado.

Esto último se encontraría relacionado con las conclusiones parciales obtenidas en el Informe del Barómetro de la Deuda Social Argentina (Brenlla, 2005). Según las conclusiones del informe, las condiciones sociales desfavorables afectan de manera directa en el riesgo moderado de malestar psicológico, mientras que las mismas influyen solo hasta cierto punto en el alto riesgo de malestar psicológico. El alto riesgo de malestar psicológico se encontraría vinculado, en mayor medida, con variables internas o intrapsíquicas de las personas más que con las condiciones sociales desfavorables ante las que estas se encuentran expuestas (Brenlla, 2005, 2007, 2009).

El nivel educativo alcanzado por las personas es una variable que permite estimar el nivel socioeconómico de las mismas. Así como las condiciones sociales desfavorables se asocian a un bajo nivel de educación, a mayor nivel educativo alcanzado se supone mejores condiciones socioeconómicas. A partir de estas inferencias se puede observar, en forma similar a lo hallado en el informe, que en la muestra de pacientes psiquiátricos (donde el riesgo a padecer malestar psicológico es mayor) los puntajes medios obtenidos parecieran tener un comportamiento independiente del nivel educativo alcanzado, mientras que en la muestra de sujetos de población general (donde el riesgo a padecer malestar psicológico es menor) el nivel educativo alcanzado pareciera tener una mayor relevancia sobre los puntajes medios obtenidos.

Por otro lado, se ha de subrayar que, a pesar de ser un instrumento apropiado y recomendable para detectar la presencia de malestar psicológico en población general, la K10 no tiene como finalidad ser un instrumento diagnóstico ni reemplaza el uso de entrevistas diagnósticas o clínicas. Las altas correlaciones entre la K10 y el BDI-II, la STAI-R y la SCL-90-R apoyan la importancia del uso de la K10 más allá de sus limitaciones como un instrumento de *screening*. Estos hallazgos también sugieren que la K10 puede ser útil en la identificación de desórdenes subclínicos (Cairney et al., 2007). En este sentido, estudios previos han demostrado que la presencia de altos niveles de malestar es un buen predictor de la presencia de trastornos del humor y de ansiedad (Furakawa et al., 2003; Kessler et al., 2002).

Por último, una de las principales limitaciones del presente estudio es la inferioridad de casos en la muestra de pacientes. Futuros estudios en nuestro medio podrán aportar otras evidencias del funcionamiento de la escala en este grupo de sujetos así como también evidencias de sus propiedades psicométricas.

En base a los resultados presentados puede decirse que se obtuvo una adaptación adecuada de la Escala de Malestar Psicológico a nuestro medio. El estudio de las características psicométricas de la K10 provee evidencias satisfactorias de la fiabilidad y validez de la escala, que son consistentes con los resultados de investigaciones previas realizadas en otros países (Andrews & Slade, 2001; Baillie, 2005; Baggailey et al., 2007; Furukawa et al., 2003).

Referencias

- Andrews, G. & Slade, T. (2001). Interpreting scores on the Kessler psychological distress scale (K10). *Australian and New Zealand Journal of Public Health*, 25(6), 494-497.
- Baggailey, R. F., Ganaba, R., Filippi, V., Kere, M., Marshall, T., Sombié, I. et al. (2007). Short communication. Detecting depression after pregnancy: The validity of the K10 and K6 in Burkina Faso. *Tropical Medicine & International Health*, 12(10), 1225-1229.
- Baillie, A. J. (2005). Predictive gender and education bias in Kessler's psychological distress scale (K10). *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, 40, 743-748.
- Beck, A. T., Steer, R. A. & Brown, G. K. (1996). *Beck Depression Inventory II*. San Antonio, TX: Psychological Corporation.
- Beck, A. T., Steer, R. A. & Brown, G. K. (2006). *BDI-II. Inventario de Depresión de Beck*. Paidós: Buenos Aires.
- Bonantini, C., Simonetti, G. & Michelín, M. (2005). Vulnerabilidad y salud mental. Un análisis de los efectos del desempleo sobre la salud mental. *Cuadernos Sociales N 5 CITES*, 11-71.

- Brenlla, M. E. (2005). Necesidades psicosociales. En Observatorio de la Deuda Social Argentina, *Las desigualdades persistentes* (pp. 111-151). Buenos Aires: Educa.
- Brenlla, M. E. (2007). Condiciones psicológicas. En Observatorio de la Deuda Social Argentina, *Progresos sociales 2004-2006: avances y retrocesos de una sociedad polarizada* (pp. 137-156). Buenos Aires: Educa.
- Brenlla, M. E. (2009). Capacidades psicológicas. En Observatorio de la Deuda Social Argentina, *Índices de desarrollo humano y social: 2004-2008* (pp. 46-102). Buenos Aires: Educa.
- Brenlla, M. E. & Rodríguez, C. M. (2006). Adaptación argentina del Inventario de Depresión de Beck (BDI-II). En A. T. Beck, R. A. Steer & G. K. Brown (Eds.), *BDI-II. Inventario de Depresión de Beck* (pp. 11-37). Buenos Aires: Paidós.
- Brooks, R. T., Beard, J. & Steel, Z. (2006). Factor structure and interpretation of the K10. *Psychological Assessment*, 18(1), 62-70.
- Cairney, J., Veldhuizen, S., Wade, T., Kurdyak, P. & Streiner, D. (2007). Evaluation of 2 measures of psychological distress as screeners for depression in the general population. *Canadian Journal of Psychiatry*, 52(2), 111-120.
- Casullo, M. M. (1999). *Aplicaciones del MMPI-2 en los ámbitos clínico, forense y laboral*. Buenos Aires: Paidós.
- Casullo, M. M. (2004). *Síntomas psicopatológicos en adolescentes y adultos: el SCL-90-R y los estudios epidemiológicos*. Recuperado el 3 de abril de 2008 de: <http://www.aidep.org/uba/Bibliografia/scl90ap2004.pdf>.
- Derogatis, L. (1994). *Symptom Checklist-90-R: Administration, scoring and procedures manual*. Minneapolis, MN: National Computer System.
- Doyal, L. & Gough, I. (1994). *Teoría de las necesidades humanas*. Barcelona: Icaria / FUHEM.
- Fassaert, T., De Wit, M., Tuinebreijer, W., Wouters, H., Verhoeff, A., Beekman, A. et al. (2009). Psychometric properties of an interviewer-administered version of the Kessler Psychological Distress

- Scale (K10) among Dutch, Moroccan and Turkish respondents. *International Journal of Methods in Psychiatric Research*, 18(3), 159-168.
- Furukawa, T., Kessler, R., Slade, T. & Andrews, G. (2003). The performance of the K6 and K10 screening scales for psychological distress in the Australian National Survey of Mental Health and Well-Being. *Psychological Medicine*, 33, 357-362.
- Hides, L., Lubman, D. I., Devlin, H., Cotton, S., Aitken, C., Gibbie, T. et al. (2007). Reliability and validity of the Kessler 10 and Patient Health Questionnaire among injecting drug users. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, 41, 166-168.
- Hambleton, R. (2008, julio). *International Test Commission guidelines and methodology for adapting educational and psychological tests*. Simposio realizado en el XXIX Congreso Internacional de Psicología, Berlín, Alemania.
- Kessler, R., Andrews, G., Colpe, L., Hiripi, E., Mroczek, D., Normand, S. et al. (2002). Short screening scales to monitor population prevalences and trends in non-specific psychological distress. *Psychological Medicine*, 32, 959-956.
- Kessler, R., Barker, P., Colpe, L., Epstein, J., Gfroerer, J., Hiripi, E. et al. (2003). Screening for serious mental illness in the general population. *Archives of General Psychiatry*, 60(2), 184-189.
- Kessler, R. & Mroczek, D. (1994). *Final version of our non-specific Psychological Distress Scale*. Ann Arbor, MI: Survey Research Center of the Institute for Social Research, University of Michigan.
- Kessler, R. C. & Üstün, T. B. (2000). The World Health Organization World Mental Health 2000 Initiative. *Hospital Management International*, 195-196.
- Leibovich de Figueroa, N. B. (1991). Ansiedad: algunas concepciones teóricas y su evaluación. En M. M. Casullo, N. B. Leibovich de Figueroa & M. Aszkenazi (Eds.), *Teoría y técnicas de evaluación psicológica* (pp. 123-155). Buenos Aires: Psicoteca.
- Martínez Arias, R. (1996). *Psicometría: teoría de los tests psicológicos y educativos*. Madrid: Síntesis.

- Muñiz, J. (2010). Las teorías de los tests: teoría clásica y teoría de respuesta a los ítems. *Papeles del Psicólogo*, 31(1), 57-66.
- Nussbaum, M. (2001). *Upheavals of thought: The intelligence of emotions*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Patel, V. & Kleinman, A. (2003). Poverty and common mental disorders in developing countries. *Bulletin of the World Health Organization*, 81(8), 609-615.
- Salvia, A. (2004). La deuda argentina en el espacio del desarrollo. En Observatorio de la Deuda Social Argentina, *Las grandes desigualdades* (pp. 19-44). Buenos Aires: Educa.
- Sánchez, R. O. & Ledesma, R. D. (2009). Análisis psicométrico del Inventario de Síntomas Revisado (SCL-90-R) en población clínica. *Revista Argentina de Clínica Psicológica*, 18(3), 265-274.
- Schmitz, N., Lesage, A. & Wang, J. L. (2009). Should psychological distress screening in the community account for self-perceived health status? *Canadian Journal of Psychiatry* 54(8), 526-533.
- Sen, A. (1980). *Equality of what? Choice, welfare and measurement*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Spielberger, Ch., Gorsuch, R. L. & Lushene, R. E. (1983). *Manual for the State-Trait Anxiety Inventory. STAI (Form Y), Self evaluation questionnaire*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Tomioka, M., Shimura, M., Hidaka, M. & Kubo, C. (2008). The reliability and validity of a Japanese version of symptom checklist 90 revised. *BioPsychoSocial Medicine*, 2, 19. Recuperado el 20 de mayo del 2009 de: <http://www.bpsmedicine.com/articles/browse.asp?volume=2>.
- Tornimbeni, S., Pérez, E. & Olaz, F. (2008). *Introducción a la psicometría*. Buenos Aires: Paidós.

Recibido: 28 de abril de 2010
Aceptado: 25 de agosto de 2010

SE TERMINÓ DE IMPRIMIR
EN LOS TALLERES DE
EDITORIAL CORDILLERA S.A.C.
AV. GRAU 1430 - BARRANCO
SE UTILIZARON CARACTERES
ADOBE GARAMOND PRO EN 11 PUNTOS
PARA EL CUERPO DEL TEXTO
DICIEMBRE 2010 LIMA – PERÚ

Estilos y estrategias de aprendizaje en jóvenes ingresantes a la universidad

María del Carmen Aguilar Rivera

Teorías implícitas del liderazgo, LMX y bienestar laboral: generalización de un modelo teórico

Martín Nader y Alejandro Castro Solano

Promoviendo vínculos saludables entre madres adolescentes y sus bebés: una experiencia de intervención

Pierina Traverso Koroleff y Magaly Nóbrega Mayorga

La necesidad de evaluar distrés emocional en psico-oncología: ciencia o ficción?

Manolete S. Moscoso y Melissa Knapp

Adaptación argentina de la Escala de Malestar Psicológico de Kessler (K10)

María Elena Brenlla y María Aranguren

Iguales, pero diferentes: creencias sociales en la canalización cultural del desarrollo de gemelos

Alessandra Oliveira Machado Vieira y Angela Uchoa Branco

Desarrollo motor como indicador del desarrollo infantil durante los primeros dos años de vida

Ernesto Pollitt y Tomás Caycho

