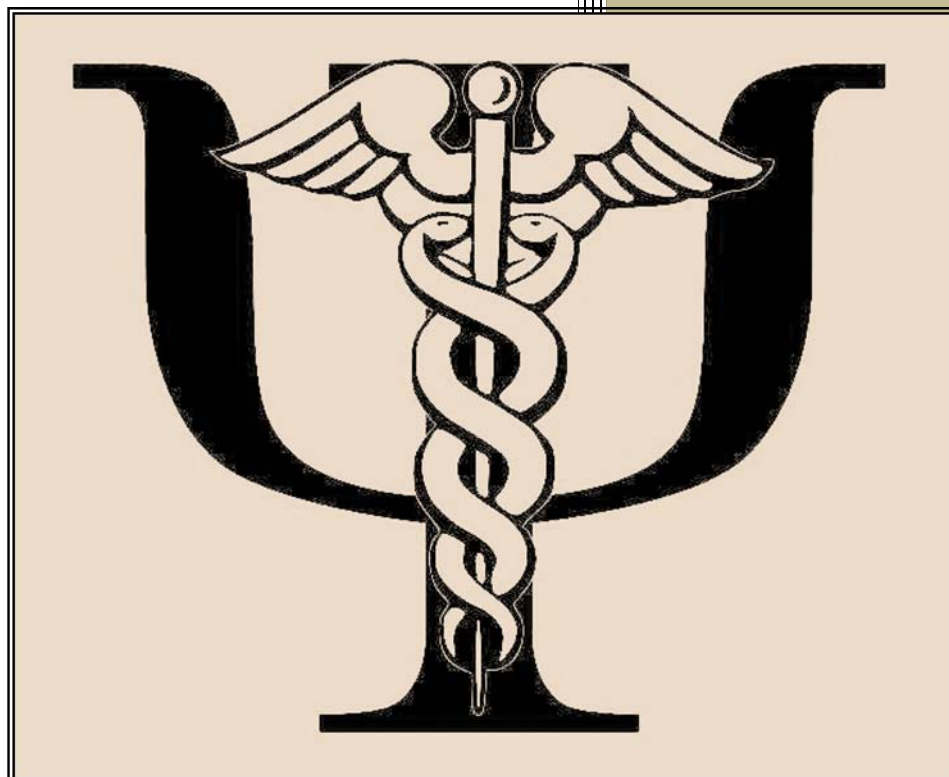


ISSN: 2171-2069

Volumen 2
Número 2
Julio de 2011

REVISTA IBEROAMERICANA
DE
PSICOLOGÍA Y SALUD



Revista oficial de la
SOCIEDAD UNIVERSITARIA DE INVESTIGACIÓN EN PSICOLOGÍA Y SALUD

REVISTA IBEROAMERICANA DE PSICOLOGÍA Y SALUD

Director

Ramón González Cabanach, Universidad de A Coruña. rgc@udc.es

Directores Asociados

Ramón Arce, Univ. de Santiago de Compostela. Coord. del Área de Psicología Social. ramon.arce@usc.es

Gualberto Buela-Casal, Univ. de Granada. Coordinador del Área de Salud. gbuela@ugr.es

Francisca Fariña, Univ. de Vigo. Coordinadora del Área de Intervención. francisca@uvigo.es

José Carlos Núñez, Univ. de Oviedo. Coordinador del Área de Evaluación. jcarlosn@uniovi.es

Antonio Valle, Univ. de A Coruña. Coordinador del Área de Educación. vallar@udc.es

Consejo Editorial

Rui Abrunhosa, Univ. de Minho (Portugal).

Leandro Almeida, Univ. de Minho (Portugal).

Luis Álvarez, Univ. de Oviedo.

Constantino Arce, Univ. de Santiago de Compostela.

Jorge L. Arias, Univ. de Oviedo.

Alfonso Barca, Univ. de A Coruña.

Jesús Beltrán, Univ. Complutense de Madrid.

María Paz Bermúdez, Univ. de Granada.

Alfredo Campos, Univ. de Santiago de Compostela.

Miguel Angel Carbonero, Univ. de Valladolid.

Juan Luis Castejón, Univ. de Alicante.

José Antonio Corraliza, Univ. Autónoma de Madrid.

Francisco Cruz, Univ. de Granada.

Fernando Chacón, Univ. Complutense de Madrid.

Jesús de la Fuente, Univ. de Almería.

Alejandro Díaz Mújica, Univ. de Concepción (Chile).

Francisca Expósito, Univ. de Granada.

Ramón Fernández Cervantes, Univ. de A Coruña.

Jorge Fernández del Valle, Univ. de Oviedo.

Manuel Fernández-Ríos, Univ. Autónoma de Madrid.

José Jesús Gázquez, Univ. de Almería.

Antonia Gómez Conesa, Univ. de Murcia.

Luz González Doniz, Univ. de A Coruña.

Julio A. González-Pienda, Univ. de Oviedo.

Alfredo Goñi, Univ. del País Vasco.

María Adelina Guisande, Univ. de Santiago de Compostela.

Silvia Helena Koller, Univ. Federal de Rio Grande do Sul (Brasil).

Pedro Hernández, Univ. de La Laguna.

Cándido J. Inglés (Univ. Miguel Hernández de Elche).

Juan E. Jiménez, Univ. de La Laguna.

Serafín Lemos, Univ. de Oviedo.

Matías López, Univ. de Oviedo.

María Ángeles Luengo, Univ. de Santiago de Compostela.

José I. Navarro, Univ. de Cádiz.

Miguel Moya, Univ. de Granada.

José Muñoz, Univ. de Oviedo.

Mercedes Novo, Univ. de Santiago de Compostela.

Eduardo Osuna, Univ. de Murcia.

Darío Páez, Univ. del País Vasco.

Wenceslao Peñate, Univ. de La Laguna.

Antonieta Pepe-Nakamura, UNIC – Univ. Corporativa FTEC (Brasil).

Manuel Peralbo, Univ. de A Coruña.

Luz F. Pérez, Univ. Complutense de Madrid.

María Victoria Pérez-Villalobos, Univ. de Concepción (Chile).

Isabel Piñeiro, Univ. de A Coruña.

Antonio Andrés-Pueyo, Univ. de Barcelona.

Luisa Ramírez, Fundación Universitaria Konrad Lorenz (Colombia).

Francisco Revuelta, Univ. de Huelva.

Susana Rodríguez, Univ. de A Coruña.

Francisco J. Rodríguez, Univ. de Oviedo.

José María Román, Univ. de Valladolid.

Manuel Romero, Univ. de A Coruña

Pedro Rosário, Univ. de Minho (Portugal).

Ramona Rubio, Univ. de Granada.

Marithza Sandoval, Fundación Universitaria Konrad Lorenz (Colombia).

Francisco Santolaya, Presidente del Consejo General de Colegios Oficiales de Psicólogos.

Dolores Seijo, Univ. de Santiago de Compostela.

Juan Carlos Sierra, Univ. de Granada.

Jorge Sobral, Univ. de Santiago de Compostela.

Francisco Tortosa, Univ. de Valencia.

María Victoria Trianes, Univ. de Málaga.

Revista Oficial de la *Sociedad Universitaria de Investigación en Psicología y Salud* (www.usc.es/suips)

Publicado por: SUIPS.

Publicado en: A Coruña

Volumen 2, Número, 2.

Suscripciones: ver www.usc.es/suips

Frecuencia: 2 números al año (semestral).

ISSN: 2171-2069

D.L.: C 13-2010

ESTRÉS PERCIBIDO, IRA Y BURNOUT EN AMAS DE CASA MEXICANAS

José Moral, Mónica Teresa González y René Landero

Facultad de Psicología,
Universidad Autónoma de Nuevo León.

(Recibido 24 de Julio de 2010; revisado 19 de Febrero de 2011; aceptado 23 de Febrero de 2011)

Abstract

It was designed a study with the aim of establishing the relationship between perceived stress, anger expression and burnout syndrome in housewives. For this we collected a sample of 226 Mexican women. Three measure instruments (Perceived Stress Scale [PSS14], Anger Expression [AX] scale of the STAXI-2 and Housewives Burnout Questionnaire [CUBAC-21] were applied to this sample. Initially we proved the internal consistency ($\alpha = .83$) of the scale SPP14 and found evidence about the adequate fit to a correlated two-factor model, $\chi^2/df = 2.33$, RMSEA = .08. Thereinafter we contrasted three models of the relationship between perceived stress, anger expression and burnout syndrome. The model with the best fit, $\chi^2 (1, N = 226) = 0.92$, $p = .34$, RMSEA = .01, showed that support lack complaints increase stress and carry to exhaustion, stress accentuates anger and increases exhaustion; in addition, anger contributes to support lack complaints.

Keywords: Stress, Anger, Burnout, Housewives, Emotions.

Resumen

Se diseñó un estudio con el objetivo de establecer la relación entre estrés percibido, expresión de la ira y síndrome de burnout en amas de casa. Para ello se levantó una muestra de 226 mujeres mexicanas de las que se tomaron medidas del estrés percibido, la Escala PSS14, de la expresión de la ira, el STAXI-2-AX/EX, y del burnout, el CUBAC-21. Inicialmente se comprobó la consistencia interna ($\alpha = .83$) y el ajuste adecuado a un modelo bifactorial, $\chi^2/df = 2.33$, RMSEA = .08, de la escala PSS14. Posteriormente, se sometieron a prueba tres modelos de la relación entre estrés, ira y burnout. El modelo con mejor ajuste, $\chi^2 (1, N = 226) = 0.92$, $p = .34$, RMSEA = .01, mostró que las quejas de falta de apoyo incrementan estrés y llevan a cansancio, el estrés aumenta la ira e incrementa el cansancio, y que la ira contribuye a quejas de falta de apoyo.

Palabras clave: Estrés, Ira, Burnout, Amas de casa, Emociones.

Introducción

Definición de estrés, ira y burnout

Lazarus (1999) define el estrés como una relación entre las reacciones (cognitiva-emocional, fisiológica y conductual) que tiene un individuo ante las evaluaciones que hace de su ambiente en función de sus recursos y demandas, obstáculos o amenazas. Un instrumento de medida consonante con esta teoría es la Escala de Estrés Percibido (PSS14) de Cohen, Kamarck y Mermelstein (1983). La escala PSS14 consta de 14 ítems, con coeficientes alfas de Cronbach de .84 a .86 en función de la muestra, cuenta con una estructura de dos factores correlacionados: expresión de estrés (ítems directos) y control del estrés (ítems indirectos).

La ira es un estado emocional negativo. Puede surgir como una reacción a la vulnerabilidad ante una amenaza, coerción o daño recibido, ya sean reales o imaginarios. El sentir dolor o evaluar la situación como ofensiva, injusta o perjudicial son dos aspectos claves para experimentar ira. Se caracteriza por malestar y activación, con tendencia al ataque ante la ofensa o daño. La ira se puede expresar hacia afuera con una conducta de agresión dirigida hacia los demás o guardarse para sí sin ser expresada. Si la ira es intensa y sostenida en el tiempo, ya sea consciente o no, tiene efectos sobre la salud, a través de una hiperactividad simpática (Spielberger, Reheiser, y Sydeman, 1995). Existen varias medidas de la ira, siendo una de las más empleadas el Inventario de Expresión de Ira Estado-Rasgo (*State Trait Anger Expression Inventory*, STAXI) que en su forma revisada distingue: estado, rasgo y cuatro aspectos en la expresión de la ira (interiorización, exteriorización, control externo y control interno) (Spielberger, 1999). Moral, González y Landero (2010) estudiaron las propiedades psicométricas de la escala de expresión de la ira del STAXI-2 en una muestra de 226 amas de casa mexicanas. Obtuvieron un ajuste adecuado para el modelo de 4 factores correlacionados, $\chi^2/gl = 1.58$, $RMSEA = .05$, $GFI = .88$, $AGFI = .85$, aunque el factor de interiorización quedó reducido a tres indicadores (sin los ítems 3, 10 y 17). La consistencia interna de los 21 ítems retenidos fue alta ($\alpha = .89$), así como la consistencia de los tres primeros factores con seis ítems cada uno (.87 para control interno, .86 para control externo y .74 para exteriorización). El factor de interiorización, con tres ítems, mostró una consistencia interna adecuada ($\alpha = .66$). Las distribuciones de la escala y del

factor de control interno de la ira se ajustaron a una curva normal. La distribución del control externo se aproximaba a la normalidad, $Z_{K-S} = 1.40$, $p = .04$, pero exteriorización e internalización tenían distribuciones asimétricas positivas, es decir, concentradas en las puntuaciones bajas o de menor definición del rasgo.

El síndrome de burnout es un estado de cansancio físico, emocional y mental, causado por el involucrarse en situaciones emocionalmente demandantes, durante un tiempo prolongado, con logros escasos o negativos, recursos insuficientes y pobre retroalimentación (Pines, 1993). Frente al modelo de tres factores de cansancio emocional, despersonalización y falta de realización personal de Maslach y Jackson (1981), se han desarrollado modelos procesuales que distinguen características precursoras, síntomas nucleares y consecuencias (Dierendock, Schaufeli, y Buunk, 2001; Jackson, Schwab, y Schuler, 1986).

Medición del burnout en amas de casa

Moreno-Jiménez, Bustos, Matallana y Miralles (1997), desde un modelo procesual, crearon el Cuestionario Breve de *Burnout* (CBB). El CBB consta de 21 ítems teóricamente organizados en tres bloques. El primero integra factores de riesgo antecedentes al síndrome: características de la tarea (no refuerzo) y la organización (falta de apoyo y excesiva exigencia), así como tedio (monotonía y repetición). El segundo integra las características nucleares del síndrome, tomadas de Maslach y Jackson (1981) que serían agotamiento emocional, despersonalización y falta de realización. Finalmente, en el tercero se recogen tres consecuencias del síndrome sobre la salud, relaciones interpersonales y rendimiento laboral. El cuestionario tiene un formato aplicable a diversos contextos profesionales; no obstante, su empleo en el ámbito laboral de las amas de casa requirió adaptaciones en su redacción, originándose el Cuestionario de *Burnout* para Amas de Casa (CUBAC) de González, Landero y Moral (2009). Precisamente se consideró importante estudiar esta población, ya que el burnout está presente (21%), pero frecuentemente es ignorado (Soares, Grossi, y Sundin, 2007).

En el estudio de las propiedades psicométricas del CUBAC, González et al. (2009), en una muestra de 200 amas de casa, contrastaron un modelo estructural secuencial, donde antecedentes y síndrome fueron dos variables manifiestas, la primera exógena y la segunda endógena, y las tres consecuencias se manejaron como

indicadores de una variable latente endógena, obteniéndose unos índices de ajuste adecuados, $\chi^2/gl = 2.03$, $RMSEA = .07$, $GFI = .98$, $AGFI = .94$. Los antecedentes explicaron el 58.4% de la varianza del síndrome y éste explicó el 85.7% de la varianza de las consecuencias. Asimismo, obtuvieron una estructura unidimensional para cada uno de los tres aspectos que componen la escala, factorizados de forma independiente, y valores de consistencia interna altos, de .77 a .81 por el coeficiente α .

Moral et al. (2010), al analizar el CUBAC desde el conjunto de 21 ítems por análisis factorial exploratorio y confirmatorio, en una muestra de 226 amas de casa, hallaron que un modelo de dos dimensiones correlacionadas poseía el mejor ajuste, aunque se eliminaron cinco (2, 5, 12, 14 y 16) para maximizar los índices de ajuste. Una dimensión hace referencia a cansancio, afecto negativo y consecuencias de salud, laborales y sociales. La otra dimensión refleja quejas de falta de apoyo y reconocimiento. Se interpretó que estas dimensiones son consonantes con dos sistemas básicos de motivación: actividad-realización y vínculo-apoyo (Panksepp, Knutson, y Burgdorf, 2001). Además, los investigadores señalaron que la mayoría de las características nucleares del síndrome y las tres consecuencias del modelo tridimensional se ubicaron en el factor de cansancio del modelo bidimensional, y la mayoría de las características antecedentes en el factor de falta de apoyo. Así, siguiendo el modelo secuencial, el síndrome en amas de casa empezaría por quejas de falta de apoyo y reconocimiento, apuntando hacia el modelo causal de falta de equidad entre esfuerzos y resultados (Smet, Visser, Oort, Schaufeli, y de Haes, 2004). De forma más definida, la manifestación de ira, sobre todo la falta de control externo, se asoció con la fase temprana de falta de apoyo; y su interiorización, con la fase avanzada de cansancio, afecto negativo y consecuencias. El CUBAC-16 fue consistente ($\alpha = .92$), estable ($r_{11/2} = .87$), presentó una estructura bidimensional con ajuste adecuado, $\chi^2/gl = 2.64$, $RMSEA = .08$, $GFI = .86$, $AGFI = .82$, y obtuvo validez concurrente con la expresión de la ira, siendo las correlaciones de moderadas (.38 con síndrome) a bajas (.28 con consecuencias). Moral et al. (2010) proponían indagar más en las propiedades diferenciales de los dos modelos propuestos para el CUBAC, ya que ambos eran válidos.

Objetivos del estudio

Esta investigación tiene como objetivos estudiar la relación del estrés percibido con la expresión de la ira y el síndrome de burnout, validando de forma previa la estructura de dos factores correlacionados de la Escala PSS14 de Cohen et al. (1983) en una muestra de amas de casa mexicanas. Para estudiar dicha relación se someterán a prueba tres modelos de la relación del estrés percibido, expresión de la ira y burnout: el modelo en que se basa el Cuestionario de *Burnout* de Amas de Casa (CUBAC), donde los antecedentes determinan características nucleares y éstas traen las consecuencias del *burnout* (modelo 1) (González et al., 2009); otro modelo en el que el estrés percibido y la expresión de la ira son añadidos al modelo original (modelo 2); y un tercer modelo propuesto por Moral et al. (2010) para el CUBAC-16 (modelo 3). De este modo, se indagarán las propiedades diferenciales de los dos modelos propuestos para el CUBAC. Se pronostica un ajuste adecuado del modelo de dos factores correlacionados para el PSS14 y alta consistencia interna (α .80); correlaciones moderadas, de .40 a .60 entre estrés e ira, así como con *burnout*; y un mejor ajuste del modelo que incluye estrés e ira junto con los factores de cansancio y falta de apoyo (modelo 3).

Método

Participantes

Se reunió una muestra incidental de 226 mujeres dedicadas a su hogar, es decir, amas de casa, residentes en Monterrey y su zona metropolitana, estado de Nuevo León, México. La media de edad fue de 43.75 años con una desviación típica de 9.61 años, variando de 19 a 64 años. La escolaridad promedio fue de 11.18 años con una desviación típica de 3.78 años. El 87% (195 de 225) mencionó estar casada, 5% (10 de 225) soltera, 3% (7 de 225) divorciada, 2% (5 de 225) viuda, 2% (5 de 225) en unión libre y 1% (3 de 225) separada. El 85% (167 de 196) señaló que su estatus socioeconómico era medio-medio, 5% (11 de 196) medio-alto, 5% (9 de 196) medio-bajo, 4% (7 de 196) bajo y 1% (2 de 196) alto. El 91% (202 de 222) de las participantes carecía de ingresos propios y 9% (20 de 222) poseía ingresos por venta por catálogo, prestaciones sociales o pensiones. No hubo diferencia de medias de edad entre las mujeres con distinto estado civil, $F(5, 219) = 1.78, p = .12$. El 96% (214 de 224) reportó tener hijos, con una media de 3 hijos, variando de 1 a 7. El

tener hijos fue diferencial por estado civil, $LR(5, N = 224) = 38.54, p < .01$. El 70% (7 de 10) de las solteras y 1% (3 de 194) de las casadas no poseían hijos. Las restantes mujeres (divorciadas, en uniones libres, viudas y separadas) tenían hijos. Todas las solteras vivían con su familia de origen.

Instrumentos de medida

Escala de Estrés Percibido (PSS14; Cohen et al., 1983), empleándose la adaptación a población mexicana de González y Landero (2007a). La escala PSS14 evalúa el grado en que los participantes valoran las situaciones del último mes como impredecibles y fuera de control. Consta de 14 ítems con formato de respuesta tipo Likert de 5 opciones de respuesta que varían de 0 (nunca) a 4 (siempre). Para obtener la puntuación total en el PSS se deben invertir las puntuaciones de los ítems 4, 5, 6, 7, 9, 10 y 13 (restando el valor del ítem a 4) y sumar los 14 ítems. El rango varía entre 0 (mínimo estrés percibido) y 56 (máximo estrés percibido).

Escala de Expresión de Ira del Inventario de Expresión de Ira Rasgo-Estado, en su segunda edición (STAXI-2-AX/EX; Spielberger, 1999), con la traducción al español de Miguel, Casado, Cano y Spielberger (2001). Está configurada por 24 ítems tipo Likert con un rango de 1 a 4. Proporciona un índice general de la frecuencia con que la ira se manifiesta (EI). Esta escala se divide en cuatro subescalas de 6 ítems cada una: control externo (CE) (1, 5, 8, 11, 16 y 18) que evalúa la frecuencia con que la persona controla la expresión externa de la ira, control interno (CI) (19, 20, 21, 22, 23 y 24) que evalúa maniobras de control interno de la ira emprendidas por la persona, exteriorización (E) (2, 4, 6, 9, 13, 15) que evalúa la frecuencia con que una persona manifiesta la ira en relación con otras personas u objetos, e interiorización (I) (3, 7, 10, 12, 14 y 17) que evalúa la frecuencia con que los sentimientos de ira se esconden ante los demás de forma consciente. La puntuación en expresión de ira se obtiene sumando las escalas de interiorización y exteriorización, añadiendo una constante de 32 y restando las escalas de control externo e interno. Así, el rango varía de 0 a 68. En la muestra estadounidense de 1,900 sujetos, la consistencia interna de la subescalas varió de .82 a .75 (Spielberger, 1999).

Cuestionario de *Burnout* para Amas de Casa (CUBAC) de González et al. (2009), adaptado del Cuestionario Breve de *Burnout* (CBB) de Moreno-Jiménez et

al. (1997). Consta de 21 ítems tipo Likert con un rango de respuesta de 1 a 5, organizados en tres escalas: características precursoras o de riesgo (9 ítems: 2, 4, 6, 8, 9, 10, 14, 16 y 20), síndrome (9 ítems: 1, 3, 5, 7, 11, 12, 15, 18 y 19) y consecuencias del síndrome (3 ítems: 13, 17 y 21). Cinco ítems están redactados en sentido inverso (2, 4, 8, 9 y 16).

Procedimientos

Se trata de un estudio ex post facto con un diseño no experimental de tipo transversal. Se estipuló como criterio de inclusión: “ser mujer dedicada a sus labores, de 18 a 65 años”; y como criterios de exclusión: “no saber leer ni escribir o presentar alguna disfunción cognitiva que dificulte una adecuada comprensión lectora o ejecución motora de la escritura”. Se incluyeron todas las categorías de estado civil y aquellas mujeres que tenían ingresos propios, que fueron por venta por catálogo, prestaciones sociales o pensiones.

La muestra se obtuvo de octubre a noviembre de 2008, con la participación de las alumnas de licenciatura a quienes, en materias de metodología, se les solicitó aplicar dos encuestas a amas de casa, que no fuesen familiares suyos, pero a las que tuvieran fácil acceso. Se pidió a cada persona encuestada el consentimiento informado. A las alumnas se les compensó con puntos extra, sin que hubiese remuneración para las mujeres encuestadas. El manejo de los datos se realizó con estricta confidencialidad y apego a los estándares éticos de la APA (2002).

Análisis de datos

Para determinar la estructura dimensional de la escala PSS14 se empleó análisis factorial exploratorio (AFE) y confirmatorio (AFC). El AFE se realizó por Componentes Principales, rotando la solución factorial por un método oblicuo (*Oblimin*). El AFC se llevó a cabo por Máxima Verosimilitud (ML), desde la matriz de correlaciones, con modelos de factores correlacionados y residuos independientes. Los modelos de ecuaciones estructurales (MSE) también se estimaron por ML, dejando los residuos independientes. Para el cálculo de la consistencia interna se usó el coeficiente alfa de Cronbach (α); el ajuste de las distribuciones a una curva normal se contrastó por la prueba de Kolmogorov-Smirnov (Z_{K-S}); y la validez concurrente por medio de la correlación lineal de Pearson (r).

Resultados

Con los puntos de corte propuesto por Jiménez et al. (1997) (> 64 para CUBAC21, > 29 para antecedentes, > 25 para síndrome y > 8 para consecuencias) se tendría, en la presente muestra, 14.6% de las amas de casa con rasgos de síndrome completo (33 de 226), 10.6% con rasgos antecedentes de *burnout* (24 de 226), 24.8% con rasgos de síndrome (56 de 226) y 20.8% con consecuencias (47 de 226) en el CUBAC-21.

Análisis factorial, consistencia interna y distribución de PSS14

Desde el AFE, con base en el criterio de Kaiser (autovalores mayores a 1), se definen tres componentes factoriales que explican el 56.41% de la varianza total. El primero de 6 ítems de control del estrés (4, 5, 6, 7, 9 y 13) con consistencia interna alta ($\alpha = .84$), el segundo de descontrol también con 6 ítems (1, 2, 3, 8, 11 y 14) consistentes ($\alpha = .78$), y el tercero sólo con dos ítems (10 y 12), uno de descontrol con signo negativo (*con qué frecuencia has pensado sobre las cosas que no has terminado, pendientes de hacer*) y otro de control con signo positivo (*con qué frecuencia has sentido que tienes el control de todo*), que reflejan un contenido de seguridad y presentan baja consistencia ($\alpha = .29$), aún tras invertir el ítem 12 para evitar un valor negativo (-.40). Con base en el criterio de Cattell se definen dos componentes factoriales, al quedar dos autovalores por encima del punto de inflexión de la curva de sedimentación (Figura 1), los cuales explican el 49.12% de la varianza total. El primero está integrado por los siete ítems de control del estrés (por orden de carga factorial: 5, 6, 9, 4, 7, 13 y 10), variando las saturaciones de .85 a .52, siendo su consistencia interna alta ($\alpha = .84$). El segundo componente está definido por los siete ítems de manifestación del estrés (por orden de carga factorial: 14, 3, 2, 11, 8, 1 y 12), variando las saturaciones de .71 a .56, siendo su consistencia interna también alta ($\alpha = .78$). La correlación entre los dos componentes es inversa y baja, $r = -.24$, $p < .01$.

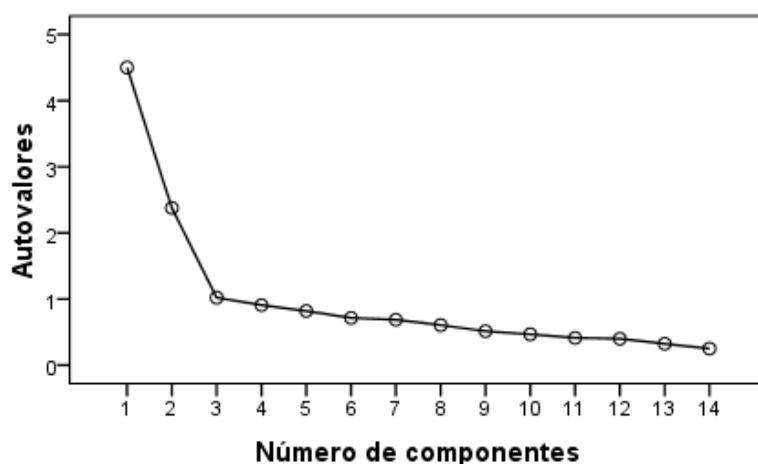


Figura 1. Curva de sedimentación de los 14 reactivos de la escala PSS14.

La consistencia interna de los 14 ítems es alta ($\alpha = .82$). La media de la escala PSS14 es 21.78 con una desviación típica de 7.58 y una mediana de 22. La distribución es simétrica, $Sk = 0.16$, $EE = 0.16$, y mesocúrtica, $K = -0.09$, $EE = 0.32$, ajustándose a una curva normal, $Z_{K-S} = 0.80$, $p = .55$. También las distribuciones de los dos factores se ajustan a una curva normal. La media del factor de control del estrés, con las puntuaciones invertidas, es de 8.60 con una desviación típica de 4.58. La media del factor de falta control del estrés es de 13.18 con una desviación típica de 4.82. La media del segundo factor es significativamente más alta que la del primero, $r = .30$, $p < .01$, $t(225) = 12.42$, $p < .01$; es decir, las encuestadas reconocen más estrés con los ítems directos (manifestación), siendo sus respuestas más inconsistentes ($\alpha = .78$) que con los ítems inversos (control) ($\alpha = .84$).

El promedio obtenido en la PSS14 en amas de casa ($M = 21.78$, $DT = 7.58$) es equivalente, $t(225) = -1.03$, $p = .30$, al obtenido en mujeres estudiantes mexicanas ($M = 22.3$, $DT = 7.20$) (González y Landero, 2007a), pero es significativamente menor, $t(225) = -15.25$, $p < .01$, al observado en una muestra de madres mexicanas bajo el efecto de un estresor severo, como es el recibir el diagnóstico de cáncer de un hijo ($M = 29.47$, $DT = 7.68$) (Moral y Martínez, 2009).

Por AFC se contrasta el modelo de dos factores correlacionados con siete indicadores cada uno. Todos sus parámetros son significativos (Figura 2). El ajuste a los datos es adecuado sin alcanzar ningún índice un valor de buen ajuste. El modelo no se mantiene por la prueba ji-cuadrado ($p < .01$). Si se reduce un indicador en cada factor

(ítem 10 en el factor de control y 12 en el factor de estrés), el ajuste, aunque con mejoría estadísticamente significativa, $d\chi^2(76 - 53 = 23) = 177.04 - 177.18 = 59.86$, $p < .01$, sigue siendo adecuado. Si se reducen dos indicadores en cada factor (ítems 10 y 13 en el factor de control e ítems 1 y 12 en el factor de estrés), el ajuste alcanza a ser bueno, salvo que el modelo se rechaza por la prueba ji-cuadrado, $\chi^2(34, N = 226) = 58.66$, $p < .01$, y el residuo de aproximación cuadrático medio es mayor a .05 ($RMS EA = .06$) (Tabla 1).

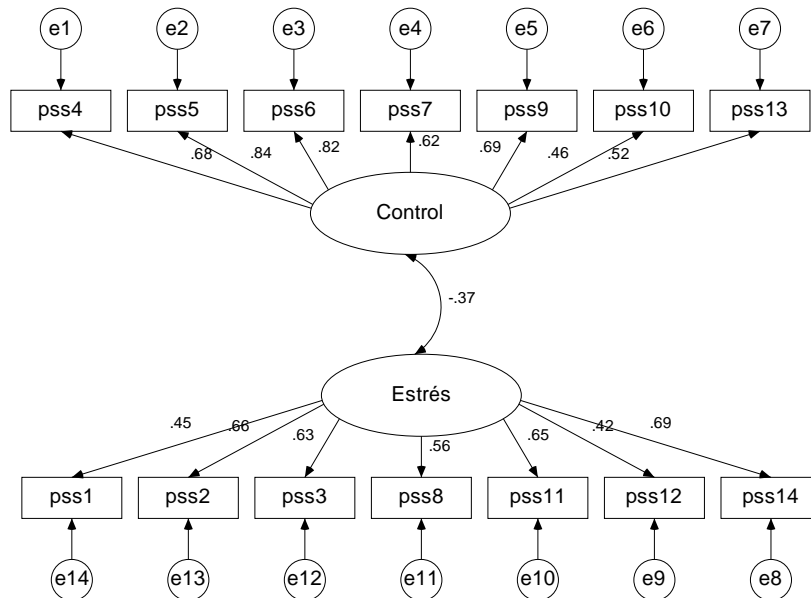


Figura 2. Modelo estandarizado de dos factores correlacionados para PSS14.

Tabla 1. Índices de ajuste de tres modelos de dos factores correlacionados para la escala PSS

Índices de ajuste	Ajuste		Modelos		
	Bueno	Malo	2FCorr-14	2FCorr-12	2FCorr-10
χ^2_{ML}	< 2 gl	> 3 gl	177.037	117.180	58.659
gl			76	53	34
p	> .05	< .01	.000	.000	.005
χ^2/gl	< 2	> 3	2.329	2.211	1.725
GFI	> .95	< .90	.901	.918	.950
AGFI	> .90	< .80	.862	.879	.917
NFI	> .90	< .80	.838	.877	.926
IFI	> .95	< .90	.901	.929	.968
CFI	> .95	< .90	.899	.928	.967
RMSEA			.077	.073	.057
IC del 90% [LI y LS]	< .05	> .099	[.062, .092]	[.055, .091]	[.031, .081]

Índices de contraste: χ^2_{ML} : ji-cuadrado para el modelo estimado por Máxima Verosimilitud, *gl*: grados de libertad de ji-cuadrado, *p*: probabilidad de ji-cuadrado, χ^2/gl : Cociente de ji-cuadrado por sus grados de libertad, *GFI*: índice de bondad de ajuste de Jöreskog-Sörbom, *AGFI*: índice de bondad de ajuste corregido de Jöreskog-Sörbom, *NFI*: índice de ajuste normalizado de Bentler-Bonett, *IFI*: índice incremental de ajuste (coeficiente delta2 de Bollen), *CFI*: índice comparativo de ajuste de Bentler y *RMSEA*: Error cuadrático medio de aproximación de Steiger-Lind. Modelos: *2FCorr-14*: Estrés (1, 2, 3, 8, 11, 12 y 14) y Control (4, 5, 6, 7, 9, 10 y 13); *2FCorr-12*: Estrés (1, 2, 3, 8, 11 y 14) y Control (4, 5, 6, 7, 9 y 13); *2FCorr-10*: Estrés (2, 3, 8, 11 y 14) y Control (4, 5, 6, 7 y 9).

Correlación de PSS14 con expresión de la ira y burnout

La escala PSS14 se maneja con sus 14 ítems y dos factores. Para el cálculo de la puntuación total de expresión de ira (EI) se realiza un ajuste al haberse eliminado tres ítems (3, 10 y 17). Se suma como constante 24. Como en el cálculo original, se suman las dos escalas de interiorización y exteriorización y se les resta las dos escalas de control ($EI = 24 + E + I - CE - CI$). Así, la puntuación en EI puede variar de 0 a 39. Las puntuaciones en los factores se obtienen por suma simple de ítems. Dos factores van en sentido de expresión de ira (E e I) y dos en sentido de control (CE y CI). Cada factor se define por la suma de sus seis ítems, salvo internalización que queda reducida a tres (7, 12 y 14). El CUBAC se maneja como suma de 21 ítems (CUBAC-21) y tres factores (Antecedentes, Síndrome y Consecuencias) y como suma de 16 ítems (CUBAC16) y dos factores (F1: Falta de apoyo y reconocimiento, así como F2: Cansancio, afecto negativo y consecuencias), sin los ítems (2, 5, 12, 14 y 16) (Tabla 2).

Tabla 2. Correlaciones del PSS14 con CUBAC-21 y CUBAC-16

Estrés percibido	Ira (STAXI-2-AX)			
	Expresión de la Ira	Control interno	Control externo	Exteriorización
PSS14	.570**	-.386**	-.501**	.408**
Control del estrés	-.467**	.390**	.472**	-.203**
Manifestación del estrés	.453**	-.237**	-.340**	.449**
Burnout en amas de casa (CUBAC)				
	CUBAC21	Antecedentes	Síndrome	Consecuencias
PSS14	.454**	.404**	.436**	.406**
Control del estrés	-.320**	-.348**	-.264**	-.248**
Manifestación del estrés	.410**	.306**	.436**	.403**
	CUBAC16	Cansancio	Falta de apoyo	
PSS14	.454**	.388**	.448**	
Control del estrés	-.315**	-.245**	-.347**	
Manifestación del estrés	.415**	.377**	.375**	

$N = 226$, ** $p < .001$

PSS14 (Escala de estrés percibido) = $i1 + i2 + i3 + (4 - i4) + (4 - i5) + (4 - i6) + (4 - i7) + i8 + (4 - i9) + (4 - i10) + i11 + i12 + (4 - i13) + i14$. Control del estrés = $i4 + i5 + i6 + i7 + i9 + i10 + i13$ y Manifestación del estrés = $i1 + i2 + i3 + i8 + i11 + i12 + i14$.

STAXI-2-AX/EX: Expresión de la ira (EI) = $24 + E + I - CI - CE$, siendo: Exteriorización (E) = $i2 + i4 + i6 + i9 + i13 + i15$, Interiorización (I) = $i7 + i12 + i14$, Control Interno (CI) = $i19 + i20 + i21 + i22 + i23 + i24$ y Control Externo (CE) = $i1 + i5 + i8 + i11 + i16 + i18$.

CUBAC21 = A + S + C, siendo Antecedentes (A) = $(6 - i2) + (6 - i4) + i6 + (6 - i8) + (6 - i9) + i10 + i14 + (6 - i16) + i20$, Síndrome (S) = $i1 + i3 + i5 + i7 + i11 + i12 + i15 + i18 + i19$ y Consecuencias (C) = $i13 + i17 + i21$.

CUBAC16 = F1 + F2, siendo F1 (Cansancio, afecto negativo y consecuencias) = $i1 + i6 + i7 + i13 + i15 + i17 + i18 + i19 + i20 + i21$ y F2 (Falta de apoyo y reconocimiento) = $i3 + (6 - i4) + (6 - i8) + (6 - i9) + i10 + i11$.

La correlación de la escala PSS14 con expresión de la ira (EI) es directa y moderada ($r = .57$), siendo más alta la correlación del factor de control de estrés ($r = -.47$) que la del factor de estrés de PSS14 ($r = .45$). Las correlaciones más altas de la escala PSS14 y su factor de control son con el factor de control de la ira ($r = -.50$ y $r = .47$, respectivamente) y las más bajas con interiorización de la ira ($r = .35$ y $r = -.18$, respectivamente). La correlación más alta del factor de estrés del PSS14 es con exteriorización de la ira ($r = .45$) y la más baja con control interno de la ira ($r = -.24$) (Tabla 2).

La correlación de PSS14 con el CUBAC-21 es directa y moderada ($r = .45$). La escala PSS14 y el factor de estrés correlacionan más con síndrome ($r = .44$, ambas) y el factor de control del estrés con antecedentes ($r = -.35$) (Tabla 2).

La correlación entre el estrés percibido y la escala CUBAC-16 es significativa, directa y moderada ($r = .45$), equivalente a la anterior con el CUBAC-21. El factor de estrés de PSS14 ($r = .45$) tiene una correlación más alta con el CUBAC-16 que el factor de control ($r = -.31$). Las correlaciones de la puntuación total del PSS14 y su factor de control son más altas con el factor de falta de apoyo y reconocimiento del CUBAC-16 ($r = .45$ y $r = -.35$, respectivamente) que con el factor de cansancio ($r = .39$ y $r = -.24$, respectivamente). El factor de estrés del PSS14 correlaciona ligeramente más alto con el factor de cansancio del CUBAC-16 ($r = .38$) que con el factor de falta de apoyo y reconocimiento ($r = .37$) (Tabla 2).

Modelo estructural de estrés percibido, expresión de la ira y factores del burnout

Se contrastan tres modelos por MSE. En primer lugar el modelo teórico en el que se basa la escala CUBAC-21, sin incluir el estrés percibido ni la expresión de la ira (modelo 1). En este modelo los antecedentes del *burnout*, como variable manifiesta exógena, determinan las características nucleares del síndrome que aparecen como una variable manifiesta endógena. El síndrome determina las consecuencias que son una variable latente endógena con tres indicadores. Este modelo presenta buen ajuste a los datos. Todos sus parámetros son significativos. Se mantiene por la prueba ji-cuadrado, $\chi^2(5, N = 226) = 9.13, p = .10$. Todos los índices adoptan valores de buen ajuste, (e.g., χ^2/df , *GFI*, *AGFI*, *NFI*, *IFI*, *CFI*), salvo el residuo de aproximación cuadrático medio

que toma un valor adecuado ($RMS\ EA = .06$). El modelo explica el 59% de la varianza del síndrome y 84% de la varianza de las consecuencias (Figura 3 y Tabla 3). Las consecuencias fueron manejadas como variable latente, ya que en caso contrario hay errores en el cálculo, apareciendo residuos negativos, aún cuando queda un grado de libertad.

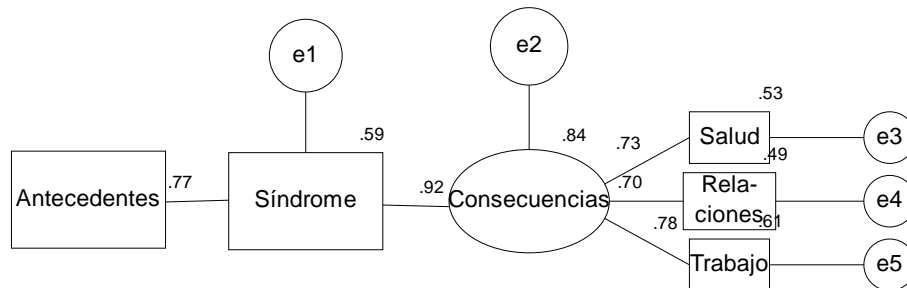


Figura 3. Modelo 1 estandarizado.

Tabla 3. Índices de ajuste de tres modelos de estrés percibido, expresión de la ira y burnout

Índices de ajuste	Ajuste		Modelos		
	Bueno	Malo	Modelo 1	Modelo 2	Modelo 3
χ^2	< 2 gl	> 3 gl	9.129	19.450	0.918
gl			5	12	1
p	> .05	< .01	.104	.078	.338
χ^2/gl	< 2	> 3	1.826	1.621	0.918
GFI	> .95	< .90	.985	.977	.998
AGFI	> .90	< .80	.954	.946	.980
NFI	> .90	< .80	.986	.976	.996
IFI	> .95	< .90	.944	.991	1
CFI	> .95	< .90	.993	.990	1
RMSEA	< .05	> .099	.061	.053	.000
IC 90% [LI, LS]			[.000, .122]	[.000, .094]	[.000, .173]

Índices de contraste: χ^2_{ML} : ji-cuadrado para el modelo estimado por Máxima Verosimilitud, gl : grados de libertad del estadístico ji-cuadrado, p : probabilidad del estadístico ji-cuadrado, χ^2/gl : Cociente de ji-cuadrado por sus grados de libertad, GFI : índice de bondad de ajuste de Jöreskog-Sörbom, $AGFI$: índice de bondad de ajuste corregido de Jöreskog-Sörbom, NFI : índice de ajuste normalizado de Bentler-Bonett, IFI : índice incremental de ajuste (coeficiente delta2 de Bollen), CFI : índice comparativo de ajuste de Bentler y $RMSEA$: Error cuadrático medio de aproximación de Steiger-Lind. Modelo 1 (Figura 3), modelo 2 (Figura 4) y modelo 3 (Figura 5).

El segundo modelo contempla los antecedentes como determinantes de estrés percibido y síndrome, el estrés percibido como determinante de la expresión de la ira y del síndrome, la expresión de la ira como determinante de los antecedentes, y finalmente el síndrome como determinante de las consecuencias. Este modelo carece de variables exógenas. Todas sus variables son manifiestas, salvo las consecuencias que es una variable latente con tres indicadores. Todos los parámetros del modelo son significativos. Se mantiene por la prueba ji-cuadrado, $\chi^2(12, N = 226) = 19.45, p = .08$.

Los índices contemplados adoptan valores de buen ajuste (χ^2/df , *GFI*, *AGFI*, *NFI*, *IFI* y *CFI*), salvo el residuo de aproximación cuadrático medio que toma un valor adecuado (*RMS EA* = .05). El modelo indica que la expresión de la ira contribuye al 13% de la varianza de los antecedentes. El modelo explica el 61% de la varianza del síndrome y 84% de la varianza de las consecuencias, asimismo el 32% de la varianza de la ira y 15% del estrés. La varianza explicada del síndrome sólo se incrementa en un 2% en comparación con el primero. Por la prueba de la diferencia de los estadísticos ji-cuadrado el ajuste es estadísticamente equivalente entre ambos modelos, $d\chi^2(12 - 5 = 7) = 19.45 - 9.13 = 10.32, p = .17$) (Figura 4 y Tabla 3).

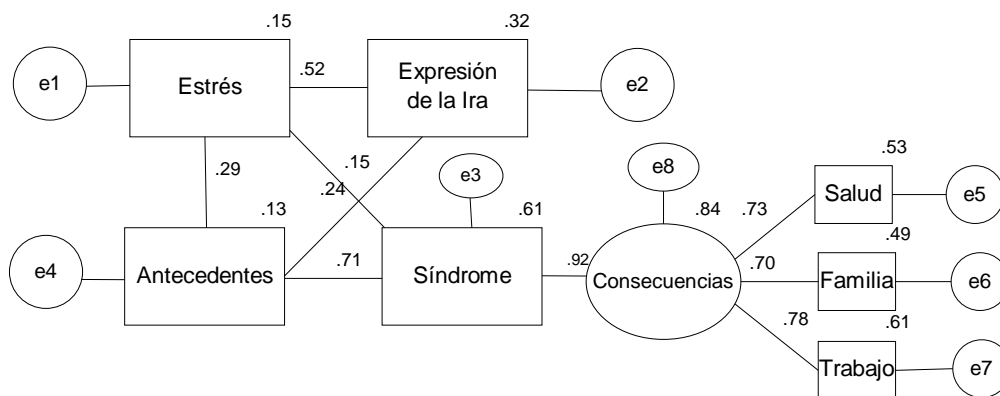


Figura 4. Modelo 2 estandarizado.

Se define un tercer modelo, donde el estrés percibido es un determinante de expresión de la ira y del factor tardío de cansancio, afecto negativo y consecuencias. La expresión de la ira es un determinante de la queja de falta de apoyo y reconocimiento y esta última es un determinante del factor de cansancio, afecto negativo y consecuencias y de estrés percibido. De nuevo, carece de variables exógenas. Sus cuatro variables son manifiestas. Es el que presenta mejor ajuste. Todos sus parámetros son significativos. Se mantiene por la prueba ji-cuadrado, $\chi^2(1, N = 226) = 0.92, p = .34$. Todos los índices contemplados adoptan valores de buen ajuste (χ^2/df , *RMSEA*, *GFI*, *AGFI*, *NFI*, *IFI*, *CFI*). Por la prueba de las diferencias de los estadísticos ji-cuadrado, el ajuste de este tercer modelo es estadísticamente mejor que el ajuste del primer modelo, $d\chi^2(5 - 1 = 4) = 9.13 - 0.92 = 8.21, p < .01$, y el segundo, $d\chi^2(12 - 1 = 11) = 19.45 - 0.92 = 18.53, p < .01$. El modelo indica que la expresión de la ira contribuye al 9% de la varianza de falta de apoyo y reconocimiento. El modelo explica el 40% de la varianza de cansancio,

afecto negativo y consecuencias, asimismo el 32.5% de la varianza de la expresión de la ira y 20% del estrés percibido (Figura 5 y Tabla 3).

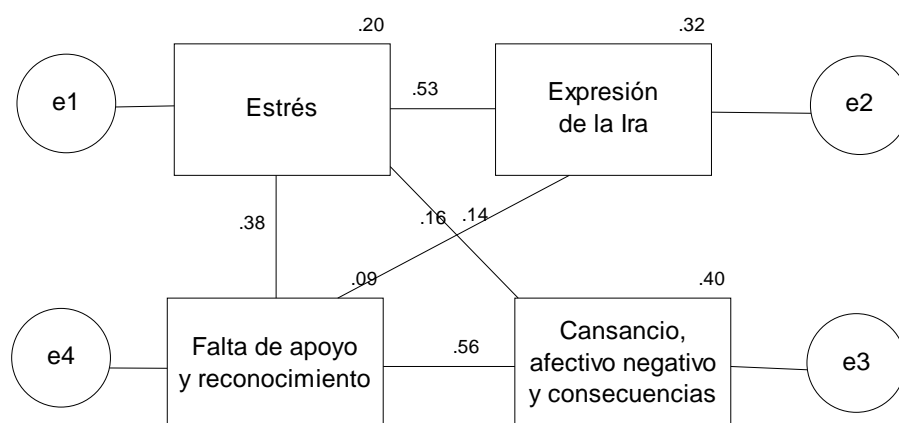


Figura 5. Modelo 3 estandarizado.

Discusión

La validación de la Escala de Estrés Percibido en amas de casa

El modelo de dos factores correlacionados de la escala PSS14 presenta un ajuste adecuado a los datos en esta muestra de mujeres casadas mexicanas, tal como también se observó en otra muestra mexicana con estudiantes universitarios (González y Landero, 2007a) y de parejas casadas (Moral y Martínez, 2009). La consistencia interna es equivalente entre los tres estudios, al igual que el estudio original de Cohen et al. (1983). La estructura factorial a nivel de interpretación debe considerarse unidimensional, ya que los factores no introducen matices conceptuales diferenciales, sino patrones diferenciales de activación de esquemas ante el sentido de la pregunta (descontrol o negativo y control o positivo), como a continuación se argumenta.

El valor del coeficiente alfa de Cronbach no alcanza un valor de .90 o mayor que sería más propio de una escala unidimensional. Esto se debe a dos motivos. En primer lugar el número reducido de ítems. Con un mayor número se podría incrementar la consistencia, pero seguramente el ajuste por análisis factorial confirmatorio sería peor. En segundo lugar por la naturaleza de los factores que se definen. Un factor agrupa a los ítems de control del estrés y otro a los ítems directos de manifestaciones del estrés. Si la rotación se hubiese hecho por un método ortogonal, como Varimax, el factor de control explicaría el 27% de la varianza y el factor de expresión de estrés el 22%. El patrón de

respuestas es más consistente a las preguntas hechas en sentido de control y el promedio significativamente más bajo. Por lo tanto, reflejan patrones de respuestas diferenciales en función de la dirección que toma la redacción (directa o inversa), esto es, en función de los esquemas activados. Ante la pregunta de control, se reconoce menos estrés, de forma muy consistente, tomando más peso estas respuestas por su mayor consistencia. Ante las preguntas de manifestación del estrés, se matiza más, resultando las respuestas menos consistentes, se evidencia más estrés, pero toma menos peso en la varianza total por su menor consistencia, siendo la correlación entre ambos patrones de baja (por AFE) a moderada-baja (por AFC). No consideramos que este patrón diferencial sea efecto de la deseabilidad social, ya sea en su factor de autoengaño o manejo de la impresión (Paulhus, 1998). Se interpreta que es consecuencia de esquemas afectivos activados, de ahí la importancia de equilibrar en la integración de la escala ambos factores (Baker, Thomas, Thomas, y Owens, 2007). Naturalmente esta afirmación se hace a modo de hipótesis, ya que requiere su contraste.

El ajuste de la escala PSS14 mejora con la reducción de indicadores por factor (cinco). No obstante, el ajuste es adecuado con siete por factor y la consistencia interna alta, de ahí consideramos que no requiere de eliminación de ítems, pudiéndose juzgar su validación como adecuada en muestras mexicanas, como antes se afirmó. La solución de tres factores claramente es inadecuada por la baja consistencia del tercer factor que se ha denominado de seguridad, definido por sólo dos indicadores.

Se propone el punto de corte de 30 o más para considerar casos de alto nivel de estrés. Éste queda justo por encima del promedio de las madres de pacientes oncológicos pediátricos (Moral y Martínez, 2009), coincide con el promedio de mujeres con fibromialgia (González et al., 2009) y se ubica una desviación típica de la media de población no clínica (González y Landero, 2007a). En el presente estudio, como en el de Moral y Martínez (2009), las distribuciones de la escala y sus factores se ajustaron a una curva normal, lo que refuerza más el considerar una desviación típica de la media.

Relación del estrés percibido con la ira y el burnout

El estrés percibido tiene una correlación más alta con la expresión de la ira que con el burnout en estas amas de casa. Así, la percepción de estrés conlleva con frecuencia una mayor expresión de ira, lo cual es un correlato bien establecido en la literatura de la psicología de la salud (Spielberger, 1999). Las correlaciones más altas

del factor de control del estrés de PSS14 con expresión de la ira frente al factor de manifestación del estrés deben atribuirse a su consistencia interna más alta; de igual modo, las correlaciones más bajas con interiorización de la ira se deben a la menor consistencia interna de esta subescala del STAXI-2-AX/EX. De forma congruente, el control del estrés correlaciona con un valor más alto con control de la ira, así como la manifestación del estrés correlaciona con un valor más alto con exteriorización de la ira; lo que claramente refleja validez de constructo de la escala PSS14.

Aunque la correlación de la escala PSS14 con burnout es más baja que con estrés percibido, sigue siendo moderada. El control del estrés correlaciona con mayor magnitud con antecedentes y falta de apoyo y reconocimiento; a su vez, la manifestación del estrés correlaciona con mayor magnitud con síndrome y cansancio. Lo que indica que la manifestación fuerte del estrés aparece en la fase de síndrome. Debe señalarse que las correlaciones en magnitud de ambos modelos del CUBAC son equivalentes.

Modelo del CUBAC

Entre los estudios de González et al. (2009) y Moral et al. (2010) sobre el cuestionario CUBAC había una diferencia en la composición de la muestra. En el primero, se excluyen aquellas amas de casa con ingresos propios y solteras sin hijos con el fin de tener una muestra más homogénea, además se sustituyeron los valores perdidos por la media de la variable para evitar problemas de cálculo con el programa estadístico AMOS. En el segundo no se realizó dicha exclusión ya que la actividad laboral fuera del hogar era mínima en tiempo e ingresos, y no se dio ningún tratamiento a los valores perdidos al no requerirlo el programa STATISTICA. El presente estudio se basó en la muestra de 226 amas de casa de Moral et al. (2010), además se sustituyeron los valores perdidos por las medias de las variables, como en el estudio de González et al. (2009). Los datos apoyan los tres modelos. El modelo secuencial base de Moreno-Jiménez et al. (1997) tiene buen ajuste en esta muestra amplia. También lo posee el modelo que incluye al estrés percibido y a la expresión de la ira. No obstante, el ajuste es diferencialmente mejor para el modelo, donde la queja de falta de apoyo y reconocimiento lleva a cansancio, afecto negativo y consecuencias en la salud, relaciones interpersonales y rendimiento, actuando el estrés percibido inespecífico y la expresión de la ira como un círculo vicioso que incrementa la queja de falta de apoyo y

reconocimiento, además de intervenir el estrés percibido como agravante en la fase tardía de cansancio, afecto negativo y consecuencias. Debe señalarse que, en los dos primeros modelos estructurales, el coeficiente de determinación estandarizado del síndrome sobre las consecuencias es casi perfecto ($\beta = .92$), lo que puede indicar que los dos componentes son un mismo aspecto, como aparece en el tercer modelo, bajo la variable de cansancio, afecto negativo y consecuencias. Estos datos reflejan que la falta de asertividad, por parte de la mujer, junto con la insensibilidad, por parte del entorno familiar, contribuyen a la evolución del síndrome, para que éste finalmente se manifieste de forma simultánea con cansancio, afecto negativo y consecuencias. Por lo tanto, una intervención preventiva debería ser sensible a las quejas de falta de apoyo y reconocimiento, por las amas de casa, para desarrollar asertividad y fuentes de recursos alternativas, con las cuales poder afrontar el estrés percibido generado por la falta de apoyo y reconocimiento, además por otros factores no contemplados, como sobrecarga de tareas, desobediencia o problemas escolares de los hijos y distanciamiento del cónyuge.

Como se indicó en la justificación de la investigación, el síndrome de burnout es importante en amas de casa, pero ignorado desde la ceguera hacia este sector, cuando está bien estudiado en personal sanitario (Bernaldo y Labrador, 2007), docentes (Moriani y Herruzo, 2004) y estudiantes (González y Landero, 2007b), entre otros. Casi un quinto de la muestra tiene burnout, que es una proporción ligeramente más baja que la reportada por Soares et al. (2007) en Suecia, con un 21% en amas de casa y mujeres con doble jornada; pero, de igual forma, remarca la importancia de su estudio y atención.

Con la limitación de carecer de una muestra probabilística y contar sólo con datos de autorreporte, se concluye que la escala PSS14 es válida en población mexicana de amas de casa. La escala resulta consistente, cuenta con un modelo subyacente de dos factores correlacionados que pueden reflejar activación diferencial de esquemas emocionales, al formularse las preguntas en sentido de control o manifestación del estrés, además muestra validez concurrente con la expresión de la ira, medida por la escala STAXI-2-AX y burnout, medido por el CUBAC. El modelo de dos factores correlacionados para el CUBAC-16 se muestra sólido y fue el que mostró el mejor ajuste al ser transformado en un modelo de senderos, donde el estrés percibido, determinado por la falta de apoyo y reconocimiento, incrementa la expresión de ira, lo

que contribuye más a la queja de falta de apoyo, y lleva al cansancio, más afecto negativo y consecuencias; asimismo la falta de apoyo determina el cansancio. No obstante, el modelo original cuenta con un buen ajuste, incluso al añadir el estrés percibido como determinante de síndrome e ira y la ira como determinante de los antecedentes. Por lo tanto, los dos modelos propuestos para el CUBAC son válidos. Se requieren nuevos estudios para replicar estos resultados e indagar los alcances heurísticos de ambos modelos e implicaciones para el tratamiento y la prevención.

Referencias

- American Psychological Association (2002). Ethical principles of psychologists and code of conduct. *American Psychologist*, 57(12), 1060-1073.
- Baker, R., Thomas, S., Thomas, P., y Owens, M. (2007). Development of an emotional processing scale. *Journal of Psychosomatic Research*, 62(2), 167-178.
- Bernaldo, M., y Labrador, F. J. (2007). Evaluación del estrés laboral y *burnout* en los servicios de urgencia extrahospitalaria. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(2), 323-335.
- Cohen, S., Kamarak, T., y Mermelstein, R. (1983). A global measure of perceived stress. *Journal of Health and Social Behavior*, 24, 385-396.
- Dierendock, D. V., Schaufeli, W. B., y Buunk, B. P. (2001). Toward a process model of burnout: A secondary analysis. *European Journal of Work and Organizational Psychology*, 10(1), 41-52.
- González, M. T., y Landero, R. (2007a). Factor structure of the perceived stress scale in a sample from Mexico. *The Spanish Journal of Psychology*, 10(1), 199-206.
- González, M. T., y Landero, R. (2007b). Escala de cansancio emocional (ECE) para estudiantes universitarios: propiedades psicométricas en una muestra de México. *Anales de Psicología*, 23(2), 253-257.
- González, M. T., Landero, R. y Moral, J. (2009). Cuestionario de burnout para amas de casa (CUBAC): Evaluación de sus propiedades psicométricas y del modelo secuencial de burnout. *Revista Universitas Psychologica*, 8(2), 533-544.

- Jackson, S. E., Schwab, R. L., y Schuler, R. S. (1986). Toward an understanding of the burnout phenomenon. *Journal of Applied Psychology*, 71(4), 630-640.
- Lazarus, R. (1999). *Stress and emotion. A new synthesis*. New York: Springer.
- Maslach, C., y Jackson, S. E. (1981). *The Maslach Burnout Inventory. Manual*. (2a ed.) Palo Alto, CA: Consulting Psychologist Press.
- Miguel-Tobal, J. J., Cano-Vindel, A., Casado, M. I., y Spielberger, C. D. (2001). *Inventario de Expresión de la Ira Estado-Rasgo (STAXI-2)*. Madrid: TEA.
- Moral, J., González, M., y Landero, R. (2010). Factor structure of the STAXI and its relationship to the burnout in housewives. *The Spanish Journal of Psychology*, 13(1), 411-423.
- Moral, J., y Martínez, J. (2009). Reacción ante el diagnóstico de cáncer en un hijo: estrés y afrontamiento. *Psicología y Salud*, 19(2), 189-196.
- Moreno-Jiménez, B., Bustos, R., Matallana A., y Miralles T. (1997). La evaluación del burnout. Problemas y alternativas. El CCB como evaluación de los elementos del proceso. *Revista de Psicología del Trabajo y las Organizaciones*, 12(2), 185-207.
- Moriana-Elvira, J. A., y Herruzo-Cabrera, J. (2004). Estrés y burnout en profesores. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 4(3), 597-621.
- Panksepp, J., Knutson, B., y Burgdorf, J. (2001). The role of brain emotional systems in addictions: A neuro-evolutionary perspective and new self-report animal model. *Addiction*, 97(4), 459-469.
- Pines, A. M. (1993). Burnout: An existencial perspective. En W.B. Schaufeli, C. Maslach, y T. Marek (Eds), *Professional Burnout. Recent developments in theory and Research* (pp. 33-51). London: Taylor y Francis.
- Smets, E. M. A., Visser, M. R. M., Oort, F.J., Schaufeli, W. B., y de Haes, J. C. J. M. (2004). Perceived inequity: does it explain burnout among medical specialists? *Journal of Applied Social Psychology*, 34(9), 1900-1918.
- Soares, J. J .F., Grossi, G., y Sundin, Ö. (2007). Burnout among women: associations with demographic/socio-economic, work, life-style and health factors. *Archives of Women's Mental Health*, 10(2), 61-72.

- Spielberger, C. D. (1999). *State-Trait Anger Expression Inventory-2 (STAXI-2). Professional Manual*. Florida: Psychological Assessment Resources.
- Spielberger, C. D., Reheiser, E. C. y Sydeman, S. J. (1995). Measuring the experience, expression, and control of anger. En H. Kassirer (Ed.), *Anger disorders: Definitions, diagnosis and treatment* (pp. 49-67). Washington: Taylor and Francis.

Instrucciones

Envíos de artículos

La *Revista Iberoamericana de Psicología y Salud* publica artículos en español o inglés de carácter científico en cualquier temática de la Psicología y Salud. Es, por tanto, el objetivo de la revista la interdisciplinariedad. Los artículos han de ser originales (los autores se responsabilizan de que no han sido publicados ni total ni parcialmente) y no estar siendo sometidos para su evaluación o publicación a ninguna otra revista. Las propuestas de artículos han de ser enviadas en formato electrónico por medio de correo electrónico al director o a los editores asociados acorde a la temática que coordinan. El envío por correo postal sólo se admitirá en casos debidamente justificados a la dirección de la revista (Ramón González Cabanach, Revista Iberoamericana de Psicología y Salud, Universidad de A Coruña, Escuela Universitaria de Fisioterapia, Campus de Oza, 15006, A Coruña, España).

Revisión

Los trabajos serán revisados en formato de doble ciego, siendo los revisores anónimos para los autores y los autores para los revisores. Los revisores serán externos e independientes de la revista que los seleccionará por su experiencia académica, científica o investigadora en la temática objeto del artículo.

Copyright

El envío de trabajos a la *Revista Iberoamericana de Psicología y Salud* lleva implícito que los autores ceden el copyright a la revista para su reproducción por cualquier medio, si éstos son aceptados para su publicación.

Permisos y responsabilidad

Las opiniones vertidas así como sus contenidos de los artículos publicados en la *Revista Iberoamericana de Psicología y Salud* son de responsabilidad exclusiva de los autores y no reflejan la opinión ni la política de la revista. Asimismo, los autores se responsabilizan de la obtención del permiso correspondiente para incluir material ya publicado. Del mismo modo, los autores se responsabilizan de que los trabajos publicados estén realizados conforme a los criterios éticos que rigen la investigación o experimentación con humanos y animales, y sean acordes a la deontología profesional.

Estilo

Los trabajos deberán ajustarse a las instrucciones sobre las referencias, tablas, figures, abstract, formato, estilo narrativo, etc. descritas la 6ª edición del Publication Manual of the American Psychological Association (2009). Los manuscritos que no se ajusten al estilo APA no se considerarán para su publicación.

CONTENIDOS / CONTENTS

Artículos / Articles

- Estrés percibido, ira y burnout en amas de casa mexicanas
(Perceived stress, anger and burnout in Mexican housewives)
José Moral, Mónica Teresa González y René Landero 123
- Perfiles de estilos de pensamiento en estudiantes universitarios:
implicaciones para el ajuste al espacio europeo de educación superior
(Profiles of thinking styles in university students: Implications for the adjustment
to the European Space for Higher Education)
*Ana Bernardo, Estrella Fernández, Rebeca Cerezo,
Celestino Rodríguez e Inmaculada Bernardo* 145
- Sexual behavior with casual partners among university women
(Conducta sexual con parejas ocasionales en estudiantes universitarios)
Luis Enrique Fierros, Blanca Margarita Rivera y Julio Alfonso Piña 165
- Discriminación en mujeres que viven con VIH/SIDA
(Discrimination in women living with hiv/aids)
José Moral y María Petra Segovia 185
- Evaluación de simulación de incapacidad laboral permanente
mediante el Sistema de Evaluación Global (SEG)
(Assessing malingering of a permanent work incapacity
through the Global Evaluation System (GES))
Nazaret Martínez, María Jesús Orihuela y Mariana Abeledo 207