



Journal of Behavior, Health & Social
Issues

ISSN: 2007-0780

jcpedro@unam.mx

Asociación Mexicana de Comportamiento
y Salud, A. C.
México

Montiel-Carbajal, Martha; Ortiz-Viveros, Godeleva Rosa; Ortega-Herrera, María Erika;
Reyes-López, Ulises; Sotomayor-Peterson, Marcela; Durón-Ramos, María Fernanda

ANÁLISIS DE PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DEL INVENTARIO DE
SINTOMATOLOGÍA DEL ESTRÉS, INVENTARIO DE BURNOUT DE MASLACH,
ESCALA DE CARGA PERCIBIDA DE ZARIT Y ESCALA GENERAL DE SALUD
APLICADOS EN UNA MUESTRA DE MUJERES AMAS DE CASA MEXICANAS.

Journal of Behavior, Health & Social Issues, vol. 7, núm. 1, mayo-octubre, 2015, pp. 25-39

Asociación Mexicana de Comportamiento y Salud, A. C.

Tlalnepantla, México

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=282241371003>

- Cómo citar el artículo
- Número completo
- Más información del artículo
- Página de la revista en redalyc.org

redalyc.org

Sistema de Información Científica

Red de Revistas Científicas de América Latina, el Caribe, España y Portugal

Proyecto académico sin fines de lucro, desarrollado bajo la iniciativa de acceso abierto

ANÁLISIS DE PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DEL INVENTARIO DE SINTOMATOLOGÍA DEL ESTRÉS, INVENTARIO DE BURNOUT DE MASLACH, ESCALA DE CARGA PERCIBIDA DE ZARIT Y ESCALA GENERAL DE SALUD APLICADOS EN UNA MUESTRA DE MUJERES AMAS DE CASA MEXICANAS.

PSYCHOMETRIC ANALYSIS OF THE STRESS SYMPTOMS INVENTORY, MASLACH BURNOUT INVENTORY, ZARIT BURDEN INVENTORY AND THE GENERAL HEALTH QUESTIONNAIRE APPLIED TO A SAMPLE OF MEXICAN HOMEMAKERS.

Martha Montiel-Carbajal

Universidad de Sonora, Hermosillo, Sonora México.

Godeleva Rosa Ortiz-Viveros

María Erika Ortega-Herrera

Instituto de Investigaciones Psicológicas

Universidad Veracruzana, Xalapa Veracruz México.

Ulises Reyes-López

Marcela Sotomayor-Peterson

María Fernanda Durón-Ramos

Universidad de Sonora, Hermosillo, Sonora México.

Recibido: Febrero 5, 2014

Revisado: Septiembre 20, 2014

Aceptado: Abril 16, 2015

Agradecimiento: proyecto aprobado y financiado por el Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACyT) a través del Fondo Sectorial de Investigación en Salud. Fondo S0008. Proyecto 2009-01-113282.

MMC – Responsable levantamiento de datos en Sonora; condujo análisis de datos; redacción del documento. GROV – Investigadora principal del proyecto general; coordinación del levantamiento de datos; redacción del documento. MEOH – Colaboradora del proyecto; responsable de la base de datos del proyecto. URL – Ayudante de investigación; colaborador en análisis de datos. MSP – Colaboradora del proyecto; condujo el análisis factorial confirmatorio. MFDR – Colaboradora del proyecto; condujo análisis confirmatorios correspondientes a los ajustes de la revisión.

Autor de contacto: Dra. Martha Montiel Carbajal correo electrónico: marthamontiel@sociales.uson.mx; martha.montiel38@gmail.com

Resumen

El propósito de este estudio fue obtener medidas ajustadas a una población mexicana calculando las propiedades de discriminación de reactivos, consistencia interna y estructura factorial de cuatro instrumentos: (a) Escala de Carga Percibida de Zarit (ECP); (b) Inventario de Burnout de Maslach (MBI); (c) la Escala General de Salud (EGS) de Goldberg y Hillier, y (d) Inventario de Sintomatología del Estrés (ISE). El reporte presenta los resultados del análisis de propiedades psicométricas de las cuatro medidas seleccionadas para el estudio del efecto de las cargas objetivas de trabajo en amas de casa mexicanas sobre la carga de trabajo percibido, síndrome de burnout, salud general y síntomas de estrés. Se incluyeron 759 casos de mujeres amas de casa mexicanas que realizaban labores domésticas para la familia al menos tres horas diarias, que fueran responsables de las actividades de crianza, alimentación, higiene, aseo y organización de las labores del hogar y supieran leer y escribir. Se seleccionaron por cuotas mujeres de cinco estados de la República Mexicana, de zona urbana y rural, con jornadas de trabajo únicas, dobles o triples. Se llevaron a cabo los procedimientos de estimación de discriminación de reactivos siguiendo los criterios de distribución y diferenciación significativa de la variabilidad de puntajes; análisis de consistencia interna para confiabilidad de las sub-escalas; análisis factorial exploratorio para definir la estructura factorial de las variables evaluadas y análisis factorial confirmatorio para confirmar validez de constructo. Los resultados muestran los ajustes en los instrumentos utilizados alcanzando propiedades psicométricas adecuadas para evaluar amas de casa.

Palabras clave: Amas de casa, síndrome de burnout, estrés, salud.

Abstract

The purpose of this study was to obtain adjusted measures for a Mexican population calculating item discrimination properties, internal consistency and factor structure of four instruments: Zarit Burden Inventory, Maslach Burnout Inventory, the General Health Questionnaire, and Stress Symptoms Inventory. The report presents the results of the analysis of psychometric properties of the four selected measures and used in a study designed to document the effect of objective workloads in Mexican homemakers over perceived workloads, burnout syndrome, general health, and stress symptoms. Seven hundred and fifty nine participants all Mexican homemakers dedicated to at least three hours-a-day to domestic activities were included. Additionally, they were in charge of childrearing, feeding, hygiene, cleaning the house and scheduling home activities; they needed to have basic writing and reading skills. A quote of women participants from five states of Mexico, living in urban or rural zones, with single, double or triple workloads were included to the sample. Estimations included statistical procedures for item discrimination properties sticking to distribution and significant differentiation of variability; internal consistency analysis for estimation of reliability of subscales; exploratory factor analysis to define factorial structure. Finally, it was calculated confirmatory factor analysis to confirm construct validity. Results showed that the instruments have adequate psychometric properties to evaluate samples of Mexican homemakers.

Keywords: Homemakers, burnout syndrome, stress, health.

Introducción

En la actualidad, la demanda social y económica ha llevado a que con mayor frecuencia la mujer se incorpore a la fuerza de trabajo remunerada, además de los roles que tradicionalmente ha desempeñado en el hogar y con la familia. Al respecto Pedrero (2005) afirma que a pesar de la importancia que tiene el trabajo doméstico como un aportador de producto no tangible, no se ha reconocido sino hasta fechas recientes en el contexto internacional. El trabajo doméstico se sigue excluyendo de la estimación económica en las convenciones internacionales y no ocupa un lugar con relevancia dentro de los temas de la economía. Por otra parte, el trabajo doméstico no cuenta con un reconocimiento social como tal, su desempeño en un ámbito de privacidad ha favorecido su "invisibilidad" social y su falta de reconocimiento (Campillo, 2000).

La inserción de la mujer al trabajo remunerado aunque si bien ha tenido efectos positivos principalmente relacionados con el desarrollo personal de la mujer, su autoconcepto, autoestima y autonomía económica, también ha ocasionado que, al tener que desempeñar varios roles y variadas cargas de trabajo, la mujer se exponga a condiciones altamente demandantes de su tiempo y acción, las que a menudo sobrepasan su capacidad, exponiéndola

a situaciones generadoras de estrés crónico. De persistir dan lugar a sentimientos de agotamiento físico y emocional que se manifiestan a través de síntomas como cefaleas, fatiga, trastornos del sueño, trastornos gastrointestinales, alteraciones menstruales acompañados de altos niveles de irritabilidad, falta de concentración, problemas en la dinámica familiar, baja autoestima, ansiedad, etc. Síntomas que diversos autores han reportado como asociados al estrés (Bekker, Croon & Bressers, 2005; Benevides, Moreno, Garrosa & González, 2002; Ortega, Ortiz & Coronel, 2007; Otarola, 2007).

La evaluación subjetiva que la persona hace sobre su capacidad para resolver dichas exigencias, se conoce como sobrecarga percibida (SCP), condición caracterizada por una sensación de molestia, desagrado, e incluso rebeldía por la cantidad excesiva de actividades que realiza, generalmente sin el apoyo del resto de la familia (pareja e hijos) y que frecuentemente se acompaña de alteraciones físicas y psicológicas, propiciando finalmente un deterioro en la salud (García-Calvente, Mateo-Rodríguez & Maroto-Navarro, 2004). Ambos fenómenos, la percepción de sobrecarga y el estrés crónico, son condiciones que se han asociado con la presencia del Síndrome de Burnout (SBO) en cuidadores (Ortiz, Ortega & Martínez, 2012; Ortiz, Ortega & Rojas, 2010).

Se considera que el SBO es producto de un proceso en el cual el individuo ha fracasado en sus intentos por

manejar el estrés. Se ha estudiado particularmente en profesionistas de la salud y la educación, cuyas actividades implican un contacto estrecho con otras personas y por largos periodos de tiempo. El Síndrome, se ha definido por Maslach y Jackson (1981) como un síndrome de estrés crónico caracterizado por agotamiento emocional (disminución y pérdida de recursos emocionales), despersonalización (actitudes negativas y de insensibilidad hacia los receptores de los servicios prestados) baja realización personal (evaluación negativa del desempeño personal). En diversos estudios se han identificado al agotamiento emocional y a la baja realización personal como las dimensiones del SBO con mayor sensibilidad en la detección del síndrome o la sintomatología más consistente con la presencia del SBO (Bekker et al., 2005; Garden, 1987; Gil- Monte, García-Juesas & Caro, 2008; Gil-Monte, Peiró & Valcárcel, 1998; Grajales, 2000; Gutiérrez & Martínez, 2006; Shirom, 2002).

En resumen, aun cuando el trabajo doméstico no recibe un reconocimiento formal como tal y no recibe remuneración ni reconocimiento social, si expone a la mujer al estrés crónico, asociado a las principales variables en las que se ha enfocado el estudio Burnout, sobrecarga percibida y sintomatología asociada al estrés en amas de casa mexicanas para cuyos propósitos se conjuntaron diversas medidas llevando a la necesidad de ajustarlas a la población objetivo.

El presente reporte presenta los resultados del análisis de propiedades psicométricas de discriminación de reactivos, consistencia interna y estructura factorial de los instrumentos: (a) Escala de Carga Percibida de Zarit en su versión revisada por Zarit, Orr y Zarit (1985) reducida a 22 ítems por Montorio, Izal- Fernández, López y Sánchez (1998) y ajustada para evaluar la carga percibida del trabajo doméstico y cuidado de la familia; (b) Inventario de Burnout de Maslach (MBI) en sus dimensiones de agotamiento emocional y baja realización personal (Maslach, Jackson y Schwab, 1986) traducido de la versión original en inglés y ajustado para aplicarlo a mujeres amas de casa; (c) Escala General de Salud (GHQ-30) de Goldberg y Hillier- (1979) en la versión ajustada por Romero y Medina-Mora (1987) que evalúa la percepción personal acerca de la afectación del estado de salud; (d) Inventario de Sintomatología del Estrés (ISE), diseñado por Benevides et al. (2002), que evalúa la frecuencia con que se presentan los síntomas del estrés en la vida diaria.

Método

Participantes

Se incluyeron 759 casos de mujeres amas de casa mexicanas que realizaban labores domésticas para la familia al menos 3 horas diarias (rango de 3 a 21 horas), que fueran responsables de las actividades de crianza, alimentación, higiene, aseo y organización de las labores del hogar y supieran leer y escribir. Se seleccionaron por cuotas mujeres de 5 estados de la República Mexicana (Chihuahua, Jalisco, Sonora, Estado de México y Veracruz) de zona urbana (63%), rural (28%) e indígena (9%), con jornadas de trabajo únicas (30%), dobles (63%) o triples (7%). Las mujeres con carga de trabajo única prácticamente se dedicaban de manera exclusiva al cuidado de la familia; las mujeres con carga doble dedicaban entre 6 y 9 horas diarias (22% de las participantes) y entre 10 a 13 horas diarias (46% de las participantes) a alguna actividad remunerada; por último las mujeres con carga triple dedicaban entre 6 y 9 horas (21% de las participantes) y entre 10 y 13 horas (65% de las participantes) a alguna actividad remunerada. La media de edad fue de 41 años (rango de 16 a 78 años). La mayoría de las mujeres participantes no contaban con apoyo en el hogar para realizar el trabajo doméstico (70%).

En las familias de las mujeres con carga única la economía familiar descansa principalmente en su pareja, mientras que para las familias de las mujeres con carga doble y triple la economía se sustenta en el ingreso de la pareja y de la mujer; en menor proporción su economía descansa exclusivamente en el trabajo asalariado de la mujer. En su mayoría las mujeres viven con su pareja e hijos (83%).

Instrumentos

Los procedimientos de aplicación se especificaron en un manual para el aplicador conteniendo criterios de selección de las participantes, instrucciones para la aplicación individual o grupal y un glosario de los sinónimos permitidos en caso necesario, considerando que la aplicación se llevaría a cabo en diversos escenarios y regiones con costumbres diversas. Además, los aplicadores recibieron entrenamiento para la aplicación de la batería de instrumentos por parte de las responsables regionales del estudio.

Escala de Carga Percibida de Zarit (ECP).

En su versión revisada por Zarit et al. (1985) y analizada por Montorio et al. (1998) mostró una estructura factorial de tres factores: impacto del cuidado (alfa de .90, valor propio 7.3 y 33.2% de varianza explicada); carga interpersonal (alfa de .71, valor propio 2.5 y 11.4% de varianza explicada) y expectativas de auto eficacia (alfa de .69, valor propio de 2.1 y 9.7% de varianza explicada); se obtuvo un alfa de .88 para la puntuación global de la escala y el total de varianza explicada fue de 54.4%. El instrumento originalmente se destinó a la evaluación de la carga percibida del cuidador de adultos mayores y para este estudio se hizo un ajuste de redacción para orientar la evaluación al impacto del cuidado de la familia. Se eligió hacer un ajuste dado que para el estudio el foco de la evaluación era igualmente la carga percibida del cuidador.

Inventario de Burnout de Maslach (MBI).

Diseñado por Maslach et al. (1986), en su versión de 22 ítems, evalúa tres dimensiones: agotamiento emocional, baja realización personal y despersonalización. Por la sensibilidad mostrada en estudios anteriores se eligieron para este estudio las dimensiones de agotamiento emocional y baja realización personal (Bekker et al., 2005; Garden, 1987; Gil-Monte, García-Juesas & Caro, 2008; Gil-Monte, Peiró & Valcárcel, 1998; Grajales, 2000; Gutiérrez & Martínez, 2006; Shirom, 2002).

Los estudios de los propios autores reportan una fiabilidad de 0.75 a 0.90 para ambas subescalas. Para este estudio se llevó a cabo la traducción según los procedimientos especificados para el proceso de traducción y re-traducción recomendados por Hambleton y Patsula (1999); igualmente se hizo el ajuste en redacción para orientar la evaluación a la actividad de cuidado de la familia. La subescala de Agotamiento Emocional consta de 9 ítems y evalúa la disminución y pérdida de recursos emocionales. La subescala de Realización Personal consta de 8 ítems y evalúa los sentimientos de autoeficacia y realización personal en el trabajo de cuidado de la familia.

Escala General de Salud (GHQ-30).

Diseñado por Goldberg y Hillier (1979), se eligió la versión de 30 ítems ampliamente utilizada por su sensibilidad para detectar la percepción de la persona acerca de su salud en las dimensiones de síntomas somáticos, ansiedad e insomnio, disfunción social y depresión severa, independientemente de la presencia de sintomatología

psiquiátrica. Es un instrumento de tamizaje diseñado para la evaluación clínica y preclínica de desórdenes psicosomáticos y propensión a tales trastornos. El estudio de Romero y Medina-Mora (1987) reporta un alfa de .84 con población mexicana universitaria. Así mismo, se han encontrado correlaciones altas y significativas entre las subescalas del GHQ con los factores y puntaje total de la Escala de Carga Percibida en una muestra de cuidadores informales (Alpuche, Ramos, Rojas & Figueroa, 2008).

Inventario de Sintomatología del Estrés (ISE).

Diseñado por Benevides et al. (2002), evalúa la frecuencia con que se presentan los síntomas del estrés en la vida diaria, pretende evaluar la sintomatología menor, física y psicológica, asociada a las consecuencias del SBO y al estrés crónico. El instrumento fue elaborado exprofeso para el estudio con población de psicólogos en ejercicio profesional y fue ajustado para el estudio de amas de casa. Consta de 30 ítems y en la aplicación original del inventario el análisis factorial original mostró 3 factores: síntomas psicológicos (28.54% de la varianza explicada, alfa=.850); sociopsicológicos (6.356% de la varianza explicada, alfa=.843); físicos (5.466% de la varianza explicada, alfa=.723).

Procedimientos de análisis

Se siguió el mismo procedimiento de análisis para determinar las propiedades psicométricas de los instrumentos: (1) procedimientos de estimación de discriminación de reactivos siguiendo los criterios de distribución y diferenciación significativa de la variabilidad de puntajes utilizando *Chi cuadrada*; (2) análisis de consistencia interna para confiabilidad de las subescalas estimando *Alfa de Cronbach*; (3) análisis factorial exploratorio de componentes principales con rotación Varimax para definir la estructura factorial de las variables evaluadas y adicionalmente se estimó el índice de *Kaiser-Meyer-Olkin (KMO)* y de esfericidad de *Barlett (χ^2)* para comprobar la pertinencia del análisis factorial; (4) análisis confirmatorio para asegurar validez de constructo. Se utilizó el paquete SPSS versión 21 para el análisis descriptivo y exploratorio y el paquete EQS versión 6.1 para el análisis confirmatorio.

Para todos los análisis de propiedades psicométricas de los instrumentos se siguió la propuesta de Carretero-Dios y Pérez (2005) basada a su vez en

criterios básicos como los propuestos por Nunnally y Bernstein (1995), entre otros.

Para el análisis de discriminación de los reactivos se consideraron varios criterios para determinar qué ítems serían eliminados: (a) que la media del ítem no fuera mayor a \pm una desviación estándar de la media de la subescala; (b) una desviación estándar menor a .50; (c) una correlación del ítem con el resto de la escala mayor o igual a .40; y que al eliminar el ítem de la subescala incrementara el valor de alfa de Cronbach en más de .3 puntos. Para el análisis de consistencia interna se estimó el índice Alfa de Cronbach una vez que fueron eliminados los ítems que no cubrieron los criterios de discriminación y de carga factorial con saturación mínima de .40 en algún factor (preferentemente exclusiva a un solo factor bajo el mismo criterio de saturación); se esperaba que el valor de alfa fuera superior a .80 para considerarlo apropiado para la aplicación del instrumento en investigación aplicada o en todo caso superior a .70 y hasta .79 en etapas tempranas de investigación (Nunnally y Bernstein, 1995). Para el primer análisis de constructo se estimó la distribución y carga factorial de los ítems utilizando Análisis Factorial Exploratorio de Componentes Principales y con rotación Varimax reteniendo los factores con valor propio igual o mayor a 1 y constituidos por ítems con carga factorial adecuada (igual o mayor a .40). Igualmente se tomó en consideración el índice de Kaiser-Meyer-Olkin (*KMO*) y de esfericidad de Bartlett (χ^2). Una vez definida la estructura factorial y con el propósito de comprobar validez de constructo se corrió un Análisis Factorial Confirmatorio (*AFC*) estimando los índices de bondad de ajuste χ^2 (valor deseado menor o igual a 3) y *RMSEA* (valor deseado menor o igual a .05), así como los índices prácticos de ajuste *BBNNFI*, *CFI*, *IFI* y *GFI* (valor deseado mayor o igual a .90).

Resultados

Se presentan los resultados para cada instrumento y con fines de optimización de espacio y facilidad para acceder a los resultados se presentan en una sola tabla por instrumento, aclarando que en el texto se señalan los casos donde se eliminaron ítems, mismos que ya no aparecen en las tablas pues se presentan las estimaciones últimas que resultan de la versión final de distribución de los ítems a los factores.

Escala de Carga Percibida

Los análisis de discriminación de reactivos y de consistencia interna para la muestra de amas de casa arrojaron valores adecuados (valor de la media del ítem respecto de la media de la subescala no mayor a la desviación estándar de la subescala, tamaño de la desviación estándar no menor a .50, correlación del ítem con resto de la escala $\geq .40$ y aumento de alfa si se elimina el ítem $\geq .3$) permitiendo que todos los reactivos sean retenidos. Sin embargo, en el análisis factorial se observó que el reactivo 4 (Sentirse avergonzada por no tener ordenada y limpia su casa) no cargó en algún factor con una saturación mayor o igual a .40 por lo que se eliminó del análisis de consistencia interna por subescalas. Las subescalas quedan constituidas por un total de 21 reactivos distribuidos en tres factores con un total de varianza explicada de 45.853% con alfas superiores a .755, lo que puede considerarse satisfactorio dado que es una adaptación del instrumento a un fenómeno diferente del planteado originalmente, al menos en cuanto a las actividades y situaciones consideradas. Las estimaciones de *KMO* y esfericidad de Bartlett fueron adecuadas asegurando que la relación entre las variables es alta y provienen de una distribución normal multivariante, por tanto era pertinente el análisis factorial.

Como resultado de la segunda estrategia de análisis de validez de constructo utilizada, Análisis Factorial Confirmatorio, arrojó coeficientes estructurales *gamma* por arriba de .50 para todos los reactivos del Factor 1 (excepto los reactivos ECP10 y ECP12) y el Factor 2; para el Factor 3 se observan coeficientes estructurales bajos en cinco de los seis reactivos que lo integran. Los índices prácticos de bondad de ajuste fueron adecuados, excepto para *Chi cuadrada* que debido al tamaño de muestra es significativa (ver tabla 1).

Al contrastar la distribución original de los ítems en los factores y la resultante del análisis factorial exploratorio del presente estudio se observa que el factor 1 originalmente evalúa el impacto del cuidado y está constituido por 12 ítems. Para el estudio de amas de casa se retuvieron en un factor seis de ellos relativos al impacto negativo en la salud y control personal sobre las situaciones fuera del mundo familiar; se agregaron tres reactivos del factor 2 original que refieren el hartazgo experimentado por el ama de casa expresado en el deseo de delegar el trabajo doméstico en otros y mostrando sentimientos

Tabla 1.
Medidas descriptivas, de consistencia interna y cargas factoriales de la Escala de Carga Percibida (ECP)

| | Factores | Descriptivos | | | Fiabilidad | | Análisis Factorial | | AFC | |
|---------------|---|--------------|-------|---------------------------|------------------------|--|--|-------------|--------|--|
| | | Media | D.E. | Correl. ítem resto escala | α si ítem elim. | | Valor propio: 4.014 Varianza explicada: 18.25% Saturación factor | λ | Φ | |
| ECP5 | Sub escala Afectación de los Recursos Personales Disponibles | 0.83 | 1.015 | 0.499 | 0.819 | | | 0.54 | 0.84 | |
| ECP6 | Enojada haciendo actividades hogar | 0.57 | 0.946 | 0.518 | 0.817 | | | 0.55 | 0.84 | |
| ECP9 | Hacer actividades afecta negativamente relación familia-amistades | 0.93 | 1.094 | 0.552 | 0.813 | | | 0.62 | 0.78 | |
| ECP10 | Tensa en el hogar | 0.88 | 1.185 | 0.529 | 0.816 | | | 0.63 | 0.78 | |
| ECP11 | Cree salud resentida por cuidar al familiar | 0.69 | 1.024 | 0.558 | 0.813 | | | 0.61 | 0.8 | |
| ECP12 | Cree intimidad afectada por familia | 1.09 | 1.150 | 0.508 | 0.818 | | | 0.59 | 0.81 | |
| ECP13 | Cree vida social resentida por actividades dentro y fuera hogar | 0.75 | 1.009 | 0.461 | 0.822 | | | 0.49 | 0.87 | |
| ECP16 | Disgusta desatender amistades por ocuparse casa y familia | 0.94 | 1.206 | 0.528 | 0.816 | | | 0.59 | 0.81 | |
| ECP17 | Cree no poder atender casa y familia más tiempo | 0.71 | 1.084 | 0.593 | 0.809 | | | 0.65 | 0.76 | |
| ECP18 | Siente perder control de vida desde hacerse cargo del hogar | 0.66 | 1.083 | 0.468 | 0.822 | | | 0.50 | 0.87 | |
| | Desearía dejar el cuidado de casa a otros | 0.8 | 0.682 | α total | 0.832 | | | $r^2 = .93$ | | |
| | Total para la subescala | | | | | | | | | |
| | Subescala Desarrollo Individual y Salud del Cuidador | Media | D.E. | Correl. ítem resto escala | α si ítem elim. | | Valor propio: 3.077 Varianza explicada: 13.99% Saturación factor | λ | Φ | |
| ECP1 | Cree cuidado hogar más tiempo del que necesita | 1.92 | 1.417 | 0.541 | 0.710 | | | 0.59 | 0.81 | |
| ECP2 | No tiempo propio por cuidar casa y familia | 1.73 | 1.345 | 0.581 | 0.696 | | | 0.65 | 0.76 | |
| ECP3 | Agobiada por atender casa, familia y trabajo | 1.37 | 1.283 | 0.603 | 0.689 | | | 0.73 | 0.68 | |
| ECP7 | Miedo al futuro de familia | 1.47 | 1.353 | 0.387 | 0.764 | | | 0.50 | 0.87 | |
| ECP22 | Labores del hogar y familia carga pesada | 1.07 | 1.315 | 0.530 | 0.714 | | | 0.67 | 0.75 | |
| | Total para subescala | 1.51 | 0.958 | α total | 0.759 | | | $r^2 = .85$ | | |
| (Continúa...) | | | | | | | | | | |

| Sub escala Capacidad Percibida para Desempeñarse como Cuidadora | | | | | | | Valor propio: 4.014 | |
|---|-------|---------------------------|------------------------|-------|-------|-----------------|----------------------------|-------------------|
| ECP8 | ECP14 | ECP15 | ECP19 | ECP20 | ECP21 | Total subescala | Varianza explicada: 18.25% | Saturación factor |
| Media | D.E. | Correl. ítem resto escala | α si ítem elim. | | | | λ | Φ |
| 1.77 | 1.452 | 0.429 | 0.739 | | | | 0.28 | 0.96 |
| 1.72 | 1.503 | 0.524 | 0.712 | | | | 0.36 | 0.93 |
| 2.08 | 1.343 | 0.538 | 0.708 | | | | 0.44 | 0.90 |
| 1.35 | 1.247 | 0.437 | 0.734 | | | | 0.95 | 0.32 |
| 2.19 | 1.321 | 0.551 | 0.705 | | | | 0.39 | 0.92 |
| 2.27 | 1.322 | 0.497 | 0.719 | | | | 0.34 | 0.90 |
| 1.90 | 0.916 | α total | 0.755 | | | | $r^2 = .93$ | |
| $KMO = .919$ $X^2 = 5180.929$ $p = .000$ α total = .894 Índices de bondad de ajuste: $CFI = .914$, $BBNNFI = .899$, $IFI = .914$, $GFI = .868$, $RMSEA = .084$ $\chi^2 = 1054.623$, $gl = 181$, $p = .00000$ | | | | | | | | |

Tabla 2.

Medidas descriptivas, de consistencia interna y cargas factoriales del Inventario de Burnout de Maslach (MBI).

| Factores | | | Descriptivos | | Fiabilidad | | Análisis Factorial | | AFC |
|-------------------------------------|--|--|--------------|-------|---------------------------|------------------------|---------------------|----------------------------|-------------------|
| Sub escala de Agotamiento Emocional | | | Media | D.E. | Correl. ítem resto escala | α si ítem elim. | Valor propio: 4.060 | Varianza explicada: 23.88% | Saturación factor |
| | | | | | | | λ | Φ | |
| MBI1 | Muy cansada por trabajo | | 3.03 | 2.011 | 0.565 | 0.820 | 0.707 | 0.56 | 0.83 |
| MBI2 | Cansada al final de jornada trabajo | | 3.82 | 1.979 | 0.542 | 0.822 | 0.694 | 0.54 | 0.85 |
| MBI3 | Fatigada en la mañana por trabajo | | 2.65 | 2.144 | 0.581 | 0.818 | 0.695 | 0.64 | 0.77 |
| MBI5 | Día con familia y trabajo es esfuerzo | | 1.77 | 2.283 | 0.525 | 0.825 | 0.611 | 0.60 | 0.80 |
| MBI7 | Exhausta por trabajo | | 1.80 | 1.948 | 0.668 | 0.809 | 0.758 | 0.75 | 0.66 |
| MBI10 | Frustrada por trabajo | | 1.65 | 2.033 | 0.501 | 0.826 | 0.583 | 0.57 | 0.82 |
| MBI11 | Creo trabajo demasiado | | 2.75 | 2.411 | 0.585 | 0.818 | 0.684 | 0.64 | 0.77 |
| MBI12 | Trabajar con familia-personas produce estrés | | 1.87 | 2.083 | 0.506 | 0.826 | 0.605 | 0.56 | 0.83 |
| MBI17 | Me siento acabada | | 1.16 | 1.780 | 0.477 | 0.829 | 0.552 | 0.54 | 0.84 |
| | Total para la subescala | | 2.28 | 1.374 | α total | 0.839 | | $r^2 = .43$ | |

(Continúa...)

| Subescala Realización Personal | | | | Media | D.E. | Correl. ítem resto escala | α si ítem elim. | Valor propio: 3.026 Varianza explicada: 17.80% Saturación factor | λ | Φ |
|--------------------------------|---|--|--|-------|-------|---------------------------------|------------------------------|---|-----------|-------------|
| MBI4 | Fácilmente comprendo cómo siento familia | | | 1.37 | 1.861 | 0.375 | 0.733 | 0.558 | 0.39 | 0.92 |
| MBI6 | Manejo eficaz problemas de familia | | | 2.07 | 2.221 | 0.488 | 0.712 | 0.643 | 0.55 | 0.84 |
| MBI8 | Influyo positivamente con trabajo a familia | | | 1.32 | 2.015 | 0.435 | 0.722 | 0.616 | 0.41 | 0.91 |
| MBI9 | Me siento muy activa | | | 1.15 | 1.593 | 0.451 | 0.721 | 0.571 | 0.55 | 0.84 |
| MBI13 | Creo ambiente relajado en familia | | | 1.55 | 1.874 | 0.538 | 0.703 | 0.688 | 0.70 | 0.71 |
| MBI14 | Siento animo después de estar con familia | | | 0.74 | 1.550 | 0.467 | 0.719 | 0.643 | 0.58 | 0.81 |
| MBI16 | Conseguido cosas buenas vida | | | 1.23 | 1.874 | 0.453 | 0.719 | 0.577 | 0.50 | 0.87 |
| MBI18 | Trato problemas emocionales con calma | | | 2.10 | 2.224 | 0.370 | 0.738 | 0.471 | 0.41 | 0.91 |
| Total sub escala | | | | 1.45 | 1.151 | α total | 0.753 | | | $r^2 = .78$ |

$KMO = .867$ $X^2 = 3348.451$ $p = .000$ α total = .673
 Índices de bondad de ajuste: $CFI = .909$ $BBNNFI = .889$, $IFI = .909$, $GFI = .938$, $RMSEA = .059$
 $\chi^2 = 408.223$, $gl = 112$, $p = .00000$

Tabla 3.

Medidas descriptivas, de consistencia interna y cargas factoriales del Cuestionario General de Salud (CGS).

| Factores | | Descriptivos | | Fiabilidad | | Análisis Factorial | | AFC | |
|-------------------------|---------------------------------|--------------|-------|---------------------------------|------------------------------|---|-----------|-------------|--|
| Síntomas somáticos | | Media | D.E. | Correl. ítem resto escala | α si ítem elim. | Valor propio: 4.692 Varianza explicada: 15.639% Saturación factor | λ | Φ | |
| A1 | Sentido bien y buena salud | 0.93 | 0.766 | 0.557 | 0.817 | 0.677 | 0.61 | 0.79 | |
| A2 | Sentido agotada y sin fuerzas | 0.83 | 0.915 | 0.633 | 0.806 | 0.683 | 0.72 | 0.70 | |
| A3 | Sensación de estar enferma | 0.88 | 0.897 | 0.617 | 0.808 | 0.655 | 0.69 | 0.73 | |
| A4 | Dolores de cabeza | 0.79 | 0.807 | 0.573 | 0.814 | 0.673 | 0.55 | 0.83 | |
| A5 | Pesadez en la cabeza | 0.70 | 0.856 | 0.593 | 0.811 | 0.671 | 0.58 | 0.81 | |
| A6 | Escalofríos o bochornos | 0.58 | 0.862 | 0.451 | 0.830 | 0.411 | 0.51 | 0.86 | |
| A8 | Sentido llena de vida y energía | 1.17 | 0.791 | 0.582 | 0.813 | 0.585 | 0.67 | 0.74 | |
| A20 | Sentido irritada y mal humor | 0.96 | 0.847 | 0.500 | 0.824 | 0.496 | 0.57 | 0.82 | |
| Total para la subescala | | 0.84 | 0.574 | α total | 0.835 | | | $r^2 = .89$ | |

(Continúa...)

| Ansiedad e insomnio | | Media | D.E. | Correl. ítem resto escala | α si ítem elim. | Valor propio: 3.899 Varianza explicada: 12.997% Saturación factor | λ | Φ |
|---------------------|--|-------|-------|---------------------------|------------------------|---|------------|--------|
| B7 | Despierta muy temprano y no puede volver a dormir | 0.72 | 0.910 | 0.567 | 0.861 | 0.678 | 0.62 | 0.79 |
| B9 | Dificultad para dormir y conciliar sueño | 0.82 | 0.963 | 0.171 | 0.800 | 0.791 | 0.79 | 0.61 |
| B10 | Dificultad para dormir de un jaloneo nocturno | 0.74 | 0.951 | 0.765 | 0.779 | 0.832 | 0.85 | 0.63 |
| B11 | Pasado noches inquietas intranquilas | 0.89 | 0.951 | 0.723 | 0.798 | 0.768 | 0.83 | 0.57 |
| Total Subescala | | 0.84 | 0.778 | α total | 0.851 | - | $r^2=0.71$ | |
| Disfunción social | | Media | D.E. | Correl. ítem resto escala | α si ítem elim. | Valor propio: 3.263 Varianza explicada: 10.88% Saturación factor | λ | Φ |
| C12 | Sentir hace las cosas bien | 0.74 | 0.610 | 0.448 | 0.731 | 0.591 | 0.56 | 0.83 |
| C13 | Sentido satisfecha por su manera hacer cosas | 0.75 | 0.695 | 0.559 | 0.706 | 0.669 | 0.69 | 0.73 |
| C14 | Siente cariño y afecto por los que le rodean | 0.59 | 0.683 | 0.384 | 0.745 | 0.525 | 0.42 | 0.91 |
| C15 | Lleva bien con los demás | 0.65 | 0.586 | 0.445 | 0.732 | 0.605 | 0.47 | 0.88 |
| C16 | Sentido desempeña función útil en la vida | 0.60 | 0.637 | 0.512 | 0.718 | 0.646 | 0.60 | 0.80 |
| C17 | Sentido capaz de tomar decisiones | 0.57 | 0.676 | 0.473 | 0.726 | 0.658 | 0.53 | 0.85 |
| C19 | Disfruta actividades diarias | 0.79 | 0.709 | 0.49 | 0.722 | 0.584 | 0.59 | 0.81 |
| Total Subescala | | 0.67 | 0.418 | α total | 0.756 | - | $r^2=0.56$ | |
| Depresión severa | | Media | D.E. | Correl. ítem resto escala | α si ítem elim. | Valor propio: 3.163 Varianza explicada: 10.51% Saturación factor | λ | Φ |
| D21 | Sentido asustada y miedo sin razón | 0.56 | 0.854 | 0.557 | 0.875 | 0.449 | 0.61 | 0.79 |
| D22 | Sentido triste y deprimida | 0.98 | 0.914 | 0.653 | 0.868 | 0.530 | 0.72 | 0.69 |
| D23 | Perdido confianza y fe en si misma | 0.42 | 0.782 | 0.615 | 0.870 | 0.586 | 0.67 | 0.79 |
| D24 | Pensado que no vale nada | 0.33 | 0.706 | 0.682 | 0.866 | 0.708 | 0.71 | 0.70 |
| D25 | Siente no puede esperar nada de la vida | 0.37 | 0.754 | 0.557 | 0.874 | 0.612 | 0.59 | 0.81 |
| D26 | Sentido nerviosa constantemente | 0.78 | 0.912 | 0.658 | 0.867 | 0.554 | 0.73 | 0.68 |
| D27 | Pensado en posibilidad de quitarse vida | 0.22 | 0.613 | 0.569 | 0.874 | 0.730 | 0.55 | 0.83 |
| D28 | Notado a veces no puede hacer nada a causa nervios | 0.41 | 0.781 | 0.649 | 0.868 | 0.598 | 0.70 | 0.72 |
| D29 | Deseado estar muerta y lejos de todo | 0.23 | 0.640 | 0.671 | 0.868 | 0.776 | 0.67 | 0.74 |

(Continúa...)

| | | | | | | | | |
|-----------------|---|------|-------|----------------|-------|-------|-------------|------|
| D30 | Notado idea de quitarse vida viene repetidamente cabeza | 0.28 | 0.720 | 0.550 | 0.875 | 0.750 | 0.53 | 0.85 |
| Total Subescala | | 0.46 | 0.538 | α total | | 0.882 | $r^2 = .43$ | |

$KMO = .924$ $X^2 = 8985.305$ $p = .000$ α total = .917
 Índices de bondad de ajuste: $CFI = .91$ $BBNNFI = .90$, $IFI = .91$, $RMSEA = .053$
 $\chi^2 = 1156.256$, $gl = 368$, $p = .00000$

Tabla 4.

Medidas descriptivas, de consistencia interna y cargas factoriales del Inventario de Síntomas de Estrés (ISE)

| Factores | | Descriptivos | | | Fiabilidad | | Análisis Factorial | | AFC |
|-------------------------|--|--------------|-------|---------------------------|------------------------|---------------------|----------------------------|-----------|--------|
| Síntomas psicosociales | | Media | D.E. | Correl. ítem resto escala | α si ítem elim. | Valor propio: 4.485 | Varianza explicada: 14.95% | λ | Φ |
| ISE2 | Fácil irritabilidad | 1.47 | 1.128 | 0.560 | 0.847 | 0.572 | | 0.61 | 0.80 |
| ISE4 | Sin ganas de comenzar nada | 1.03 | 1.015 | 0.559 | 0.848 | 0.519 | | 0.66 | 0.76 |
| ISE6 | Escasas ganas de comunicarse | 0.91 | 1.014 | 0.503 | 0.851 | 0.464 | | 0.56 | 0.83 |
| ISE10 | Sensación de cansancio mental | 1.16 | 1.133 | 0.599 | 0.845 | 0.438 | | 0.65 | 0.76 |
| ISE11 | Dificultades sexuales | 0.79 | 1.062 | 0.474 | 0.852 | 0.541 | | 0.47 | 0.89 |
| ISE16 | Sentimientos de baja autoestima | 0.91 | 1.050 | 0.509 | 0.850 | 0.473 | | 0.55 | 0.84 |
| ISE18 | Dificultad de memoria y concentración | 1.11 | 1.032 | 0.490 | 0.851 | 0.449 | | 0.54 | 0.84 |
| ISE20 | Escasas ganas de comunicarse | 0.95 | 1.054 | 0.517 | 0.850 | 0.507 | | 0.59 | 0.89 |
| ISE22 | Estar con prisa | 1.89 | 1.381 | 0.372 | 0.861 | 0.474 | | 0.40 | 0.92 |
| ISE24 | Estar de mal humor | 1.23 | 1.004 | 0.606 | 0.845 | 0.605 | | 0.65 | 0.76 |
| ISE26 | Pérdida del deseo sexual | 0.88 | 1.100 | 0.461 | 0.853 | 0.495 | | 0.46 | 0.89 |
| ISE28 | Relaciones sociales poco satisfactorias | 0.73 | 0.861 | 0.465 | 0.853 | 0.596 | | 0.49 | 0.87 |
| ISE29 | Dificultad para controlar agresividad | 0.80 | 0.099 | 0.527 | 0.850 | 0.661 | | 0.55 | 0.84 |
| ISE30 | Cansancio rápido por cualquier actividad | 1.20 | 1.156 | 0.553 | 0.848 | 0.527 | | 0.61 | 0.78 |
| Total para la subescala | | 1.07 | 0.64 | α total | 0.863 | $r^2 = .99$ | | | |

(Continúa...)

| Síntomas somáticos | | Media | D.E. | Correl. ítem resto escala | α si ítem elim. | Valor propio: 3.516 Varianza explicada: 11.72% Saturación factor | λ | ϵ |
|-------------------------|-----------------------------------|-------|-------|---------------------------------|------------------------------|--|--------------|------------|
| ISE1 | Dolor de espalda o cuello | 1.79 | 1.139 | 0.456 | 0.679 | 0.599 | 0.25 | 0.97 |
| ISE3 | Pérdida o exceso de apetito | 1.10 | 1.114 | 0.354 | 0.704 | 0.422 | 0.98 | 0.20 |
| ISE5 | Dolores de cabeza | 1.48 | 1.161 | 0.493 | 0.669 | 0.635 | 0.30 | 0.96 |
| ISE7 | Presión en pecho | 0.66 | 0.936 | 0.440 | 0.684 | 0.438 | 0.22 | 0.98 |
| ISE9 | Dificultad para dormir | 1.01 | 1.141 | 0.456 | 0.679 | 0.584 | 0.30 | 0.96 |
| ISE14 | Fatigada en la mañana por trabajo | 1.31 | 1.116 | 0.484 | 0.672 | 0.515 | 0.30 | 0.96 |
| ISE23 | Presión arterial alta | 0.69 | 1.121 | 0.322 | 0.712 | 0.485 | 0.11 | 0.99 |
| Total Subescala | | 1.15 | 0.674 | α total | 0.720 | | $r^2 = 0.49$ | |
| Síntomas de infecciones | | Media | D.E. | Correl. ítem resto escala | α si ítem elim. | Valor propio: 2.433 Varianza explicada: 8.11% Saturación factor | λ | ϵ |
| ISE13 | Erupción en la piel | 0.56 | 0.962 | 0.279 | 0.604 | 0.404 | 0.37 | 0.93 |
| ISE15 | Pequeñas infecciones | 0.81 | 0.857 | 0.406 | 0.558 | 0.493 | 0.58 | 0.82 |
| ISE19 | Problemas gastrointestinales | 1.24 | 1.125 | 0.339 | 0.584 | 0.408 | 0.53 | 0.85 |
| ISE21 | Problemas alérgicos | 0.62 | 1.072 | 0.331 | 0.586 | 0.575 | 0.36 | 0.93 |
| ISE25 | Padecer resfriado y gripe | 1.14 | 0.912 | 0.397 | 0.560 | 0.616 | 0.47 | 0.89 |
| ISE27 | Problemas con la voz | 0.69 | 0.931 | 0.182 | 0.565 | 0.679 | 0.40 | 0.92 |
| Total Subescala | | 0.84 | 0.576 | α total | 0.627 | | $r^2 = 0.66$ | |

$KMO = .914$ $X^2 = 5603.815$ $p = .000$ α total = .886
 Índices de bondad de ajuste: $CFI = .936$ $BBNNFI = .929$ $IFI = .936$ $GFI = .829$ $RMSEA = .074$
 $\chi^2 = 1640.7$ $gl = 317$ $p = .00000$

de enojo. Se agregó un reactivo del factor 3 original que indica que el ama de casa percibe que no puede controlar su vida. Se propone que el nuevo factor para el caso de las amas de casa se denomine Afectación de los Recursos Personales Disponibles debido a que experimenta limitaciones importantes en la capacidad para disponer de tiempo y planear actividades personales fuera de la esfera del cuidado del hogar, además de experimentar tensión, enojo y falta de control.

El factor 2 originalmente evalúa la relación interpersonal cuidador-cuidado y está constituido por seis ítems; para las amas de casa se retuvieron 5 ítems pertenecientes al factor 1 original que evalúan el impacto del cuidado en el desarrollo individual, por lo que el factor se denomina Afectación del Desarrollo Individual.

El factor 3 original se denomina Expectativas de Auto-eficacia y está constituido por seis ítems; para las amas de casa se agruparon seis ítems, tres del factor original y tres más de los otros factores originales haciendo referencia a la capacidad percibida para desempeñarse como cuidador. Se desecha el concepto de auto-eficacia pues se incluyen ítems que refieren la dependencia de los otros y la indecisión para mejorar las cosas. Se propone denominar al factor Capacidad Percibida para Desempeñarse como Cuidadora.

Inventario de Burnout de Maslach (MBI)

En la tabla 2 se presentan las estimaciones correspondientes a los 17 reactivos incluidos para la evaluación de las dimensiones de Agotamiento Emocional (9 reactivos) y Realización Personal (8 reactivos). De acuerdo con los resultados obtenidos y aplicando los criterios ya definidos para retener o eliminar reactivos, se observa que el criterio de valor de la media del ítem respecto de la media de la subescala, - no mayor a la desviación estándar de la subescala, así como el criterio de tamaño de la desviación estándar no menor a .50, permite que todos los reactivos sean retenidos. Igualmente los reactivos cumplieron los criterios de correlación, consistencia interna y carga factorial.

En este instrumento la agrupación de ítems en las subescalas de Agotamiento Emocional y Realización Personal fue idéntica a la distribución definida en el estudio original de Maslach y Jackson (1981). Debe anotarse que al comparar los valores de consistencia interna con los del estudio original se observa que

bajó para la subescala de Agotamiento Emocional (original de .89, estudio actual .84) y mejoró ligeramente para Realización Personal (original de .74, estudio actual .75). Las estimaciones de KMO y esfericidad de Bartlett fueron adecuadas asegurando que la relación entre las variables es alta y provienen de una distribución normal multivariante, por tanto es pertinente el análisis factorial. El AFC arrojó coeficientes estructurales gamma mayores a .50 en todos los reactivos del factor Agotamiento Emocional; para el factor 2 de Realización Personal los coeficientes estructurales fueron bajos en los reactivos MBI4, MBI8 y MBI18 (de .39 a .41). Los índices prácticos de bondad de ajuste fueron adecuados, excepto para Chi cuadrada que debido al tamaño de muestra es significativa (ver tabla 2).

Cuestionario General de Salud (CGS)

La versión de 30 ítems aplicada resulta del análisis llevado a cabo por Goldberg y Hillier (1979) para obtener una versión reducida de la escala. La versión reducida a 30 es el resultado del análisis factorial exploratorio que definió 6 factores de los cuales se eligieron aquellos ítems con cargas factoriales más altas para cada uno de ellos (5 ítems por factor); dicha solución explicaba el 53.5% de la varianza.

La tabla 3 presenta los resultados obtenidos con las amas de casa para las distintas estimaciones. Según los criterios para retener o eliminar reactivos ya explicitados anteriormente se observa que se retuvieron todos los reactivos, excepto "Incapaz de resolver sus problemas" dado que no cargó en algún factor con una saturación mayor o igual a .40; en el reactivo "Dificultad para dormir y conciliar el sueño" se observa una baja inter-correlación con los reactivos del factor, sin embargo su eliminación disminuía el valor de alfa y su peso factorial era alto por lo que se decidió retenerlo.

La rotación Varimax produjo cuatro factores similares a los del estudio de Goldberg y Hillier (1979) aunque con algunas variaciones respecto de la distribución de los reactivos en los factores. El factor 1 agrupa los reactivos que evalúan Síntomas Somáticos con 8 reactivos incluyendo sentirse con energía o sin ella, irritada y de mal humor. El factor 2 agrupa los reactivos de Insomnio (4 reactivos). El factor 3 integra los reactivos de Disfunción Social que evalúan sentirse bien con uno mismo y los demás, incluyendo la evaluación de la satisfacción con lo que se hace (7 reactivos). El factor 4 agrupa los reactivos de depresión severa y algunos de los relacionados

a ansiedad (10 reactivos). Para todos los factores las saturaciones en su mayoría se encuentran arriba de .60 con pertenencia clara a un solo factor; los valores de alfa son adecuados (por arriba de .70). Igualmente las estimaciones de *KMO* y esfericidad de Bartlett son adecuados. El AFC arrojó coeficientes estructurales gamma mayores a .50 en todos los reactivos de los factores de síntomas somáticos, ansiedad e insomnio y el factor de depresión severa; para el factor de disfunción social los reactivos C14 y C15 presentaron coeficientes estructurales bajos (.42 y .47 respectivamente). Los índices prácticos de bondad de ajuste fueron adecuados, excepto para *Chi cuadrada* que debido al tamaño de muestra es significativa (ver tabla 3).

Inventario de Síntomas de Estrés (ISE)

La tabla 4 muestra los resultados de las estimaciones de discriminación de reactivos, consistencia interna y análisis factorial del instrumento para la muestra de amas de casa. Se eliminaron 3 reactivos: ISE8- capacidad para adaptarse a situaciones nuevas; ISE12- tiempo mínimo para uno mismo; ISE17- aumento en el consumo de alcohol o tabaco. Ello obedece a que no cumplieron con el criterio de carga factorial ($\geq .40$). Se observa que los reactivos retenidos cumplieron con los criterios estadísticos establecidos. En la aplicación con amas de casa se definieron 3 factores que explican 34.78% de la varianza alcanzando índices de consistencia interna entre .63 y .86 que para el caso de los factores de síntomas psicosociales y síntomas somáticos se ubican en un nivel aceptable para utilizar el instrumento en investigación básica; para el tercer factor, síntomas de infecciones, se observa el índice más bajo y se deberá utilizar con reservas. Los resultados del AFC muestran coeficientes estructurales gamma bajos en el factor de síntomas somáticos y en el factor de síntomas de infecciones corroborando entonces que la solución obtenida para amas de casa debe utilizarse con reservas. Los índices de bondad de ajuste muestran valores superiores a .90 excepto el GFI; para el caso del índice RMSEA su valor es mayor a .05 aunque aún en límites aceptables (menor a .08). La estimación de *Chi cuadrada* arroja valores significativos debido al tamaño de muestra.

Conclusiones y Discusión

As for criterion Se obtuvieron un conjunto de sub-escalas para cada uno de los instrumentos y sus variables con índices de confiabilidad todos ellos arriba de $\alpha=.70$,

cargas factoriales arriba de .40 y varianzas explicadas por encima de 40% para todos los instrumentos excepto uno.

Para la Escala de Carga Percibida (ECP) el ajuste para la evaluación de amas de casa produjo 3 factores, igual que la escala original, eliminándose muy pocos reactivos. Conceptualmente la nueva estructura define como indicadores de la carga percibida: (1) la afectación de los recursos personales disponibles; (2) la afectación del desarrollo individual y (3) la capacidad percibida para desempeñarse como cuidadora.

Para el caso del Inventario de Burnout de Maslach según los índices de consistencia interna obtenidos no se observa una disminución o aumento importante (de .05 puntos para la subescala de Agotamiento Emocional, aumento de .01 puntos para Realización Personal) ni una alteración en la estructura factorial; la solución de dos factores del presente estudio coincide con los definidos en el estudio original. Adicionalmente, el meta-análisis de Worley, Vassar, Wheeler y Barnes (2008) encontró una correlación fuerte entre Agotamiento Emocional y Despersonalización, a su vez ortogonales a Realización Personal, lo que permite suponer que es ese el motivo por el cual el comportamiento de los factores en el presente estudio no se afectó al no incluir los ítems de la subescala de Despersonalización.

Por su parte el meta-análisis de la consistencia interna del MBI (Wheeler, Vassar, Worley & Barnes, 2011) indica que los valores encontrados para Agotamiento Emocional son $\geq .80$ y el idioma del instrumento sí afectaba los puntajes, no encontrando que esto sucediera para la subescala de Realización Personal cuyos índices variaban entre .70 y .89, rango en el que se encuentran los puntajes de consistencia interna obtenidos en el presente estudio. Se puede asumir que el ajuste de redacción hecho para la aplicación con amas de casa no afectó la estructura factorial o la confiabilidad del instrumento.

Con relación al Cuestionario General de Salud, la aplicación y análisis de sus características psicométricas en amas de casa contribuye a ampliar el abanico de poblaciones donde se ha aplicado, conservando la pertinencia de los síntomas que son sensibles para detectar las afectaciones que el estrés cotidiano tiene sobre las personas.

Para el Inventario de Síntomas de estrés se encontraron 3 factores claramente definidos: síntomas psicosociales, somáticos y de infecciones los cuales difieren de la agrupación original de la aplicación con

psicólogos en ejercicio profesional; parece ser entonces que el ajuste para amas de casa afecta de manera importante la estructura factorial original, sobre todo en el surgimiento del factor síntomas de infecciones que debe utilizarse con reservas por sus bajos valores de consistencia interna, cargas factoriales y coeficientes estructurales gamma. Los índices de bondad de ajuste GFI y RMSEA asumieron valores ligeramente por debajo del nivel establecido como apropiado.

Los resultados alcanzados en el análisis de propiedades psicométricas de discriminación de reactivos, consistencia interna y análisis factorial exploratorio dan lugar a un modelo de medición ajustado a las características del fenómeno de burnout en amas de casa, mismo que el AFC corrobora como aceptable para cada uno de los instrumentos.

El abordaje de la población de amas de casa requiere un mayor número de estudios considerando que la proporción de mujeres con cargas de trabajo doble o triple va en aumento. Si bien los estudios sobre burnout incluyen población femenina, generalmente lo hacen considerando los efectos del trabajo fuera de casa dejando de lado documentar los efectos que puede tener sobre su bienestar y salud, por tanto su posible efecto sobre el desarrollo de las actividades de cuidado de la familia y del hogar. Actualmente las políticas de salud siguen planteando como eje de aplicación de los programas a la mujer, ello requiere no perder de vista la importancia que reviste entender los efectos de la carga de trabajo y con ello que los programas consideren a la mujer no solamente como el factor principal en la promoción de la salud y la prevención de la enfermedad, sino los esfuerzos programáticos que la salud pública debe desarrollar para coadyuvar a la mejora de las condiciones de vida de las mujeres.

Referencias

- Alpuche, V., Ramos, B., Rojas, M. & Figueroa, C. (2008). Validez de la entrevista de carga de Zarit en una muestra de cuidadores primarios informales. *Psicología y Salud*, 18(2), 237-245.
- Bekker, M., Croon, M., & Bressers, B. (2005). Childcare involvement, job characteristics, gender and work attitudes as predictor of emotional exhaustion and sickness absence. *Work & Stress*, 19(3), 221-237. doi:10.1080/02678370500286095
- Benevides, A., Moreno, B., Garrosa, E. & González, J. (2002). La evaluación específica del síndrome de Burnout en psicólogos: el "Inventario de Burnout de Psicólogos". *Clínica y salud*, 13(3), 257-283.
- Campillo, F. (2000) El trabajo doméstico no remunerado en la economía. *Nómadas (Colombia)*, 12, 98-115.
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(3), 521-551.
- García-Calvente, M., Mateo-Rodríguez, I. & Maroto-Navarro, G. (2004). El impacto de cuidar en la salud y la calidad de vida en las mujeres. *Gaceta Sanitaria (online)*, 18(2), 83-92. doi:10.1157/13061998
- Garden, A. (1987). Depersonalization: A Valid Dimension of Burnout?. *Human Relations*, 40 (9), 545-559. doi:10.1177/001872678704000901
- Gil-Monte, P.R., García-Juesas, J.A. y Caro, H. M. (2008). Influencia de la sobrecarga laboral y la autoeficacia sobre síndrome de quemarse por el trabajo (burnout en profesionales de enfermería). *Revista Interamericana de Psicología*, 42(1), 113-118.
- Gil-Monte, P.R., Peiró, J.M. y Valcárcel, P. (1998). A model of burnout process development: An alternative from appraisal models of stress. *Comportamiento Organizaciones e Gestao*, 4, 165-179.
- Goldberg, D.P. & Hillier, V.F. (1979) A scaled version of the general health questionnaire. *Psychological Medicine*, 9, 139-145. doi:10.1017/S0033291700021644
- Grajales, T. (2000). *Estudio de la validez factorial del Maslach Burnout Inventory, versión española en una población de profesionales mexicanos*. Recuperado el 24 de Enero del 2014 de <http://www.tgrajales.net/mbivalidez.pdf>
- Gutiérrez, A.M.T. y Martínez, A.S. (2006). Burnout en enfermeras oncológicas mexicanas. *Salud de los Trabajadores*, 14(1), 19-30.
- Hambleton, R. & Patsula, L. (1999). *Increasing the Validity of Adapted Tests: Myths to be Avoided and Guidelines for Improving Test Adaptation Practices*. *Journal of Applied Testing Technology*, 1(1). Recuperado el 30 de marzo de 2015 de: <https://atpu.memberclicks.net/assets/documents/volume%201%20issue%201Increasing>

ing%20validity.pdf

- Maslach, C. y Jackson, S.E. (1981). The measurement of experienced burnout. *Journal of Occupational Behaviour*, 2, 99-113. doi:10.1002/job.4030020205
- Maslach, C., Jackson, S.E. y Schwab, R.L. (1986). *Maslach Burnout Inventory- HSS*. Psychologists Press. Palo Alto, California.
- Montorio, I., Izal-Fernández, M., López, A. y Sánchez, M. (1998). La entrevista de carga del cuidador. Utilidad y validez del concepto de carga. *Anales de Psicología*, 14(2), 229-248.
- Nunnally, J., Bernstein, I. (1995). *Teoría Psicométrica*. Tercera Edición. México. McGraw-Hill.
- Ortega, M., Ortiz, G., & Coronel, P. (2007). Burnout en médicos y enfermeras y su relación con el constructo de personalidad resistente. *Revista Psicología y Salud*, 17(1), 5-16.
- Ortiz, G., Ortega, M., & Rojas, E. (2010). Burnout, personalidad resistente y sobrecarga percibida en cuidadores de enfermos dependientes. *Psicología y Salud. Los actores del proceso salud-enfermedad: profesionales, pacientes y cuidadores*. México: Universidad Veracruzana, Instituto de Investigaciones Psicológicas. (pp. 7-46).
- Ortiz, G., Ortega, M., & Martínez, A. (2012). El impacto psicológico del trabajo que desempeñan las amas de casa mexicanas. En: Ortiz, G. *Repercusiones Psicológicas del trabajo femenino dentro y fuera del hogar en amas de casa mexicanas*. México. CONACYT. Universidad Veracruzana. (pp. 11-78)
- Otarola, M. (2007). La relación existente entre el conflicto trabajo-familia y el estrés individual en dos organizaciones colombianas. *Cuadernos Administrativos. Bogotá (Colombia)*, 20(34), 139-160.
- Pedrero, M. (2005). *Trabajo doméstico no remunerado en México. Una estimación de su valor económico a través de la Encuesta Nacional sobre uso del tiempo 2002*. Instituto Nacional de las Mujeres. Primera edición, México.
- Romero, M., & Medina-Mora, M (1987). Validez de una versión del Cuestionario General de Salud, para detectar psicopatología en estudiantes universitarios. *Salud Mental*, 10(3), 90-97.
- Shirom, A. (2002). Job-related Burnout: A review. In: Quick, J.C. & Tetrick. L.E. (Eds.). *Handbook of Occupational Health Psychology*. Washington, D.C. American Psychological Association (pp. 245-265). doi:10.1037/10474-012
- Wheeler, D., Vassar, M., Worley, J & Barnes, L (2011). A Reliability Generalization Meta-Analysis of Coefficient Alpha for the Maslach Burnout Inventory. *Educational and Psychological Measurement*, 71(1), 231-244. doi:10.1177/0013164410391579
- Worley, J., Vassar, M., Wheeler, D & Barnes, L (2008). Factor Structure of Scores from the Maslach Burnout Inventory: A Review and Meta-Analysis of 45 Exploratory and Confirmatory Factor-Analytic Studies. *Educational and Psychological Measurement*, 68(5), 797-823. doi:10.1177/0013164408315268
- Zarit, S. H., Orr, N. K., & Zarit, J. M. (1985). *The hidden victims of Alzheimer's disease: Families under stress*. New York: New York University Press

Self-references for authors: 3

Self-references for the JBHSI: 0