



2007, 13(1), 24-39

INDICADOR DE ESTRATEGIAS DE AFRONTAMIENTO AL ESTRÉS:
ANÁLISIS NORMATIVO Y DE SU ESTRUCTURA FACTORIAL

César Merino Soto, Gloria Manrique Borjas, Marisol Angulo Ramos, Nancy Isla
Chavez

Universidad Privada San Juan Bautista

Resumen: El presente estudio reporta los hallazgos de un análisis factorial confirmatorio sobre un instrumento evaluativo de las estrategias de afrontamiento al estrés (Amirkhan, 1990), en una muestra de estudiantes de enfermería de una universidad privada en Lima. Las propiedades psicométricas fueron aceptables y algo más bajas que en el estudio americano. Los resultados factoriales señalan una estructura robusta y ortogonal de los factores para capturar las estrategias de afrontamiento. La edad y el sexo tuvieron correlaciones significativas pero bajas; hubo también diferencias con las normas americanas. Se discuten los resultados a la luz del impacto del afrontamiento y el uso del instrumento analizado en la práctica clínica y de investigación.

Palabras Clave: Estrategias de afrontamiento, estrés, enfermería, análisis factorial confirmatorio.

Abstract: The present article reports the findings of a confirmatory factor analysis of an assessment instrument of stress coping strategies (Amirkhan, 1990), in a sample of nursery students from a private university in Lima. The psychometric properties were acceptable and somewhat lower than in the American study. The results of the factor analysis point out a robust and orthogonal structure of the coping strategies. Age and sex showed low but significant correlations; we also found differences with the American norms. Findings are discussed in regards to the impact of coping and comments on the use of the studied instrument, both in the clinical and research practice, are made.

Key words: coping, stress, nursing, confirmatory factor analysis.

Title: *Coping Strategy Indicator: A normative and factor structure exploration*

Introducción

En su concepción más amplia, el estrés es entendido como una situación de sobrecarga en el individuo, que depende de ciertos estímulos estresantes y de la evaluación cognitiva que se hace sobre ello (Llor, Abad, García y Nieto 1995). Estos eventos estresantes (estresores) se van a diferenciar de otros eventos por ciertas características comunes: tienen una elevada intensidad, son desencadenadores de emociones intensas y se perciben como incontrolables (Feldman, 1998). Así que, cuando estos estresores son de gran magnitud y son eva-

luados negativamente, el individuo adoptará mecanismos de protección mediante la elección de un tipo de estrategia de afrontamiento.

Una persona puede enfrentar los estresores activando modos conductuales o patrones de comportamiento para mantener su estado adaptativo de manera óptima. Estos procesos internos pueden ser concebidos como mecanismos de defensa activados para mantener el equilibrio psicológico frente a la ansiedad (Cramer, 1998a, 1998b). Pero desde otra perspectiva, se han identificado una clasificación de estrategias de afrontamiento generales y que incluyen sus diferentes facetas: estrategias orientadas hacia el problema, hacia la emoción y de evitación (Amirkhan, 1990, 1994); que representan respuestas al estrés con el objetivo de reducción de esta experiencia (Scomazzon,

* Dirigir la correspondencia a D. César Merino Soto, Universidad Privada San Juan Bautista
Enrique Palacios 430, Chorrillos, Lima 9, Peru.
Email: sikayax@yahoo.com.ar

Dalbosco, Ruschel, 1998). El uso de estas estrategias se explica por variaciones individuales en la personalidad y por los aprendizajes previos (Llor et al., 1995); por ejemplo, las estrategias de solución de problemas y de búsqueda de apoyo tienden a utilizarse por personas con orientación optimista, mientras que los pesimistas usarán a menudo estrategias defensivas que los alejan de los estresores, como la evitación (Llor et al., 1995; Feldman, 1998). Hay otros factores que pueden actuar como moderadores entre el estresor y la respuesta de afrontamiento, como los estereotipos orientados hacia el género que pueden confirmar la percepción de las diferencias en el uso de estas estrategias (Morris y Maisto 2005).

Los avances en el tema del estrés no se reducen a los hallazgos explicativos o descriptivos, sino también a la elaboración de medidas diseñadas para capturar las variaciones de la experiencia estresante en las personas bajo situaciones generales o altamente específicas, por ejemplo, aquellos creados en el ámbito deportivo (Bueno, Fernández & Capdevila, 2001) o en la investigación desde la psicología social (Shorter-Gooden, 2004). Pero aún con las diferencias de enfoque, los diferentes métodos de recolección de datos sobre el afrontamiento parecen converger en identificar patrones conductuales que se han hallado en la línea de los métodos cuantitativos usando, por ejemplo, cuestionarios. Al respecto, la metodología cualitativa en la investigación de Shorter-Gooden (2004) reveló que las estrategias de resistencia de tipo interno (tener fe, rezar, centrarse en la espiritualidad), externo (búsqueda de apoyo y compañía) y confrontativas (manejar la presentación social, defender los derechos y devolver la afrenta y evitar el contacto con personas prejuiciosas) emergieron al explorar situaciones específicas conteniendo estresores como el racismo y el sexismo en mujeres afroamericanas.

Una manera de aumentar la posibilidad de medir efectivamente el uso individual de las diferentes estrategias de afrontamiento

es tener la seguridad que el instrumento para medirlo presente aspectos que conceptual y métricamente sean ortogonales, es decir, que sean independientes entre sí. Las escalas de afrontamiento encaran al menos dos desafíos (Amirkhan, 1990): 1) mantener un contenido sustancial, detallado pero parsimonioso que revele el tipo de estrategia de afrontamiento que la persona usa, y 2) que la escala posea buenas características psicométricas, tales como la consistencia interna, la confiabilidad test-retest y la ortogonalidad entre sus subescalas (Amirkhan, 1990). Aún en los instrumentos publicados comercialmente, de hecho, pueden surgir limitaciones relacionados con su consistencia interna, su estructura factorial o el muestreo de contenido para una población específica de personas en otro ámbito cultural (Aliaga y Capafons, 1996), haciéndose necesario la evaluación de sus propiedades psicométricas respecto a la confiabilidad y validez de constructo.

En el desafío de identificar entre las numerosas facetas de las estrategias básicas de afrontamiento, se puede esperar que la estructura dimensional de las estrategias globales permanezca estable cuando se aplican estrategias de reducción de datos, como el análisis de componentes principales, en muestras de diversas ocupaciones y género. Por ejemplo, recientemente, Cosway, Endler, Sadler y Deary (2000), confirmaron la estructura del Inventario de Afrontamiento a Situaciones Estresantes (Endler & Parker, 1990), así como su validez predictiva relacionándolas con medidas de personalidad y de malestar psicológico. Como participantes incluyó médicos y granjeros escoceses ($n = 730$). Las evidencias de validez obtenidas se obtuvieron desde tres estrategias: las correlaciones con criterios externos al instrumento, correlaciones entre las subescalas y correlaciones ítem-test; sus resultados convergieron apoyaron sus hipótesis, y en el contexto de la literatura sobre el afrontamiento, sus hallazgos correlacionales estuvieron en la línea de las relaciones esperadas entre los constructos de solución de problemas, bús-

queda de apoyo y evitación (Amirkhan, 1990; Scomazzon et al., 1998; Fleury, Tróccoli y Lana, 2001).

La escala de afrontamiento utilizada en el presente estudio es el Indicador de Estrategias de Afrontamiento (Amirkhan, 1990), que fue construido sobre una base empírica y tiende a presentar una robusta estructura factorial (Fleury et al., 2001), presenta requerimientos de ortogonalidad entre las dimensiones de afrontamiento etiquetadas como, Resolución de Problemas, Búsqueda de Apoyo y Evitación; además, su evaluación de validez de constructo reveló una correlación con la deseabilidad social cercana a cero (Amirkhan, 1994), lo que lo hace poseer una característica que pocos instrumentos de afrontamiento tienen (Amirkhan, 1990). Posteriormente a su publicación, se efectuaron algunos estudios correlacionales con aspectos de personalidad (Amirkhan, Risinger y Swickert, 1995) y estudios experimentales y de campo para corroborar su validez de constructo (Amirkhan, 1994; Amirkhan y Greaves, 2003) y para explorar el papel del modelo de atribución y su impacto sobre las estrategias medidas por este instrumento (Amirkhan, 1998). Debido a la ortogonalidad de los estilos de afrontamiento medidos a través de sus ítems, el patrón de respuestas de una persona en este instrumento puede ser interpretado como evidencia de estrategias flexible de afrontamiento en determinada situación.

La presente investigación evaluará las características psicométricas del Indicador de Estrategias de Afrontamiento de J. H. Amirkhan en una muestra independiente hispana, específicamente en Perú, ya que hay sólo un estudio publicado sobre este instrumento en el habla hispana y en una muestra universitaria española (Kramp, Maydeu-Olivares, Tous y Gallardo, 2004). Por lo tanto, los objetivos del presente estudio son a) evaluar las cualidades psicométricas (estructura factorial y consistencia interna) del Indicador de Estrategias de Afrontamiento elaborado por Amirkhan (1990); y b) analizar el impacto de las dife-

rencias demográficas en el uso de las estrategias, y sus diferencias normativas con la muestra americana. Los análisis orientados a cumplir con estos objetivos se efectuarán en una muestra de participantes bastante específica: alumnos de enfermería del primer ciclo en una universidad privada en Lima.

Método

Participantes

Los participantes fueron seleccionados por conveniencia. En la encuesta realizada participaron 162 estudiantes del primer ciclo de enfermería, distribuidas en tres sedes (sede centro, norte y sur de Lima, Perú), todos provenientes de la Escuela Profesional de Enfermería de una universidad privada (Lima). Esta escuela profesional contiene una de las matrículas más numerosas frente a otras facultades en la misma universidad. La edad promedio (Tabla 1) es de 22.8 años, que incluye desde adolescentes (15 años) hasta adultos maduros (53 años); la distribución de la edad entre las sedes fue similar entre la sede sur y centro (edad media 21.5 y 22.8, respectivamente), mientras que la sede norte tuvo una edad media mayor (24.8). Evaluado subjetivamente, que ya que no se recolectó esta información específica, la mayoría tiende a provenir de familiar nucleares, viviendo en casa un promedio de 5 de personas y cuyos padres tienden a mantener una condición civil de casados. Hay un mayor porcentaje en el cono sur ya que es la sede principal de esta universidad; está ubicada en una zona urbana. Los participantes de esta sede en general provienen a menudo de colegios estatales, similar como ocurre en el resto de las sedes (cerca del 60%). Típicamente hay más mujeres de enfermería (cerca del 90%) considerando que aparentemente es una carrera profesional que tradicionalmente está más orientada al género. Este porcentaje es cercano al porcentaje poblacional de matriculados.

El mayor porcentaje de estudiantes son solteras y el resto de alumnos han tenido

experiencia conyugal. También, en la muestra de participante más del 50% de estudiantes se dedican sólo a estudiar y viven con sus padres; esta característica parece ser común en los niveles iniciales de los estudios universitarios. Los valores porcentuales en la presente muestra de participantes reflejan cercanamente los valores poblacionales respecto al género, condición civil, tipo de colegio de proveniencia, edad y lugar de nacimiento en todos los alumnos matriculados de esta universidad.

Tabla 1. Descripción demográfica de los participantes

	Media (d.e.)	Min. – máx.
Edad	22.8	15 –53
Nº personas viviendo en casa	5.1	1 – 15
	N	%
Sede		
Sur	69	42.6
Centro	47	29.0
Norte	46	28.4
Sexo		
Varón	18	11.1
Mujer	144	88.9
Estado civil		
Casado	19	11.7
Conviviente	6	3.7
Separado	3	1.9
Madre/padre soltero	1	.6
Soltero	133	82.1
Ocupación		
Estudia y trabaja	54	33.3
Solo estudia	108	66.7
¿Actualmente vives con tus padres?		

Sí	120	74.1
No	42	25.9
Total	162	100.0

Instrumentos

Indicador de Estrategias de Afrontamiento (IEA). Este instrumento desarrollado por Amirkhan (1990), tiene un formato de auto-reporte y ha probado ser psicométricamente sólido y virtualmente no está afectado por la deseabilidad social, demostrando además elevada consistencia interna y validez de constructo (Amirkhan, 1990). Para cada escala, la consistencia interna ha sido alto: alfa de Cronbach igual a 0.92, 0.89 y 0.83 para Búsqueda de Apoyo, Resolución de Problemas y Evitación, respectivamente (Amirkhan, 1990). Sin embargo, estos resultados de confiabilidad interna tienden a ser inestables; por ejemplo, en el estudio de Weaver (1997) en un grupo de 61 empleados a tiempo completo, se obtuvieron coeficientes alfa de Cronbach en varones y mujeres de 0.89 y 0.87 en Búsqueda de Apoyo, 0.18 y 0.72 en Resolución de Problemas y 0.69 y 0.34 en Evitación. En Kramp et al. (2004), las confiabilidades fueron, en el mismo orden anterior, 0.92, 0.88 y 0.67. En el estudio original publicado, se presentó por motivos de confidencialidad únicamente una versión de 15 ítems, pero la más recomendada es la de 33 ítems; 11 ítems en cada una de las subescalas que miden tres tipos distintos de estilos de afrontamiento: resolución de problemas, búsqueda de apoyo y evitación. Los ítems tiene un formato Likert de tres opciones: “mucho”, “poco” o “nada” sobre el cual el participante evalúa su respuesta de afrontamiento más frecuente en el contexto de algún evento estresante o problema serio que le ha ocurrido en los últimos 6 meses.

Los ítems seleccionados para la construcción de la escala han pasado por sucesivas pruebas y replicaciones empíricas de validez en estudios experimentales y cuasi-experimentales (Amirkhan, 1990), resultando en un instrumento que tiene como esti-

mulos las estrategias aparentemente más representativas de cada dimensión evaluada. Se ha utilizado en investigaciones con poblaciones clínicas (Spangenberg y Theron, 1999) y adaptándola en la implantación de elementos prostéticos (Gallagher y MacLachlan, 1999) y recientemente modificándola para niños (Auyeung y Amirkhan, 2003a, 2003b). En el apéndice se encuentra una copia del instrumento.

Procedimiento

Todos los alumnos evaluados en la sesión de aplicación del instrumento corresponden al 97% del total de alumnos de la Escuela de Enfermería matriculados en el primer ciclo. La participación de los sujetos fue de carácter voluntario. Se administró la escala durante las clases, con una duración máxima de 30 minutos. Hubo cooperación e interés, y hubo pocas solicitudes de ayuda respecto a las preguntas del cuestionario debido que se desarrollaron ejemplos de respuesta al formato del cuestionario. Se eliminaron dos cuestionarios debido a que el 50% de preguntas no habían sido respondidas.

Respecto al enfoque de análisis, decidimos un enfoque confirmatorio por varios motivos. Primero, se tiene una configuración teórica ya definida respecto a la estructura de las subescalas, es decir, el número de componentes que retienen sustancialmente la variabilidad de los ítems, y la ubicación específica en los ítems en ellas; por lo tanto, esta estructura ya definida es la hipótesis que el enfoque confirmatorio probará, y está directamente vinculado con la validez de constructo (Floyd y Widaman, 1995). En segundo lugar, un enfoque exploratorio previo arrojó similares resultados al análisis confirmatorio de grupo múltiple. Antes de expresar nuestros resultados en una solución exploratoria que parecería más apropiada a nuestro estudio, comparamos los resultados del análisis factorial de grupo múltiple con una solución exploratorio de componentes principales. Los resultados fueron virtualmente idénticos apli-

cando varias medidas de similaridad factorial: los coeficientes de congruencia de Tucker (Abdi, 2007) entre las matrices de cargas factoriales fueron 0.95, 0.96 y 0.97 para Solución de Problemas, Búsqueda de Apoyo y Evitación, respectivamente; del mismo modo las correlaciones Pearson fueron mayores a 0.90; por lo tanto, la solución que consideramos apropiada es la solución confirmatoria presentada más adelante.

De este modo, se eligió el enfoque confirmatorio del análisis factorial mediante el análisis factorial de grupo múltiple (Merino y Arndt, 2004; Nunnally y Bernstein, 1995). En esta técnica, la extracción de las variables y la estructura interna de cada factor es definida previamente por el investigador, utilizando una matriz binaria de 1 y 0, los cuales describen la ubicación de los ítems en sus subescalas. Este método es práctico y directo, y con menos presupuestos estadísticos para su aplicación (Merino & Arndt, 2003; Nunnally y Bernstein, 1995). La hipótesis que se prueba aquí es que la organización de los ítems en sus subescalas proviene de las relaciones conceptuales y en menor grado de los problemas de factorizar ítems categóricos (Merino & Arndt, 2004). Para examinar el grado de ajuste del modelo, se comparó la varianza extraída por el modelo propuesto contra los modelos alternativos. Siguiendo las líneas del trabajo de Bernstein (Bernstein y Teng, 1989; Bernstein y Keith, 1991; Bernstein, Ellason, Ross y Vanderlinden, 2001), estos modelos alternativos se construyen a partir de las propiedades distribucionales (asimetría), la frecuencia media, la variabilidad de las respuestas a los ítems (desviación estándar) y la agrupación aleatoria de los ítems; éste último es la comparación básica del ajuste del modelo que estamos sometiendo a prueba. Si el porcentaje de varianza explicada del modelo basado en la agrupación conceptual es superior al porcentaje de varianza extraída por los modelos alternativos, entonces la estructura factorial probará no estar espureamente influenciada por las propiedades estadísticas

que típicamente influyen en la factorización de ítems categóricos (Bernstein y Teng, 1989)

La solución factorial se produjo por un análisis de componentes principales; y la extracción del número de factores se hizo por dos medios: la observación del gráfico de sedimentación de Cattell y el análisis paralelo (Enzmann, 1997). Para obtener una solución simple, las sugerencias metodológicas apuntan al uso de rotaciones oblicuas (Floyd y Widaman, 1995), ya que aún con la supuesta ortogonalidad entre las escalas, una solución oblicua revelaría las relaciones entre los factores que de otro modo una solución rotada por varimax no podría. Finalmente, se examinará la complejidad de la solución factorial mediante un índice de ajuste para cada subescala y para la escala total basados en Fleming (Fleming, 1985; Fleming y Merino, 2005); y para cada ítem con el índice de simplicidad factorial (Kaiser, 1974). Según Kaiser (1974), valores superiores a 0.80 son excelentes para demostrar la falta de complejidad entre los ítems y la simplicidad de la solución factorial.

Resultados

Análisis factorial confirmatorio de grupo múltiple

En primer lugar se exploró si la matriz de correlaciones entre los ítems mantienen relaciones lineales entre sí: la medida de adecuación muestral de Kaiser – Meyer – Olkin = 0.76 y la prueba de esfericidad de Barlett ($\chi^2 [528]=1588.6, p < 0.001$) nos sugirieron que esta matriz de intercorrelaciones es apropiada para el siguiente análisis correlacional.

Para determinar la dimensionalidad latente de los ítems, se observó el gráfico scree test y los resultados del análisis paralelo; ambos procedimientos convergieron en que el número óptimo de componentes sean tres, ya que sus eigenvalues se elevaron por encima de los demás autovalores de mucha menor magnitud. Este número de componentes es consistente con la estructu-

ra esperada. La varianza total explicada por la solución de tres factores fue igual a 33.9% (3.1% menos de la magnitud hallada en el estudio de Amirkhan 1990), y se distribuyó, antes de la rotación entre los tres primeros componentes de la siguiente manera: 18.8% (autovalor = 6.22), 7.9% (2.6) y 7.1% (2.37).

En términos de varianza explicada, la estructura factorial hipotetizada se comparó con la estructura proveniente de las propiedades estadísticas de los ítems. Los resultados fueron que la estructura de los ítems modelada a partir de la clave de calificación de la prueba absorbió una relativamente mayor varianza (33.12%) frente a la distribución de los ítems de acuerdo a artificios estadísticos tales como el grado de asimetría (29.12%), la frecuencia promedio de respuesta a los ítems (28.65%), la variabilidad de respuesta (27.8%) y la organización aleatoria de los ítems (26.9%). Esto nos indicó evidencias confirmatorias de que la agrupación de los ítems proveniente de la estructura original es representativa y diferente de aquellas producidas por el impacto de influencias espúreas entre los ítems.

La solución factorial oblicua mostró una muy leve e poco importante complejidad factorial (Tabla 2), ya que los índices de ajuste a la escala para Solución de Problemas (IAE = 0.95), Búsqueda de Apoyo (0.97) y Evitación (0.90) mostraron que sólo algunos ítems tuvieron cargas de magnitud moderada en dos factores. El índice de ajuste general fue 0.95, que es una magnitud identificada como excelente (Kaiser, 1974), y muestra que la estructura factorial a nivel de escala y el nivel del ítem, es claramente una estructura simple y de directa interpretación. Por otro lado, la magnitud de las correlaciones inter-escalas demuestran la ortogonalidad entre ellas, aún cuando la correlación entre Solución de Problemas y Búsqueda de Apoyo es moderadamente baja ($r = 0.42, p < 0.01$), esta representa solo el 17.6% de la varianza común entre ellas.

Confiabilidad

Al comparar los coeficientes alfa (Cronbach, 1951) entre los obtenidos en el presente estudio con los del estudio original y el estudio español (Kramp et al., 2004), se ha repetido el patrón ordinal de las magnitudes entre las subescalas, ya que Búsqueda de Apoyo es la escala cuyos puntajes demuestran mayor consistencia interna, seguido de Solución de Problemas y Evitación. Comparando cada coeficiente respectivo, únicamente la consistencia interna en Búsqueda de Apoyo no ha sido de mayor diferencia con el estudio

original (alfa de Cronbach = 0.89), pero en cambio las demás escalas han estado por debajo de 0.80 y sus diferencias con la muestra normativa americana son mayores y estadísticamente significativas siguiendo el método de Feldt (1969) para probar las diferencias estadística entre dos coeficientes alfa de Cronbach mediante un programa publicado en Merino y Lautenschlager (2003). De acuerdo a las guías cualitativas relevantes a obtener significancia clínica de Cicchetti antes alfa se clasifican

Tabla 2. Matriz de Patrón y de Estructura derivados del Análisis

	Patrón			Estructura			<i>h</i> ²	<i>ISF</i>
	SP	BA	Ev	SP	BA	Ev		
2	0.51	-0.04	-0.15	0.50	0.19	-0.20	0.28	0.87
3	0.47	0.12	0.08	0.52	0.32	0.03	0.29	0.87
8	0.62	-0.04	0.16	0.59	0.21	0.10	0.37	0.90
9	0.60	-0.02	-0.05	0.60	0.24	-0.11	0.36	0.98
11	0.60	0.04	0.10	0.61	0.29	0.04	0.38	0.95
15	0.57	0.02	-0.09	0.59	0.27	-0.15	0.36	0.96
16	0.56	0.08	0.02	0.59	0.31	-0.04	0.36	0.96
17	0.67	-0.10	0.00	0.63	0.19	-0.06	0.40	0.96
20	0.53	-0.08	-0.10	0.51	0.15	-0.14	0.27	0.91
29	0.47	0.08	0.01	0.51	0.28	-0.04	0.26	0.95
33	0.56	-0.06	0.00	0.53	0.18	-0.05	0.29	0.98
1	-0.01	0.59	-0.05	0.25	0.59	-0.09	0.35	0.98
5	0.04	0.61	-0.10	0.31	0.63	-0.15	0.41	0.95
7	-0.02	0.64	-0.07	0.26	0.64	-0.11	0.41	0.98
12	0.07	0.68	0.07	0.35	0.71	0.01	0.51	0.96
14	0.02	0.68	-0.08	0.32	0.70	-0.13	0.50	0.97
19	0.10	0.56	0.03	0.34	0.61	-0.02	0.38	0.95
23	-0.15	0.68	0.14	0.12	0.60	0.11	0.41	0.87
24	-0.07	0.74	0.07	0.24	0.71	0.02	0.51	0.97
25	-0.09	0.62	0.09	0.17	0.58	0.06	0.35	0.93
31	-0.02	0.79	-0.04	0.32	0.78	-0.10	0.61	0.99
32	0.12	0.62	-0.06	0.39	0.68	-0.11	0.47	0.93
4	-0.02	-0.04	0.57	-0.09	-0.09	0.57	0.33	0.99
6	0.14	-0.04	0.49	0.07	-0.02	0.47	0.24	0.88
10	0.14	0.11	0.30	0.15	0.15	0.28	0.12	0.61
13	-0.15	-0.05	0.47	-0.22	-0.14	0.49	0.27	0.85
18	-0.15	0.06	0.41	-0.16	-0.03	0.42	0.19	0.80
21	0.05	-0.14	0.51	-0.06	-0.15	0.51	0.28	0.88
22	0.10	0.11	0.39	0.11	0.13	0.37	0.17	0.81
26	-0.01	0.03	0.46	-0.04	-0.01	0.46	0.21	0.99
27	-0.02	0.02	0.28	-0.05	-0.01	0.28	0.08	0.98
28	-0.08	0.01	0.47	-0.12	-0.05	0.47	0.23	0.95
30	-0.01	-0.08	0.53	-0.10	-0.12	0.54	0.30	0.96

niveles de aceptable (para Solución de Problemas), bueno (para Búsqueda de Apoyo) e inaceptable (para Evitación), ya que en este último sus puntajes son los que contienen menor confiabilidad y, por lo tanto, más error de medición.

Por otro lado, las correlaciones inter-ítem u homogeneidad estuvieron dentro del rango recomendado por Briggs y Check (1986) para representar un óptimo nivel de homogeneidad entre los ítems en una escala unidimensional. Pero la escala Evitación parece no estar apropiadamente representada por un simple puntaje, ya que la homogeneidad de sus ítems está debajo del criterio recomendado.

Correlaciones con variables demográficas

Las variables demográficas no han impactado de manera consistente con las escalas de afrontamiento (Tabla 4). De esta manera, aplicando la correlación biserial por puntos (Cohen, 2001), el sexo (codificado con 1 para varones) correlacionó débilmente de manera estadística solo con Solución de Problemas, 0.16 ($p < 0.05$, mujeres $>$ varones), mientras la edad hizo lo mismo con Solución de Problemas ($r = 0.32$, $p < 0.01$) y Evitación ($r = -$

0.23, $p < 0.01$). Este último patrón de hallazgos correlacionales fue similar en magnitud y dirección de la correlación entre la ocupación del participante y Evitación (0.17, $p < 0.05$, estudiar y trabajar $<$ solo estudiar) y Solución de problemas (estudiar y trabajar $>$ solo estudiar, $r = -0.24$, $p < 0.01$), aunque éste último es de signo negativo por efectos de la codificación de la variable. Debido que la experiencia de trabajo y accesibilidad al empleo es más probable que aumente con la edad, se controló el efecto de la edad sobre la relación entre la ocupación y las escalas de afrontamiento mediante la correlación parcial; obsérvese que edad correlacionó 0.67 ($p < 0.001$) con la ocupación; y 0.32, -0.23 y 0.10 con Solución de Problemas, Evitación y Búsqueda de Apoyo respectivamente; pero después del ajuste Bonferroni al nivel de significancia debido al número de correlaciones, sólo Evitación dejó de ser estadísticamente significativo.

La correlación parcial entre la ocupación y las escalas, después de remover la edad fue menor a $r < 0.1$ ($p > 0.05$), indicando que la edad es una variable moderadora que contamina la relación entre la ocupación y la frecuencia de uso de las estrategias de afrontamiento. Finalmente, el número de personas con las que vivían los estudiantes correlacionó débil y positivamente con la estrategia de Apoyo correlacionaron cero de cero con las

Tabla 3. Estadísticos básicos e información de la confiabilidad interna

	Alfa	R_{ii}^a (Mín. – Máx.)	R_{itc}^b (Mín. – Máx.)	SP ^c	BA	Ev
SP	0.77	0.24 (0.08 – 0.36)	0.43 (0.36 – 0.51)	1		
BA	0.86	0.37 (0.14 – 0.63)	0.56 (0.47 – 0.71)	0.42**	1	
Ev	0.60	0.11 (-0.08 – 0.49)	0.25 (0.08 – 0.41)	-0.10	-0.07	1

a: Correlación inter-ítem (homogeneidad); b: correlación ítem-test corregida; c: SP: Solución de Problemas; BA: Búsqueda de Apoyo; Ev: Evitación.

búsqueda de apoyo ($r = 0.21$, $p < 0.01$). Las conductas clasificadas como Búsqueda de

problemas; y mientras mayor es la edad, las respuestas de solución de problemas tienden a ser más frecuentes y las respuestas evitativas

estudiante (estudia vs. estudia y trabaja) tienden a ser cero cuando se tiene en cuenta la edad. Todas las magnitudes de estas relaciones son bajas y por lo tanto su valor práctico puede ser cuestionado, sin embargo pueden ser de valor teórico.

Diferencias normativas

La muestra normativa norteamericana estuvo conformada principalmente por estudiantes de secundaria por egresar y universitarios no graduados, con una edad proporcionalmente mayor de menos de 25 años, y más relativamente mujeres que varones. Frente a los valores normativos reportados en Amirkhan (1990), se han hallado algunas diferencias y que expresa-

menos frecuentes. Por otro lado, los estudiantes que únicamente estudian tienden a expresar respuestas evitativas y en menor frecuencia, respuestas orientadas a solucionar problemas. Los efectos de la ocupación actual de

remos en diferencias estandarizadas con la *d* de Cohen (Cohen, 1969; Coe y Merino, 2003). Las diferencias estadísticamente significativas han aparecido para las escalas de Solución de Problemas, $t(261.69) = 4.63$, $p < 0.0001$, $d = 0.19$; y Evitación, $t(253.9) = 8.77$, $p < 0.0001$, $d = 0.41$. En ambas diferencias, éstas han sido mayores para los participantes peruanos, pero de baja y moderadamente baja magnitud según los niveles propuestos por Cohen (Cohen, 1969). En cambio, la diferencia entre las muestras para la escala Búsqueda de Apoyo no ha sido significativa, $t(1114) = 1.94$, $p = 0.052$, $d = 0.16$, mostrando que estas diferencias más bien producidas por efectos del muestreo y cercanas a cero.

Tabla 4. Estadísticos básicos para ocupación y sexo

	Solución del Problema		Búsqueda de Apoyo		Evitación	
	M	DE	M	DE	M	DE
Ocupación						
Estudia y trabaja	29.40	2.76	25.48	4.70	20.87	3.68
Solo estudia	27.44	3.98	23.78	5.92	22.20	3.35
Sexo						
Varón	26.38	4.94	22.72	4.94	21.88	4.05
Mujer	28.31	3.51	24.55	5.64	21.74	3.45
Total	28.09	3.73	24.35	5.59	21.75	3.51
Muestra normativa (Amirkhan, 1990)	26.55	4.82	23.42	5.63	19.03	4.37

Discusión

Nuestro estudio examinó las propiedades psicométricas del Indicador de Estrategias de Afrontamiento en un grupo de estudiantes universitarios de enfermería. Las características psicométricas sobre la estructura factorial,

las correlaciones entre las subescalas han sido satisfactorias, pero consideramos que la confiabilidad por consistencia interna fue moderadamente satisfactoria. La estructura interna ha sido replicada tanto con soluciones exploratorias y confirmatorias (análisis factorial confirmatorio de grupo múltiple), hallándose

la robustez del instrumento frente a variaciones en la muestra, ya que nuestra muestra es una bastante específica. Por otro lado, las correlaciones inter-escalas recuerdan los hallazgos en otros resultados, respecto a la relación entre la orientación hacia los problemas y búsqueda de apoyo y otras facetas (ver por ejemplo, Fleury et al., 2001; Martínet al., 2001). Con nuestros hallazgos, podemos afirmar que las relaciones entre estas dimensiones sugieren un grado moderado de generalización entre diferentes participantes e instrumentos de medición de los mismos factores.

Originalmente, los ítems del presente instrumento son indicadores de los tres estilos de afrontamiento y representan, según su autor, sus mejores representantes (Amirkhan, 1990). Estas estrategias han demostrado ser independientemente expresadas en situaciones declaradas por los participantes, pero la correlación significativa entre las estrategias de solución de problemas y búsqueda de apoyo nos señala que no son completamente independientes; este hallazgo es confirmatorio con Amirkhan (1990); es decir, en nuestros participantes, ambos tienden a covariar ante situaciones estresantes, pero debido a la magnitud de su correlación, estas aún funcionan independiente y flexiblemente tal como lo hace la estrategia de Evitación. Enfatizamos que la generalizabilidad de esta afirmación está sujeta a futuras evidencias que la confirmen en diferentes grupos, aún cuando el estudio de Kramp et al. (2004) también trabajó con una muestra pequeña ($n = 163$, 90.8% mujeres) y halló el mismo patrón de organización de ítems mediante un análisis factorial exploratorio.

Respecto a la consistencia interna, los niveles de adecuabilidad han sido moderadamente variables; una de las escalas estuvo por debajo de los estándares para su aplicabilidad clínica (Evitación), mientras que las otras fueron aceptables o buenas. Varias fuentes pueden haber influenciado simultáneamente en el contexto de aplicación de la prueba (Brown, 1980), aún cuando éstas fueron aceptablemente controladas; suponemos que una de estas fuentes ha provenido principalmente de la falta de experiencia en el llenado de cuestionario de auto-reporte, ya que la mayoría de

los participantes carecieron de ella. Por otro lado, el número de puntos en la escala de respuesta (actualmente tres) tiende a restringir la variabilidad de las opciones que puede elegir y también a decrecer la estimación de la consistencia interna (Alwin, 1992), a la vez que el poder discriminativo y la magnitud de los coeficientes de validez estimados (Preston y Colman, 2000). Considerando también la variabilidad de las estimaciones de consistencia interna observadas por otro estudio (Weaver, 1997), podemos concluir que nuestras estimaciones de confiabilidad han sido moderadamente satisfactorias, y que una replicación de nuestros resultados se hace necesaria, lo que va de acuerdo con las recomendaciones psicométricas sobre la verificación constante de la confiabilidad en cada grupo nuevo en que se aplican instrumentos psicológicos (AERA, APA, NCME, 1999).

En este punto, debemos reconocer el problema de obtener estimaciones desde muestras pequeñas es uno de los problemas para la generalización y estabilidad de nuestros resultados. Esta imprecisión afectará virtualmente a todos los procedimientos estadísticos, y en análisis factorial no es menos proclive a ello (Velicer y Java, 1998; MacCallum, Widaman, Zhang y Hong, 1999). El tamaño muestral en nuestro estudio fue menos de 200 y esto compromete su estabilidad, pero no hay exacto criterio en la literatura que sugiera un mínimo número que óptimamente estime parámetros en el análisis factorial y que hayan sido confirmados empíricamente (Mundfrom, Shaw, y Ke, 2005). Si se ha identificado un número de factores que afectan sinérgicamente sobre la estabilidad de las soluciones factoriales teniendo como fondo un pequeño tamaño muestral, es decir, la tasa variables-factores, la magnitud de las comunalidades y de las cargas factoriales (Velicer y Java, 1998; MacCallum et al., 1999; Hogarty, Hines, Ferron y Mumford, 2005; Mundfrom et al., 2005). Por lo tanto, nuestros resultados parecen ser lo suficiente robustos en relación a la magnitud de las cargas factoriales (mayores que 0.30 y sólo un ítem igual a 0.28), las correlaciones interescalas entre sus subescalas (validez divergente) y el número de variables por escala (11 ítems en cada una). Por otro lado, las comunalidades han sido bajas, pero es este es un

efecto esperable debido a la naturaleza categórica y restringida de ítems.

Comprender los correlatos psicológicos de las estrategias de afrontamiento queda como agenda de posteriores estudios al respecto con este mismo instrumento. La evidencia reciente sugiere la extendida influencia de la personalidad en las respuestas de afrontamiento, incluso más de lo que tradicionalmente se habría creído (Amirkhan et al., 1995). Amirkhan et al. (1995) examinaron la influencia de la personalidad sobre las estrategias de afrontamiento en muestras de estudiantes no graduados. La extroversión se relacionó con la búsqueda de apoyo, el optimismo relacionado con resolución de problemas y ambos atributos de personalidades negativamente relacionadas con las estrategias evitativas ante el estrés. En el segundo estudio, se aplicó un enfoque experimental y varias medidas de personalidad. Nuevamente, el factor Extraversión continuó estando asociado con la búsqueda de ayuda; más aún, esta relación tuvo más importancia que la autoestima, la cual es un constructo crucial en la literatura (Amirkhan et al., 1995). En el extremo desadaptativo de la personalidad, personas con esquizofrenia tienden a emplear más estilos evitativos y ello está relacionado también con niveles bajos de extraversión (Lykaser, Kilt, Plascak-Hallberg, Brenner & Clements, 2003). Aunque no se pone en duda la utilidad de las variables de personalidad para predecir y explicar la estrategia de afrontamiento elegida por una persona, más significativo parece ser el factor Extraversión, ya que es una variable cuyos efectos han sido estables y replicables. En nuestros resultados, es plausible que la edad y las experiencias asociadas en las enfermeras sean el contexto de refuerzo de patrones de comportamiento de tipo extrovertido. La naturaleza acumulativa de las experiencias sociales, especialmente la exposición a situaciones de conflicto, puede orientarles a decidir sobre la elección de un estilo de afrontamiento. Pero estudios que comprueben esta relación, por lo tanto, pueden ser orientados hacia el campo profesional de la enfermería, sea en el ejercicio profesional o en la fase de formación académica. Por lo pronto, revelamos que las diferencias en las respuestas de afrontamiento están relacionadas las experiencias de vida, por

lo tanto a mayores experiencias hay más probabilidad de aprendizajes de la elección adecuada de estrategias de afrontamiento, reflejándose en ellas las características de la personalidad que influenciarían en la frecuencia de su uso (Besser, 2004; Besser y Priel, 2003). Otros aspectos, como la competencia personal (Blasco et al., 1999) deben ser posteriormente examinados respecto a su influencia lineal sobre las diferencias en el uso de específicas estrategias de afrontamiento.

Respecto a las diferencias de género en el uso de estrategias frente al estrés en enfermeros merecen una atención posterior, debido a las grandes diferencias entre la cantidad de participantes varones y mujeres en nuestro estudio. Las diferencias de género, por ejemplo, son consistentes desde la niñez (Cramer, 1983) y estas aún pueden continuar en la vida adulta.

Se requieren estudios adicionales aplicando el Indicador de Estrategias de Afrontamiento en muestras independientes participantes para replicar sus propiedades psicométricas reveladas en el presente estudio, y especialmente para generar normas apropiadas. En este punto, la limitación inherente a la forma de extraer la muestra de participantes en nuestro estudio advierte contra la generalización de nuestros resultados psicométricos y descriptivos-comparativos, y específicamente en la construcción de normas representativas y generalizables (Angoff, 1971). Por otro lado, examinar la validez divergente con un criterio externo es también necesario, especialmente una evaluación del grado de discapacidad social contaminando la validez de constructo, ya que las medidas de autoreporte son proclives a este fenómeno (Paulhus, 1991) y que el uso de medidas de discapacidad social tiende a ser una práctica estándar en la construcción de pruebas de auto-reporte (Paulhus, 1981).

Aunque Fleury et al. (2001) critica el presente instrumento por su excesiva parsimonia al suponer la existencia de 15 ítems en total y distribuidos en las tres subescalas, parece evidente que la creencia en tal parsimonia provino de la información incompleta de Fleury y colaboradores sobre la actual y original estructura interna del instrumento completo, que contiene realmente 33 ítems. La utilidad aplicada del presente instrumento

debe ser evaluada por los lectores desde la misma práctica profesional o desde la investigación. Por ejemplo, en el contexto hospitalario, educativo o clínico, modificando las instrucciones hacia específicos eventos estresantes, pueden modificar la información normativa de nuestros hallazgos, ya que han sido extraídas de estudiantes de enfermería de sexo predominantemente femenino. Por ejemplo, Gallagher y MacLachlan, (1999) modificaron las instrucciones orientándolas hacia la implantación de elementos prostéticos. Finalmente, medidas de estrategias de afrontamiento con otras conceptualmente relacionadas como el estrés percibido en el contexto del trabajo en salud (por ejemplo, Gomez et al., 1991) pueden ayudar a describir los procesos de adaptación al estrés en enfermeros, estudiantes y graduados laborando.

Como anotación final, ponemos en relevancia que las estrategias confirmatorias en el análisis factorial pueden ser una opción bastante atractiva al investigador cuantitativo, especialmente si posee una estructura previa de cómo se organizan los ítems. Es raro que el investigador no tenga una idea previa de ello en la fase de construcción de un instrumento; más aún, en la adaptación de pruebas, la estructura ya esta definida y publicada. En-

foque como el aplicado aquí están en la línea de la familia de métodos flexibles y confirmatorios que prueban lo que Nunnally y Bernstein (1995) llaman teorías débiles, es decir, cuando el interés es la organización de los ítems en subescalas sustanciales. McCrae y Costa (1989) y McCrae, Zonderman, Bond, y Paunonen (1996) aplicaron métodos similares (análisis factorial de procusto) en la confirmación de escalas de personalidad; y los trabajos de Bernstein (Bernstein y Teng, 1989; Bernstein y Keith, 1991; Bernstein et al., 2001) desarrollan una muy apropiada manera de probar, dentro de estos enfoques confirmatorios, el impacto de las características estadísticas de los ítems sobre su organización. Consideramos que este procedimiento, sea que se aplique en los análisis exploratorios o confirmatorios de análisis factorial, debería llamar la atención del investigador, dado que con mucha frecuencia de encuentra aplicando técnicas de análisis factorial a variables categóricas en lugar de variables continuas.

Artículo recibido: 07-02-2006

aceptado: 20-07-2006

Referencias bibliográficas

- Abdi, H. (2007) RV coefficient and congruence coefficient. In N.J. Salkind (Ed.): *Encyclopedia of Measurement and Statistics* (pp. 849-853). Thousand Oaks (CA): Sage.
- Aliaga, F., & Capafons, A. (1996). La medida del afrontamiento: revisión crítica de la "Escala de Modos de Coping" (Ways of Coping). *Ansiedad y Estrés*, 2(1), 17-26.
- AERA, APA, NCME. (1999). *Standards for educational and psychological testing*. Washington, D.C.: American Psychological Association.
- Alwin, D. F. (1992) Information transmission in the survey interview: Number of response categories and the reliability of attitude measurement. In P. V. Marsden (Eds.). *Sociological Methodology*, Vol. 22. (pp. 83-113). Washington DC: American Sociological Association.
- Amirkhan, J. H. & Greaves, H. (2003) Sense of Coherence and Stress: The Mechanics of a Healthy Disposition. *Psychology and Health*, 18(1), 31-62.
- Amirkhan, J. H. (1990) A factor analytically derived measure of coping: The Coping Strategy Indicator. *Journal of Personality and Social Psychology*, 59(5), 1066-1074.
- Amirkhan, J. H. (1994) Criterion validity of a coping measure. *Journal of Personality Assessment*, 62(2), 242-261.
- Amirkhan, J. H. (1994) Seeking person-related predictors of coping: Exploratory análisis. *European Journal of Personality*, 8, 13-29.
- Amirkhan, J. H. (1998) Attributions as predictors of coping and distress. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 24(9), 1006-1018.
- Amirkhan, J. H., Risinger, R. T. & Swickert, R. J. (1995) Extraversion: a "hidden" personality factor in coping? *Journal of Personality*, 63(2):189-212.
- Angoff, W. A. (1971). *Scales, norms, and equivalent scores*. In R. L. Thorndike (Ed.), *Educational measurement* (2nd ed.). Washington, DC: American Council on Education. (Reprinted as Angoff, W. A. Scales,

- norms, and equivalent scores. Princeton, NJ: Educational Testing Service, 1984.)
- Auyeung, B.W., & Amirkhan, J.H. (April 2003a). The Coping Strategy Indicator as a Measure of How Children Deal with Stress. Presented for the Regional Career Opportunities in Research Symposium.
- Auyeung, B.W., & Amirkhan, J.H. (April 2003b). The Coping Strategy Indicator as a Measure of How Children Deal with Stress. Presented at the annual conference of the Western Psychological Association, Vancouver, BC, Canada.
- Besser, A. (2004). Self- and best-friend assessments of personality vulnerability and defenses in the prediction of depression. *Social Behavior and Personality*, 32, 559-594.
- Besser, A., & Priel, B. (2003). Trait vulnerability and coping strategies in the transition to motherhood. *Current Psychology*, 22, 59-72.
- Bernstein, I. H. & Keith, J. B. (1991). Reexamination of Eisen, Zellman, and McAlister's health belief model questionnaire. *Health Education Quarterly*, 18(2), 207-220.
- Bernstein, I. H. & Teng, G. (1989). Factoring items and factoring scales are different: Spurious evidence for multidimensionality due to item categorization. *Psychological Bulletin*, 105(3), 467-477.
- Bernstein, I. H., Ellason, J. W., Ross, C. A. & Vanderlinden, J. (2001). On the dimensionalities of the Dissociative Experiences Scale (DES) and the Dissociation Questionnaire. *Journal of Trauma & Dissociation*, 2(3), 103-122.
- Blasco, T., Fernández Castro, J., Doval, E., Moix, J., Rovira, T., & Sanz, A. (1999). Competencia personal y estrés. *Ansiedad y Estrés*, 5(2-3), 261-273.
- Briggs, S. R. & Check, J. M. (1986). The role of factor analysis in the development and evaluation of personality scales. *Journal of Personality*, 54, 106-148.
- Brown, F. G. (1980). *Principios de la Medición en Psicología y Educación*. México, D.F: El Manual Moderno.
- Bueno García, J., Fernández Castro, J., & Capdevila, L. (2001). Validez factorial y predictiva del Cuestionario de Afrontamiento en Deportes de Resistencia (CADER): Un estudio exploratorio. *Ansiedad y Estrés*, 7(1), 29-44.
- Cicchetti, D. V. (1994). Guidelines, criteria, and rules of thumb for evaluating normed and standardized assessment instruments in psychology. *Psychological Assessment*, 6, 284-290.
- Cohen, J. (1969) *Statistical Power Analysis for the Behavioral Sciences*. NY: Academic Press.
- Coe, R. & Merino, C. (2003) Magnitud del efecto: Una guía para investigadores y usuarios. *Revista de Psicología – PUCP*, 21(1), 147-177.
- Cohen, B. H. (2001). *Explaining psychological statistics* (2nd ed.). NY: Wiley.
- Cramer, P. (1983). Children's use of defense mechanisms in reaction to displeasure caused by others. *Journal of Personality*, 51, 78-94.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika*, 16, 297-334.
- Cosway, R., Endler, N. S., Sadler, A. J. & Deary, I. J. (2000) The Coping Inventory for Stressful Situations: Factorial Structure and Associations with Personality Traits and Psychological Health. *Journal of Applied Biobehavioral Research*, 5 (2), 121-143.
- Enzmann, D. (1997). RanEigen: A program to determine the parallel analysis criterion for the number of principal components. *Applied Psychological Measurement*, 21, 232.
- Fleury, E., Tróccoli, B. & Lana, C. (2001) Análise Fatorial de Uma Medida de Estratégias de Enfrentamento. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 17(3), 225-234.
- Feldman, R (1998) *Psicología* (3ra Ed). Madrid: Mc McGraw- Hill.
- Fleming, J. S. & Merino, C. (2005). Medidas de simplicidad y de ajuste factorial: Un enfoque para la construcción y revisión de escalas derivadas factorialmente. *Revista de Psicología– PUCP*, 23(2), 252-266.
- Floyd, F. J. & Widaman, K. F. (1995) Factor analysis in the development and refinement of clinical assessment instruments. *Psychological Assessment*, 7(3), 286-299.
- Gómez, A., León, J., Duran, M., López, M., Carrasco, A., & Moreno, P. (1991) Evaluación del estrés percibido en el personal hospitalario respecto a los factores grupales y organizativos. *Apuntes de Psicología*, 32, 30 - 32.
- Hogarty, K. Y., Hines, C. V., Ferron, J. M., & Mumford, K. R. (2005) The quality of factor solutions in exploratory factor analysis: The influence of sample size, communalities, and over-determination. *Educational and Psychological Measurement*, 65 (2), 202-226.
- Kaiser, H. F. (1974) An index of factorial simplicity. *Psychometrika*, 39, 31-35.
- Kramp, U., Maydeu-Olivares, A., Tous, J. M., Gallardo, D. (2004). Coping Strategy Indicator: Reliability and validity of the Spanish adaptation and its relationship with personality and affectivity dispositions. Poster presented at VII Jornada de la Sociedad Española para la Investigación en Diferencias Individuales, Lleida (Spain), September, 17th.
- Feldt, L. S. (1969) "A test of the hypothesis that Cronbach's alpha or Kuder-Richardson coefficient twenty is the same for two tests", *Psychometrika*, 34, 363-373.
- Fleming, J. S. (1985). An index of fit for factor scales. *Educational and Psychological Measurement*, 45, 725-728.
- Gallagher, P. & MacLachlan, M. (1999). Psychological adjustment and coping in adults with prosthetic limbs. *Behavioral Medicine*, 25(3), 117-124.
- Lautenschlager, G. J. (1989). A comparison of alternatives to

- conducting Monte Carlo analyses for determining parallel analysis criteria. *Multivariate Behavioral Research*, 24, 365-395.
- Llor, B., Abad, M., Garcia, M., Nieto, J., (1995) *Ciencias Psicosociales aplicadas a la Salud* (4ta Ed.) McGraw-Hill.
- Lysaker, P. H., Wilt, M. A., Plascak-Hallberg, C. D., Brenner, Colleen, A., & Clements, C. A. (2003) Personality dimensions in schizophrenia: associations with symptoms and coping. *Journal of Nervous & Mental Disease*, 191(2):80-86
- MacCallum, R. C., Widaman, K. F., Zhang, S., & Hong, S. (1999) Sample size in factor analysis. *Psychological Methods*, 4, 84-99.
- Martín, D., Jiménez, P. & Fernández-Abascal, E.G., (2001), Estudio sobre la escala de estilos y estrategias de afrontamiento (E3A), *Revista Electrónica de Motivación y Estrés*, 3(4). En línea: <http://reme.uji.es/articulos/agarce4960806100/texto.html> Acceso: 5/1/2006
- McCrae, R. R., & Costa, P. T. (1989) Rotation to maximize the construct validity of factors in the NEO Personality Inventory. *Multivariate Behavioral Research*. Vol 24(1) Jan 1989, 107-124.
- McCrae, R. R., Zonderman, A. B., Bond, M. H., Costa, P. T. Jr., Paunonen, S. V. (1996) Evaluating replicability of factors in the revised NEO Personality Inventory: Confirmatory factor analysis versus procrustes rotation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70, 3, 552-566.
- Merino, C. & Arndt, S. (2006). Un enfoque confirmatorio para el análisis de escalas: Análisis factorial de grupo múltiple. *Revista de Psicología de la Universidad Inca Garcilaso de la Vega*. En prensa.
- Merino, C. & Arndt, S. (2004) Análisis factorial confirmatorio de la Escala de Estilos de Crianza de Steinberg: Preliminar validez de constructo. *Revista de Psicología – PUCP*, 12(2), 187–214.
- Merino, C. & Lautenschlager, G. (2003) Comparación estadística de la confiabilidad alfa de Cronbach: Aplicaciones en la medición educacional. *Revista de Psicología – Universidad de Chile*, 12(2), 129 – 139.
- Morris, C. G. & Maisto, A. A. (2005) *Introducción a la psicología* (12da Ed.) México, D. F: Pearson Educación.
- Mundfrom, D. J., Shaw, D. G., & Ke, T. L. (2005) Minimum Sample Size Recommendations for Conducting Factor Analyses. *International Journal of Testing*, 5(2), 159-168.
- Nunnally, J. C. & Bernstein, I. J. (1995). *Teoría psicométrica* (3ra ed.). México: McGraw Hill.
- Paulhus, D. L. (1981) Control of social desirability in personality inventories: Principal-factor deletion. *Journal of Research in Personality*, 15, 383-388.
- Paulhus, D. L. (1991) Measurement and control of response bias. In Robinson, J. P., Shaver, P. R., Wrightsman, L. S. (Eds.) *Measures of personality and social psychological attitudes* (pp. 17-59). San Diego, CA: Academic Press.
- Preston, C. C. & Colman, A. C. (2000) Optimal number of response categories in rating scales: Reliability, validity, discriminating power, and respondent preferences. *Acta Psychologica*, 104, 1-15.
- Scomazzon, A., Dalbosco, D., & Ruschel, D. (1998) The concept of coping: a theoretical review. *Estudo e psicologia*. 3 (2), 273-294.
- Shorter-Gooden, K. (2004) Multiple Resistance Strategies: How African American Women Cope with Racism and Sexism. *Journal of Black Psychology*, 30(3), 406-425.
- Spangenberg, J. J. & Theron, J. C. (1999) Stress and coping strategies in spouses of depressed patients. *Journal of Psychology*, 133(3), 253-262.
- Velicer, W. F., & Fava, J. L. (1998) Effects of variable and subject sampling on factor pattern recovery. *Psychological Methods*, 3, 231-251.
- Weaver, L. J. (1997) Perceptions of coping skills, marital satisfaction, and Work satisfaction: an industry-based assessment. Unpublished Master Thesis, Arizona State University.

Apéndice

Indicador de Estrategias de Afrontamiento

*Copyright 1993 Dr. James H. Amirkhan
Department of Psychology
California State University, Long Beach*

Estamos interesados en cómo las personas enfrentan los problemas y dificultades en sus vidas.

Después de esta página, habrá una lista de posibles maneras de enfrentar esos problemas. Nos gustaría que respondas el grado en que tú mismo(a) has usado cada una de esos métodos. Tus respuestas serán confidenciales.

Trata de pensar en un problema que hayas tenido en los últimos 6 meses aproximadamente. Este podría haber sido un problema importante para ti, y que te haya causado preocupación.

Por favor, escribe aquí este problema en pocas palabras (recuerda, que lo que escribas y respondas serán mantenido confidencialmente):

Mantén en tu mente el evento estresante señalado anteriormente al responder las preguntas que aparecerán en la siguiente página

Con este problema en mente, sinceramente vas a indicar como tú enfrentaste a este problema, marcando en una de las alternativas nada, poco o mucho. Responde a TODAS las preguntas, aún si ellas parecen similares.

¿Has recordado el problema? Si no es así, hazlo antes de continuar a responder las siguientes preguntas.

Teniendo en mente el problema que tuviste, responde en que grado tú...

1. Hablaste sobre cómo te sentías con un amigo(a).
2. Manejaste las cosas (pusiste orden) de tal modo que tenías más oportunidad de resolver el problema.
3. Pensaste en todas las posibles soluciones (lluvia de ideas) antes de decidirme qué hacer.
4. Trataste de distraerte para no pensar en el problema.
5. Aceptaste el apoyo y la comprensión de otros.
6. Hiciste lo que pudiste para evitar que otros vieran qué tan grave fue lo que pasó.
7. Conversaste con otros sobre la situación, porque hablar sobre el asunto te hizo sentirte mejor.
8. Te pusiste metas a ti mismo(a) para manejar el problema.
9. Evaluaste tus opciones cuidadosamente.
10. Tu mente se fue a pensar en mejores momentos.
11. Trataste diferentes maneras para solucionar la situación hasta encontrar una que funcione.
12. Confiaste tus temores y preocupaciones en un amigo o familiar.
13. Estuviste más tiempo estando solo(a), más que antes.
14. Conversaste con otros sobre la situación, porque hablando sobre ellos te ayudó a encontrar soluciones.
15. Pensaste en lo que necesitabas, para poner en orden las cosas.
16. Pusiste toda tu atención en solucionar el problema.
17. Hiciste un plan de acción en tu mente.
18. Estuviste más tiempo mirando TV, más que antes.
19. Consulté con alguien (amigo o profesional) para que te ayude a sentirte mejor.
20. Hiciste valer lo que querías y te mantuviste firme y claro(a) sobre lo que quería sobre la situación.
21. En general, evitaste estar con las personas.
22. Participaste en una actividad recreativa o deportiva para evitar pensar en el problema.
23. Fuiste con un amigo para que te ayude a sentirte mejor sobre el problema.
24. Fuiste con un amigo por consejos de cómo cambiar la situación.
25. Aceptaste el apoyo y la comprensión de amistades que pasaron por el mismo problema.
26. Dormiste más que antes.
27. Te imaginaste sobre cómo las cosas podrían haber sido diferentes.
28. Te identificaste con un personaje de película, TV o de texto.
29. Trataste de resolver el problema.
30. Solo quisiste que la gente te dejara solo(a).
31. Aceptaste la ayuda de un amigo o familiar.
32. Buscaste la seguridad de aquellos que conocías bien.
33. Trataste planificar cuidadosamente un curso de acción más que actuar rápidamente.