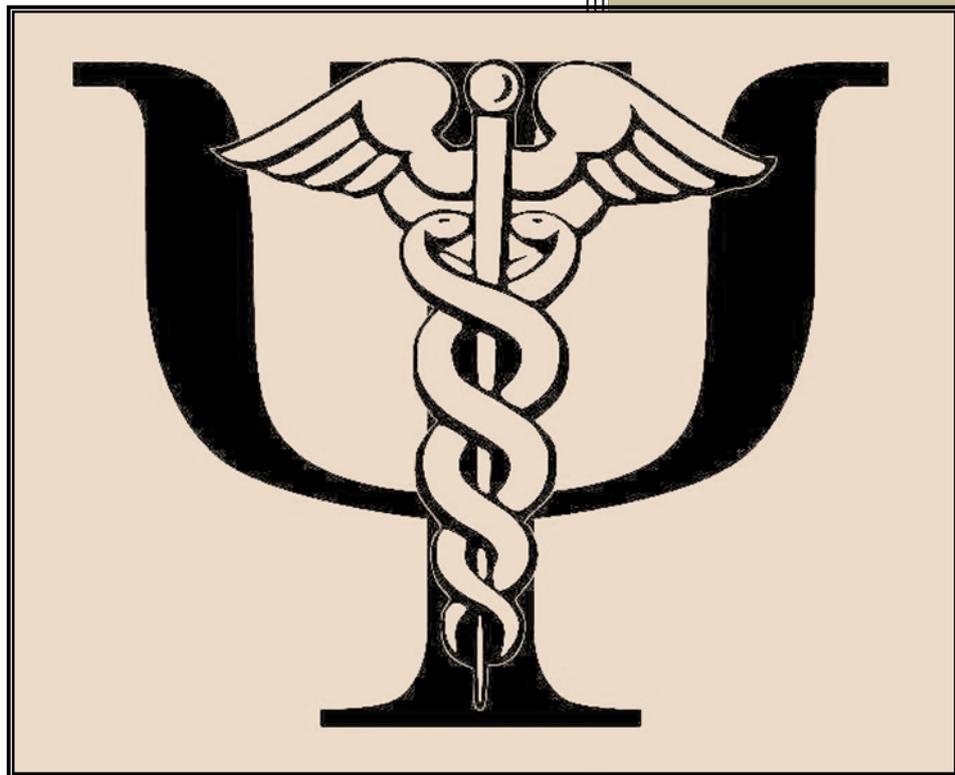


ISSN: 2171-2069

Volumen 4
Número 1
Enero de 2013

**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 Muñiz, 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.

Antonietta Pepe-Nakamura, UNIC – Univ. Corporativa FETC (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.

M^a José Vázquez Figueiredo, Univ. de Vigo.

María Victoria Trianes, Univ. de Málaga.

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

Publicado por: SUIPS.

Publicado en: A Coruña

Volumen 4, Número, 1.

Suscripciones: ver www.usc.es/suiips

Frecuencia: 2 números al año (semestral).

ISSN: 2171-2069

D.L.: C 13-2010

PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA DE DISCRIMINACIÓN TEMIDA Y PERCIBIDA PARA MUJERES CON VIH (DTP-40-MV)

José Moral y María Petra Segovia

Facultad de Psicología, UANL. Monterrey, Nuevo León (México).

(Recibido 7 de julio de 2012; revisado 27 de octubre de 2012; aceptado 2 de noviembre de 2012)

Abstract

The aims of this study were to determine the factor structure of the scale of Perceived and Feared Discrimination for women with HIV (DTP-48-MV), to calculate its internal consistency, to describe its distribution and to verify its convergent validity. The PFD-48-WH scale and the STAXI-2 anger expression scale were applied to a random sample of 200 women with HIV, with 34.88 years of age mean and 3.79 years of the diagnosis time mean. Six correlated factors, that explained 73% of the selected 40 items total variance, were found: Feared discrimination, perceived discrimination in workplace and neighbourhood, perceived discrimination within family, perceived discrimination in clinical care, perceived discrimination before the consultation of the medical record, and perceived moments of discrimination. The fit to data was good by scale-free least squares: $GFI = .94$, $AGFI = .93$, $NFI = .92$ and $RFI = .91$. The values of internal consistency of total score and factors were high. The correlation between the total scores of both scales was positive and significant. It is concluded that the scale is reliable and valid, so it will allow planning research designs in which feared and perceived discrimination can be measured.

Keywords: discrimination; anger; women; HIV/AIDS; psychometrics.

Resumen

Este estudio tiene como objetivos determinar la estructura factorial de la escala de Discriminación Temida y Percibida para mujeres con VIH (DTP-48-MV), calcular su consistencia interna, describir su distribución y contrastar su validez convergente. Se aplicó la escala DTP-48-MV y la de expresión de la Ira del inventario STAXI-2 a una muestra aleatoria de 200 mujeres mexicanas con VIH, con 34.88 años de media de edad y 3.79 años de tiempo transcurrido desde el diagnóstico. Se hallaron seis factores correlacionados que explicaron el 73% de la varianza total de los 40 ítems seleccionados: discriminación temida, percibida en el trabajo y vecindario, percibida en el ámbito familiar, percibida en la atención clínica, percibida ante la consulta del expediente clínico y momentos percibidos de discriminación. El ajuste a los datos fue bueno por mínimos cuadrados ordinales: $GFI = .94$, $AGFI = .93$, $NFI = .92$ y $RFI = .91$. La consistencia interna de la escala y sus factores fue alta. La correlación entre las puntuaciones totales de ambas escalas fue positiva y significativa. Se concluye que la escala es confiable y válida, por lo que permitirá planificar diseños de investigación en los que se mida la discriminación temida y percibida.

Palabras clave: discriminación; ira; mujeres; VIH/SIDA; psicometría.

Introducción

Se entiende por *discriminación* un trato diferencial que niega, restringe o quita los beneficios, apoyos u oportunidades a los que una persona o conjunto de personas tienen derecho, basándose el mismo en distinciones arbitrarias, injustas o injustificables (razón de discriminación) desde los marcos de valores y principios compartidos por las personas que interactúan, como podría ser el vivir con VIH/SIDA. La *discriminación temida* se refiere a la expectativa por parte de la persona de sufrir un trato diferencial ante un escenario social imaginado o pronosticado en el que la razón de discriminación entra en juego. La *discriminación percibida* se refiere a la valoración o interpretación como injusta y discriminatoria de las interacciones que una persona vive en los escenarios sociales concretos en los que la razón de discriminación se pone en juego (Moral y Segovia, 2011).

Las reacciones sociales ante quienes han contraído una enfermedad infecciosa desconocida o mortal suelen ser discriminatorias, agresivas, e incluso homicidas (Lester, 2007), siendo la infección por VIH/SIDA un ejemplo más, sobre todo en sus primeras etapas. Inicialmente, se culpó a determinados grupos de riesgo, como hombres que tienen sexo con hombres, usuarios de drogas ilegales por vía intravenosa y personas que se dedican al sexo comercial, de ser los causantes y únicos portadores de la epidemia. Esto originó un avance importante de la infección del VIH en la población general y una fuerte discriminación hacia dichos grupos de personas. Ante estas consecuencias negativas, desde finales de la década de los 80, las autoridades socio-sanitarias vienen enfocando las campañas de prevención hacia conductas o situaciones concretas de riesgo en lugar de señalar a grupos sociales de riesgo; entre estas situaciones está el intercambio de fluidos corporales, especialmente sangre y semen, no así saliva o sudor (Córdova, Ponce, y Valdespino, 2009). El no compartir jeringuillas, el uso del preservativo en las relaciones sexuales con penetración y las pruebas serológicas de VIH al almacenar o antes de transfundir sangre se proclaman como medidas protectoras, pero las mismas requieren un uso asertivo del derecho a proteger la propia salud por parte de la persona (López y Moral, 2002; Robles, Piña, y Moreno, 2006).

A lo largo de la historia, en la mayoría de las sociedades, las mujeres han enfrentado, la discriminación social y sus consecuencias. Las actividades femeninas han venido poseyendo menor prestigio y poder que las masculinas en la vida social pública, incluso en la familiar y privada (Serret, 2006). En las sociedades más tradicionales, las

mujeres suelen hallarse sometidas a la autoridad de los padres de familia y los esposos, estando muy limitadas en el uso de sus libertades (Salazar, 2005); esto naturalmente puede afectar a la hora de exigir conductas protectoras del contagio del VIH, especialmente a sus cónyuges; de ahí que el grupo emergente de riesgo actualmente es el de las mujeres casadas, sobre todo amas de casa (Urzúa y Zúñiga-Barreda, 2008).

Desde el estricto control social al que está sometida la sexualidad femenina en los países latinos (Vázquez y Chávez, 2008), una mujer infectada de VIH puede sufrir un fuerte estigma social si se atribuye el origen de su infección a una conducta promiscua, irresponsable, de infidelidad o a la práctica del sexo comercial; por el contrario, si se atribuye a la infidelidad del cónyuge o de pareja con la que vive, la mujer sería percibida como víctima y esto le descargaría de toda responsabilidad moral y aminoraría el estigma social. Precisamente, varios estudios reportan más discriminación social hacia sexo-servidoras y mujeres jóvenes solteras que hacia amas de casa (Chong y Kvasny, 2007; Moral y Segovia, 2011; Zukoski y Thorburn, 2009).

Existen escalas y cuestionarios sobre discriminación (Brondolo et al., 2005; Consejo Nacional para Prevenir la Discriminación, 2011), pero actualmente se carece de una escala específica dirigida a personas con VIH/SIDA y en concreto a mujeres, cuando la evaluación y el estudio de la discriminación tiene gran relevancia social y clínica (Mahajan et al., 2008), al afectar a la adherencia al tratamiento (Rintamaki, Wolf, Davis, Skripkauskas, y Bennett, 2006), al estado de salud física (Bird, Bogart, y Delahanty, 2004; Stuber, Meyer, y Link, 2008) y al estado emocional (Venable, Carey, Blair, y Littlewood, 2006). Se argumenta que la ira y la depresión podrían mediar la relación entre la discriminación y la salud física (Vance, Smith, Neidig, y Weaver, 2008).

Desde un estudio cualitativo sobre discriminación en mujeres con VIH/SIDA, Moral y Segovia (2011) crearon una escala de 48 ítems, divididos en 5 campos semánticos: discriminación temida; momentos, lugares y agentes de los que se recibe más discriminación; y señales por las que uno reconoce que es objeto de discriminación. Al no estar estudiadas las propiedades psicométricas de esta escala, la presente investigación tiene como objetivos determinar su estructura factorial, calcular la consistencia interna de la puntuación total y los factores, describir sus distribuciones y contrastar la validez convergente en relación con la expresión de la ira. De forma congruente al diseño de la escala, se emplea una muestra de mujeres con VIH/SIDA para este estudio.

Se espera una estructura de dos factores correlacionados (discriminación temida y percibida), valores altos de consistencia interna y correlación significativa con expresión de la ira. Precisamente la discriminación es un acto de violencia social y trato injusto que genera inicialmente irritación e ira en las personas que lo padecen (Roberts, Vines, Kaufman, y James, 2007).

Método

Participantes

Se reclutó una muestra aleatoria de participantes voluntarias de 200 mujeres. Los criterios de inclusión fueron: edad entre 18 y 50 años, saber leer y escribir, prestar el consentimiento informado y haber recibido diagnóstico de VIH positivo.

Las mujeres con VIH/SIDA atendidas en Nuevo León, México, fueron la población objeto de estudio, la cual estaba integrada por 576 casos en 2010 (Centro Nacional para la Prevención y el Control del VIH/SIDA, 2011). Moral y Segovia (2011) reportaron, desde una muestra no probabilística extraída de esta misma población, que el 73% de las mujeres neoleonesas con VIH encuestadas en el Centro Ambulatorio para la Prevención y Atención del VIH/SIDA y de las Infecciones de Transmisión Sexual de Nuevo León (CAPACITS-NL) temían ser discriminadas en diversas situaciones sociales y entre el 53 y 67% (según la pregunta) indicaban ser discriminadas, lo que arroja un promedio de 61% de expectativa o percepción de discriminación por ser seropositivas de VIH. El Consejo Nacional para Prevenir la Discriminación (CONAPRED) reportó que el 49.2% de las mujeres y hombres mexicanos encuestados en 2010 sí aceptarían que en su casa viviera una persona con VIH/SIDA, el 35.9% no lo aceptarían, 11.2% sí, en parte, 3.4% no supieron que contestar y 0.3% no contestaron; así la discriminación más abierta desde este indicador estaría presente en un 36% de los mexicanos y más sutil en un 11-15%, sumando 49%. Considerando un nivel de discriminación de tres quintos (60%, 3 de cada 5) con un intervalo de confianza de 95% y un error de estimación exacto (EE) de 5.49% (54.51, 65.49%), se requirió una muestra de 200 participantes. Para dicho cálculo se empleó la siguiente fórmula: $EE = t_{(1-\alpha)/2} \cdot SD \cdot [(N - n)/N \cdot n]^{1/2}$, donde el valor asintótico del estadístico t de Student para una probabilidad bilateral del 95% es de 1.96, N es el tamaño de la población (576), n es el tamaño de la muestra (200) y SD es la desviación estándar que resulta de la raíz cuadrada del

producto de la probabilidad de caso de discriminación ($p = .60$) por la probabilidad de no caso ($1 - p = .40$).

Las mujeres que participaron en el estudio acudían a la consulta del CAPASITS-NL (95%) o de la Clínica #6 del Instituto Mexicano del Seguro Social (5%), ambos dispositivos ubicados en la ciudad de Monterrey. En estos lugares fueron entrevistadas por la segunda autora del artículo en un consultorio, mientras las pacientes esperaban sus citas programadas. Se les informaba en qué consistía el estudio y cuáles eran sus objetivos. Al aceptar participar se le pedía que firmaran la carta de consentimiento informado, y a continuación se realizaban las preguntas para obtener la información sociodemográfica y clínica en una entrevista cara a cara. Tras estas preguntas las mujeres respondían solas las escalas de autoinforme. El muestreo se realizó de julio del 2010 a mayo del 2011.

La media de edad de las pacientes fue 34.88 años ($DE = 8.63$). El promedio y la mediana de escolaridad correspondieron a secundaria incompleta. El 43% (86 de 200) dijeron estar casadas, 22.5 % (45) solteras, 14% (28) en unión libre, 9.5% (19) viudas, 6% (12) separadas y 5% (10) divorciadas. El 62% (176 de 200) reportaron tener hijos, siendo 3 la mediana de hijos. El 88.5% (177) indicaron ser católicas y 11.5% (23) cristianas. El 79% (158 de 200) de las mujeres reportaron haber sido infectadas por el cónyuge o pareja con la que vivían en unión libre, 15.5% (31) por una pareja ocasional, 2% (4) por un cliente, 1.5% (3) por un amante, 1% (2) por un novio, 0.5% (1) a causa de un abuso sexual y 0.5% (1) por transmisión vertical de la madre a la hija. La media de años transcurridos desde el diagnóstico fue 3.79 ($DE = 3.17$), variando de 1 mes a 18 años.

Instrumentos

Escala de Discriminación Temida y Percibida para Mujeres con VIH (DTP-48-MV; Moral y Segovia, 2011). Mide discriminación en sus aspectos de expectativa y percepción a causa de ser VIH positivo o padecer SIDA. Está integrada por 48 ítems tipo likert con un rango de respuesta de 1 “nada” a 5 “totalmente”. Se solicita a la persona indicar qué tanto describen sus expectativas y vivencias una serie de situaciones de discriminación por la condición de ser seropositiva de VIH o padecer SIDA, esto es, se le pide valorar el grado de conformidad. Todos los ítems son directos y la puntuación total de discriminación se obtiene por la suma simple de los mismos. Véase Anexo. En adelante se abreviada como escala DTP-48-MV. Fue diseñada desde un estudio

cualitativo con mujeres seropositivas de VIH, pero la forma de redacción de los ítems sería también aplicable a hombres.

Escala de expresión de la Ira del Inventario de Rasgo-Estado-Expresión de Ira (STAXI-2-AX/EX) con la adaptación al español de Miguel, Cano, Casado y Spielberger (2001). Está configurada por 24 ítems tipo Likert con un rango de 1 “en absoluto” a 4 “muchísimo”. Consta de cuatro factores de 6 ítems cada uno: control externo (ítems 1, 5, 8, 11, 16 y 18) que evalúa la frecuencia con que la persona controla la expresión externa de la ira (por ejemplo, “controlo mi temperamento”), control interno (ítems 19, 20, 21, 22, 23 y 24) que evalúa la frecuencia de uso de estrategias para controlar la expresión externa de su ira (por ejemplo, “respiro profundamente y me relajo”), exteriorización (ítems 2, 4, 6, 9, 13, 15) que evalúa la frecuencia con que la persona manifiesta la ira hacia los demás (por ejemplo, “hago comentarios irónicos de los demás”), e interiorización (ítems 3, 7, 10, 12, 14 y 17) que evalúa la frecuencia con que la persona esconden conscientemente sus sentimientos de ira ante los demás (por ejemplo, “me guardo para mí lo que siento”). Las puntuaciones en los factores se obtienen por suma simple de ítems. La puntuación total de expresión de ira se obtiene sumando las escalas de interiorización y exteriorización, añadiendo una constante de 36 y restando las escalas de control externo e interno, variando su rango de 0 a 72. En las muestras españolas, la consistencia interna estimada por el coeficiente alfa de Cronbach varió de .67 a .89 y la estabilidad temporal a los dos meses estimada por la correlación producto-momento de Pearson varió de .61 a .71 (Miguel et al., 2001).

Procedimiento

Para realizar este estudio se obtuvo el consentimiento del secretario técnico del Consejo Estatal para la Prevención y Control del SIDA de Nuevo León (COESIDA-NL) y del director del CAPASITS-NL. El estudio atendió las normas éticas de la American Psychological Association (2002).

Análisis de datos

La consistencia interna se estimó por el coeficiente alfa de Cronbach (α). Todo valor mayor o igual a .70 se consideró que refleja una consistencia interna alta, mayor o igual a .60 adecuada, mayor o igual a .50 baja y menor a .50 muy baja o inadmisibles (Cronbach y Shavelson, 2004). El ajuste de la distribución a una curva normal se

contrastó por la prueba de Kolmogorov-Smirnov con la corrección de Lilliefors (Z_{K-S}). Las correlaciones entre las escalas y factores de discriminación y expresión de la ira se calcularon por el coeficiente producto-momento de Pearson (r). Correlaciones por debajo de .30 se consideraron débiles, por debajo de .70 moderadas y de .70 o mayores fuertes (Cohen, Cohen, West, y Aiken, 2003). La estructura dimensional se determinó por análisis factorial exploratorio, empleándose componentes principales como método de extracción de factores y promax como método de rotación de la matriz factorial; además se contrastó por análisis factorial confirmatorio el ajuste del modelo derivado del análisis exploratorio, empleándose mínimos cuadrados ordinales como método para estimar la función de discrepancia. Se optó por mínimos cuadrados ordinales al incumplirse el supuesto de normalidad multivariada y adecuarse más a la escala de medida de los indicadores de los factores que fue ordinal. Se contemplaron seis índices de ajuste en el análisis factorial confirmatorio: cociente entre el estadístico ji-cuadrado y sus grados de libertad (χ^2/df), índice de bondad de ajuste de Jöreskog y Sörbom (GFI) y su modalidad corregida ($AGFI$), índice a ajuste normado de Bentler-Bonett (NFI), índice de ajuste relativo o coeficiente rho de Bollen (RFI) y residuo cuadrático medio (RMR). Se estipularon como valores de buen ajuste para los índices: $\chi^2/df \leq 2$, $GFI \geq .95$ y $AGFI$, NFI y $RFI \geq .90$; como valores adecuados: $\chi^2/df \leq 3$, $FD \leq 3$, $GFI \geq .85$ y $AGFI$, NFI y $RFI \geq .80$. El residuo cuadrático medio (RMR) cuanto más próximo al valor del correspondiente al modelo saturado y más alejado del correspondiente al modelo independiente se interpretó que refleja mejor ajuste (Moral, 2006). En el análisis de componentes principales se consideró toda carga factorial por debajo de .40 como baja.

Resultados

Estructura factorial y consistencia interna de la escala DTP-48-MV

Del conjunto de 48 ítems se seleccionaron 40. La selección inicialmente se realizó desde las propiedades de discriminación y consistencia interna de los ítems, eliminándose 3 (ítems 30, 32 y 33), posteriormente desde la definición de una estructura de 4 factores correlacionados por análisis de componentes principales, eliminándose también 3 (ítems 13, 16 y 26). El número de 4 factores se fijó desde el criterio de Cattell, además de la interpretación y consistencia interna de los factores frente al criterio de Kaiser. Finalmente desde el modelo con mejor ajuste a los datos con base en

el análisis factorial confirmatorio y reproducción por análisis factorial exploratorio, se desecharon 2 más (ítems 22 y 31), lo que dio un total de 8 ítems eliminados.

En un primer paso se desestimaron los ítems 30, 32 y 33 por problemas de discriminación (equivalencia estadística entre el grupo definido por puntuaciones menores o iguales al percentil 27 en la puntuación total de la escala DTP-48-MV y el grupo definido por puntuaciones mayores o iguales al percentil 73) y consistencia interna (correlación no significativa del ítems con la suma de los restantes 47 ítems de la escala DTP-48-MV).

Al extraer los componentes de la matriz de correlaciones de los 45 ítems seleccionados, por el criterio de Kaiser (número de autovalores mayores a 1), se definieron 8, explicándose el 72.39% de la varianza total. Por el criterio de Cattell (número de autovalores por encima del punto de inflexión de su curva de sedimentación) se definieron 4, explicándose el 58.60% de la varianza total. En ambas soluciones apareció el componente de discriminación temida (ítems del 1 al 11) y los ítems de discriminación percibida se repartieron en 7 componentes en la primera y tres en la segunda (en el ámbito laboral y vecindario, en el ámbito doméstico y en el ámbito clínico). Con ocho componentes se obtuvieron dos de muy baja consistencia interna ($\alpha < .50$) y difícil interpretación. Así se privilegió la solución de 4 componentes, los cuales en una extracción de segundo orden con una rotación oblicua se redujeron a dos dimensiones con autovalores mayores a 1, la primera agrupa la discriminación percibida en el hogar, trabajo y vecindario, y la segunda agrupa la discriminación temida con la percibida en el ámbito clínico.

En un segundo paso se eliminaron los ítems 13 y 26, los cuales presentaron cargas factoriales bajas ($< .40$) en la solución de 4 componentes. Al extraer nuevamente los componentes de la matriz de correlaciones de los 43 ítems seleccionados, por el criterio de Kaiser se definieron 7, explicándose el 71.17% de la varianza total; y por el criterio de Cattell, fueron 4, explicándose el 60.11% de la varianza total.

En un tercer paso se eliminó el ítem 16 por el mismo motivo de carga factorial baja ($< .40$). Al extraer nuevamente los componentes de la matriz de correlaciones de los 42 ítems seleccionados, por el criterio de Kaiser se definieron 7, explicándose el 71.45% de la varianza total y por el criterio de Cattell fueron 4, explicándose el 60.41% de la varianza total. En ambas soluciones todos los ítems tuvieron cargas altas ($\geq .40$).

Los 7 componentes, tras la rotación oblicua fueron: discriminación temida (DT) con 11 indicadores: ítems del 1 al 11 ($\alpha = .94$), percepción de discriminación por

agentes familiares con actos de separación o exclusión (AMF) con 4 indicadores: ítems 12, 18, 25 y 27 ($\alpha = .79$), percepción de discriminación en el trabajo y vecindario (PTV) con 9 indicadores: ítems 14, 15, 17, 23, 28, 29, 35, 36 y 41 ($\alpha = .93$), percepción de modos de discriminación en la atención clínica (PMC) con 4 indicadores: ítems 19, 20, 21 y 22 ($\alpha = .76$), percepción de discriminación en casa y momentos con la familia (LTF) con 8 indicadores: ítems 24, 34, 40, 42, 43, 44, 47 y 48 ($\alpha = .88$), percepción de discriminación ante la consulta del expediente clínico (PEC) con 3 indicadores: ítems 31, 45 y 46 ($\alpha = .79$), percepción de discriminación en el lugar de atención clínica (PLC) con 3 indicadores: ítems 37, 38 y 39 ($\alpha = .89$). En una extracción de segundo orden con una rotación oblicua se definen 3 dimensiones con autovalores mayores a 1: percepción de discriminación ante la consulta del expediente clínico y discriminación temida (PEC y DT), percepción de discriminación en la atención clínica (PMC y PLC) y percepción de discriminación en los ámbitos familiares, laboral y vecindario (PTV, AMF y LTF).

Los 4 componentes, tras la rotación oblicua fueron: discriminación temida (DT) con 11 indicadores: ítems del 1 al 11 ($\alpha = .94$), discriminación percibida en el trabajo y vecindario (PTV) con 13 indicadores: ítems 14, 15, 23, 28, 29, 35, 36, 41, 43, 44, 45, 47 y 48 ($\alpha = .93$), discriminación percibida en el ámbito familiar (PAF) con 10 indicadores: ítems 12, 17, 18, 19, 24, 25, 27, 34, 40 y 42) ($\alpha = .89$) y discriminación percibida en la ámbito clínico (PAC) con 8 indicadores: ítems 20, 21, 22, 31, 37, 38, 39 y 46 ($\alpha = .87$). En una extracción de segundo orden con una rotación oblicua se definen 2 dimensiones con autovalores mayores a 1, una de percepción de discriminación en el trabajo, vecindario y familia, así como otra de discriminación temida y percepción de discriminación en el ámbito clínico.

Por análisis factorial confirmatorio se contrastaron 4 modelos con 42 ítems: de 4 factores correlacionados (4F-42-Cor.), 4 factores subordinados a dos factores de orden superior correlacionados (4F-42-2J), 7 factores correlacionados (7F-42-Cor) y 7 factores subordinados a tres factores de orden superior correlacionados (7F-42-3J). Estos cuatro modelos fueron derivados de los análisis exploratorios previos.

El coeficiente de curtosis multivariada de Mardia para los 42 ítems fue de 868.53 y su valor estandarizado de 100.99, por lo que se rechazó el supuesto de normalidad multivariada y se optó por el método de mínimos cuadrados ordinales (libres de escala). La excesiva asimetría positiva de los ítems hizo inadecuado el método de mínimos cuadrados generalizados, a pesar de ser más robusto a la violación del

supuesto de normalidad multivariada que el método de máxima verosimilitud (Kline, 2010).

Al emplearse el método de mínimos cuadrados ordinales, se obtuvo una estimación de los parámetros tanto para puntuaciones directas como estandarizadas, pero no del error estándar de los mismos, por lo que no se pudo contrastar su significación estadística. De ahí que se estipuló la eliminación de todo indicador (ítem) con menos del 25% de la varianza explicada por el factor, lo que correspondió a un coeficiente β menor a .50, así como toda correlación entre los factores menor a .14, la cual no sería significativa para un tamaño de muestra de 200 participantes con un nivel de significación de .05 en un contraste bilateral por la prueba Z de Fisher. Se interpretó que toda correlación mayor o igual a .80, reflejaría una distinción forzada entre dos factores, siendo en realidad uno, y una correlación mayor o igual a .70 daría indicios de posible unidad entre dos factores.

En el modelo de 4 factores correlacionados, cuatro ítems presentaron un porcentaje de varianza explicada menor a 25%: ítem 45 (8%, $\beta = .28$) del factor de percepción de discriminación en el trabajo y vecindario y los ítems 22 (19%, $\beta = .44$), 46 (23%, $\beta = .44$) y 31 (24%, $\beta = .49$) del factor de percepción de discriminación en el ámbito clínico, por lo que fueron eliminados. Calculado de nuevo el modelo, las 6 correlaciones entre los 4 factores fueron mayores a .14, variando en valores absolutos de .16 a .64 con una media de .29 ($DE = .21$), y los porcentajes de varianza explicada de los 38 ítems fueron mayores a 25%, variando de 31 a 81% con una media de 55% ($DE = 14\%$). El número de momentos fue 741 (703 correlaciones no redundantes y las 38 varianzas de los ítems) y el número de parámetros a estimar fue 82 (34 coeficientes de regresión, 6 covarianzas entre los 4 factores y 42 varianzas de las variables exógenas que fueron los 4 factores y 38 residuos). Los grados de libertad del modelo, obtenidos por la diferencia entre el número de momentos y el número de parámetros a estimar, fueron 659. Este valor se empleó para la estimación del cociente entre el estadístico ji-cuadrado y sus grados de libertad. Los índices de ajuste fueron buenos en términos generales: $\chi^2(659, N = 200) = 1,258.37$ (su valor para el modelo independiente fue 15,294.16 y para el saturado 0), $\chi^2/gl = 1.91$, $GFI = .93$, $AGFI = .93$, $NFI = .92$, $RFI = .91$, y $RMR = 0.15$ (su valor para el modelo independiente fue de 0.62 y para el saturado 0), al dividirse RMR por la raíz del tamaño de la muestra dio un valor estandarizado de 0.01.

Al estimarse el modelo jerarquizado de 2 factores correlacionados de orden superior y 4 factores de orden inferior, hubo problemas de indefinición debido a los factores de orden superior, requiriéndose fijar a 1 los parámetros de los dos indicadores de los dos factores, por lo que finalmente se descartó este modelo.

Al estimarse el modelo de 7 factores correlacionados se hallaron dos indicadores del factor de percepción de modos de discriminación en la atención clínica con porcentajes de varianza menores a 25% (ítems 19 y 22) y 5 correlaciones no significativas, por lo que fueron eliminados. Tras estas siete eliminaciones los 40 ítems tuvieron porcentajes de varianza mayores a 25%, variando de 27 a 97% con una media de 60% ($DE = 17\%$), y las 16 correlaciones entre los 7 factores fueron mayores a .14, variando en valores absolutos de .15 a .74 con una media de .38 ($DE = .21$). El número de momentos fue 820 (780 correlaciones no redundantes y las 40 varianzas de los ítems) y el número de parámetros a estimar fue 96 (33 coeficientes de regresión, 16 covarianzas entre los 7 factores y 47 varianzas de las variables exógenas que fueron los 7 factores y 40 residuos), siendo la diferencia o grados de libertad del modelo de 724. Los índices de ajuste en términos generales fueron buenos: $\chi^2(724, N = 200) = 1,388.76$ (su valor para el modelo independiente fue 16,106.53 y para el saturado 0), $\chi^2/gl = 1.92$, $GFI = .93$, $AGFI = .92$, $NFI = .91$, $RFI = .91$, y $RMR = 0.15$ (su valor para el modelo independiente fue de 0.61 y para el saturado 0), al dividirse RMR por la raíz del tamaño de la muestra dio un valor estandarizado de 0.01.

La diferencia entre los estadísticos ji-cuadrado de ambos modelos fue de 130.39 y la diferencia de los grados de libertad de ambos modelos de 65, lo que permitió rechazar la equivalencia con una p menor a .05. El modelo más parsimonioso mostró ligeramente mejor ajuste (Yuan y Bentler, 2004). Además en el modelo de 7 factores las correlaciones altas entre los dos factores relacionados con el ámbito familiar ($r = .74$) y los dos factores relacionados con la atención clínica ($r = .73$), podrían indicar que en realidad fuesen uno solo. Este modelo en comparación con el de 4 factores reflejó un factor muy consistente de percepción de discriminación ante la consulta del expediente clínico ($\alpha = .91$ con ítems 45 y 46, pero .79 incluyendo al ítem 31) que se segregó de forma clara de discriminación percibida en el ámbito clínico.

El modelo jerarquizado de 7 factores de orden inferior subordinados a 3 correlacionados de orden superior presentó problemas de indefinición, por lo que nuevamente se descartó esta solución.

Al introducir en el modelo de 4 factores correlacionados el factor de percepción de discriminación en relación con la consulta del expediente clínico (PEC) con dos indicadores (ítems 45 y 46), las 10 correlaciones resultaron mayores a .14, salvo la correlación entre este nuevo factor y el de percepción de discriminación en el ámbito familiar ($r = .07$, $p > .05$), por lo que se eliminó. Tras esta eliminación los porcentajes de varianza explicada de los 40 ítems fueron mayores a 25%, variando de 31 a 92% con una media de 56% ($DE = 15\%$), y las 9 correlaciones entre los 5 factores fueron mayores a .14, variando en valores absolutos de .16 a .70 con una media de .32 ($DE = .18$). El número de momentos fue 820 (780 correlaciones no redundantes y las 40 varianzas de los ítems) y el número de parámetros a estimar fue 89 (35 coeficientes de regresión, 9 covarianzas entre los 5 factores y 45 varianzas de las variables exógenas que fueron los 5 factores y 40 residuos), siendo la diferencia o grados de libertad del modelo de 731. Los índices de ajuste fueron buenos en términos generales: $\chi^2(731, N = 200) = 1,339.95$ (su valor para el modelo independiente fue 16,338.47 y para el saturado 0), $\chi^2/gf = 1.83$, $GFI = .93$, $AGFI = .93$, $NFI = .91$, $RFI = .91$, y $RMR = 0.15$ (su valor para el modelo independiente fue de 0.61 y para el saturado 0), al dividirse RMR por la raíz del tamaño de la muestra dio un valor estandarizado de 0.01.

Por la prueba de la diferencia de los estadísticos ji-cuadrado (Yuan y Bentler, 2004), el ajuste del modelo de 5 factores correlacionados con 40 ítems fue estadísticamente equivalente al modelo de 4 factores correlacionados con 38 ítems, $\chi^2(72, N=200) = 81.56$, $p > .05$.

Al extraer los componentes con 38 ítems, por el criterio de Cattell, se definieron 4 que explicaron el 62.27% de la varianza total. Tras la rotación por el método Promax, se definieron los componentes de discriminación temida y discriminación percibida en el ámbito clínico, pero cambió la configuración de los otros dos factores. Se definió un factor de momentos percibidos de discriminación y otro que agrupó aspectos de familia, vecinos y trabajo. Con añadir los ítems 45 y 46, se definieron estos mismos factores, quedando estos dos ítems en el factor de percepción de discriminación en el ámbito clínico, y la varianza total explicada fue 61.92%.

Al fijar el número de factores a 5, siguieron sin cambios los factores de discriminación temida con sus 11 indicadores (ítems del 1 al 11) ($\alpha = .94$) y el de percepción de discriminación en el ámbito clínico con 7 indicadores (ítems 20, 21, 37, 38, 39, 45 y 46) ($\alpha = .88$). Se definió nuevamente el factor de momentos percibidos de discriminación con 6 indicadores (ítems 41, 42, 43, 44, 47 y 48) con consistencia

interna alta ($\alpha = .85$), el cual agrupó 5 ítems que estaban en el factor de discriminación en el trabajo y vecindario (ítems 41, 43, 44, 47 y 48) y uno en el factor de discriminación en el ámbito familiar (ítem 42). Ahora se logró configurarse el factor de percepción de discriminación en el trabajo y vecindario, pero reducido a 8 indicadores (ítems 14, 15, 17, 23, 28, 29, 35 y 36) ($\alpha = .93$), y el factor de percepción de discriminación en el ámbito familiar también con 8 indicadores (ítems 12, 18, 19, 24, 25, 27, 34 y 40) ($\alpha = .88$). El ítem 17 pasó del factor de discriminación en el ámbito familiar al factor de percepción de discriminación en el trabajo y vecindario. Con estos 5 factores se explicó el 66.19% de la varianza total.

Al fijar el número de factores a 6, tras la rotación Promax, se definieron los mismos factores, salvo que se segregó el factor de percepción de discriminación ante la consulta del expediente clínico (ítems 45 y 46) del factor de percepción de discriminación en el ámbito clínico. Al factor conformado por los ítems 20, 21, 37, 38 y 39 se le denominó discriminación percibida en la atención clínica. De este modo se distinguió un primer nivel administrativo-auxiliar de consulta del expediente clínico de un segundo nivel de atención clínica por médicos, enfermeros, psicólogos y trabajadores sociales. Con esta solución de 6 componentes se explicó el 72.67% de la varianza total.

Por el criterio de Kaiser serían 7 factores, pero el séptimo factor sólo estaría definido por el ítem 19 e incrementaría en 3% la varianza explicada.

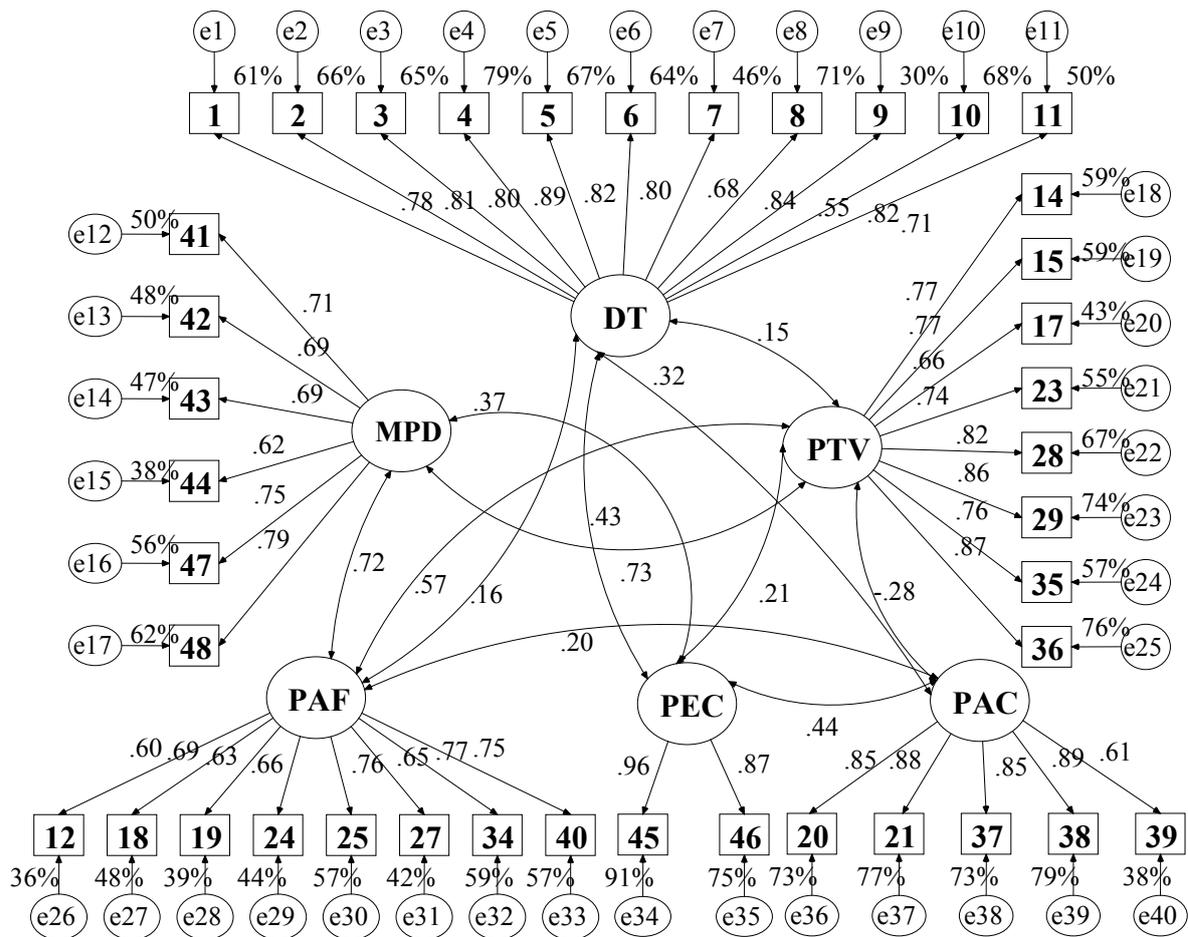
Se contrastó este modelo de 6 factores correlacionados con 40 ítems. Se eliminaron tres correlaciones al ser iguales o menores a .14. Los 40 ítems tuvieron porcentajes de varianza explicados mayores a 25%, variando de 30 a 91% con una media de 59% ($DE = 14\%$). Las 12 correlaciones entre los 6 factores en valores absolutos variaron de .15 a .73 con una media de .38 ($DE = .20$). Dos correlaciones fueron mayores a .70, las del factor de momentos percibidos de discriminación con discriminación percibida en el trabajo y vecindario y percibida en el ámbito familiar (véase Figura 1). El número de momentos fue 820 (780 correlaciones no redundantes y las 40 varianzas de los ítems) y el número de parámetros a estimar fue 92 (34 coeficientes de regresión, 12 covarianzas entre los 6 factores y 46 varianzas de las variables exógenas que fueron los 6 factores y 40 residuos), siendo la diferencia o grados de libertad del modelo de 728. Los índices de ajuste fueron buenos en términos generales: $\chi^2(728, N = 200) = 1,275.23$ (su valor para el modelo independiente fue 16,338.47 y para el saturado 0), $\chi^2/df = 1.75$, $GFI = .94$, $AGFI = .93$, $NFI = .92$, $RFI = .91$, y $RMR = 0.15$ (su valor para el modelo independiente fue de 0.61 y para el saturado

0), al dividirse *RMR* por la raíz del tamaño de la muestra dio un valor estandarizado de 0.01.

Por la prueba de la diferencia de los estadísticos ji-cuadrado (Yuan y Bentler, 2004), el ajuste del modelo de 6 factores correlacionados con 40 ítems fue estadísticamente equivalente al modelo de 4 factores correlacionados con 38 ítems, $\chi^2(69, N=200) = 19.86, p > .05$.

Por los valores de los índices de ajuste, porcentajes de varianza explicada de los ítems, reproducción por análisis factorial exploratorio con casi tres cuartos de la varianza explicada, consistencia interna alta de los factores, correlaciones menores a .80 e interpretación clara se consideró como el mejor modelo el de 6 factores correlacionados con 40 indicadores. Al contemplar estos seis criterios los modelos de 4, 5 y 7 factores serían peores.

Figura 1. Modelo Estandarizado de 6 Factores Correlacionados con 40 Ítems, Estimado por Mínimos Cuadrados Ordinales (Libres de Escala). DT = Discriminación Temida, PTV = Discriminación Percibida en el Trabajo y Vecindario, PAC = Discriminación Percibida en la Atención Clínica, PEC = Discriminación Percibida ante la Consulta del Expediente Clínico, PAF = Discriminación Percibida en el Ámbito Familiar y MPD = Momentos Percibidos de Discriminación.



Distribución de la puntuación total y los factores de DMS-40-MV

La distribución de la puntuación total de la escala de discriminación temida y percibida para mujeres con VIH de 40 ítems (DMS-40-MV) de media de 89.80 y desviación estándar de 26.81 no se ajustó a una curva normal por la prueba de Kolmogorov-Smirnov una vez se aplicó la correlación de Lilliefors. Las distribuciones de los factores de discriminación temida y de percepción de discriminación ante la consulta del expediente clínico fueron aplanadas y las distribuciones de otros cuatro

factores fueron asimétricas positivas, no ajustándose ninguna a una curva normal, de ahí que la escala debería baremarse por medio de centiles (véase Tabla 1).

Tabla 1. Consistencia Interna, Descriptivos y Ajuste a la Normalidad de la Puntuación Total y los 6 Factores de la Escala de Discriminación Temida y Percibida para Mujeres con VIH de 40 Ítems.

Estadísticos		DTP-40-MV						
		PT	DT	PAF	PTV	PAC	PEC	MPD
Consistencia interna	Número de ítems	40	11	8	8	5	2	6
	α de Cronbach	.92	.94	.88	.93	.91	.91	.85
	Rango potencial	40-200	11-55	8-40	8-40	5-25	2-10	6-30
	Mínimo	40	11	8	8	5	2	6
	Máximo	172	55	40	36	25	10	30
	Media	89.80	35.20	11.36	15.32	11.01	6.44	10.46
	Desviación estándar	26.81	14.14	5.81	8.97	5.47	2.70	5.70
	Sesgo	0.36	-0.19	2.29	0.90	0.52	0.23	1.56
Descriptivos	Curtosis	-0.06	-1.19	5.26	-0.71	-0.68	1.06	2.12
	Decil 1	55	14	8	8	5	2	6
	Decil 2	62	21	8	8	5	4	6
	Decil 3	72	26	8	8	5	5	6
	Decil 4	82	31	8	9	9	6	7
	Decil 5	92	36	9	11	10	6	8
	Decil 6	99	40	9	14	13	8	9
	Decil 7	104	46	11	19	14	8	12
	Decil 8	109	51	13	26	15	10	15
	Decil 9	125	55	20	31	19	10	19
Normalidad	D	0.06	0.11	0.28	0.23	.017	0.14	0.25
	Z_D	0.92	1.53	3.98	3.32	2.39	2.02	3.49
	P	<i>ns</i>	*	**	**	**	**	**
	p^*	*	**	**	**	**	**	**

$N = 200$, Error estándar del sesgo = 0.17, Error estándar de la curtosis = 0.34, $|D|$ = Valor absoluto del estadístico de diferencia entre la función de distribución y una función teórica normal por la prueba de Kolmogorov-Smirnov, Z_D = estadístico D estandarizado, p = probabilidad de mantener la hipótesis nula de ajuste de la distribución a una curva normal, p^* = probabilidad aplicando la corrección de Lilliefors: $ns = p \geq .05$, * $p < .05$ ** $p < .01$. PT = Puntuación total (ítems 1, 2, 3, 4, 5, 6, 7, 8, 9, 10, 11, 12, 14, 15, 17, 18, 19, 20, 21, 23, 24, 25, 27, 28, 29, 34, 35, 36, 37, 38, 39, 40, 41, 42, 43, 44, 45, 46, 47 y 48), DT = Discriminación temida (ítems del 1 al 11), DTP-40-MV: PTV = Discriminación percibida en el trabajo y vecindario (ítems 14, 15, 17, 23, 28, 29, 35 y 36), PAC = Discriminación percibida en la atención clínica (ítems 20, 21, 37, 38 y 39), PEC = Discriminación percibida ante la consulta del expediente clínico (ítems 45 y 46), PAF = Discriminación percibida en el ámbito familiar (ítems 12, 18, 19, 24, 25, 27, 34 y 40) y MPD = Momentos percibidos de discriminación (ítems 41, 42, 43, 44, 47 y 48).

Validez convergente con expresión de ira

En la presente muestra, se eliminaron los ítems 3, 10 y 17 de interiorización del STAXI-AX por problemas de consistencia y definición factorial, al igual en el estudio de validación hecho en México por Moral, González y Landero (2010). Con los 21 ítems restantes no se lograron reproducir los 4 factores esperados. Al extraer 3 componentes, tras una rotación oblicua, se obtuvo uno de manifestación de la ira (ítems 2, 4, 6, 7, 9, 12, 13, 14 y 15), otro de control interno (ítems 19, 20, 21, 22, 23 y 24) y otro de control externo (ítems 1, 5, 8, 11, 16 y 18) ($\alpha = .79$); los tres presentaron valores de consistencia interna altos por la alfa de Cronbach (.89, .88 y .79, respectivamente). Con estos tres componentes se explicó el 57.41% de la varianza total y la solución se aproximó al modelo esperado, salvo que exteriorización y interiorización quedaron agrupados en el componente de manifestación de la ira. Este modelo de 3 factores correlacionados presentó un ajuste adecuado a los datos, estimando la función de discrepancia por GLS: $\chi^2(186, N = 200) = 359.41, p < .01$; $\chi^2/gl = 1.93$; $GFI = .83$; $AGFI = .80$; $FD = 1.81$; $PNCP = 0.87$; y $RMSEA = .07$. La consistencia interna de los 21 ítems fue alta ($\alpha = .89$).

Considerando la eliminación de los ítems 3, 10 y 17, se obtuvo la puntuación total de expresión de la ira sumando los 9 ítems de manifestación de la ira, la constante 39 y restando los 12 ítems de control interno y externo. Así, la puntuación total de expresión de la ira varió de 0 a 63.

La puntuación total de la escala DTM-40-MV correlacionó con la puntuación total de expresión de la ira y los factores de control externo e interno de la ira. La discriminación temida, la discriminación percibida en la atención clínica y ante la consulta del expediente clínico correlacionaron con la puntuación total de expresión de la ira y los factores de manifestación y control externo de la ira. La discriminación percibida en el ámbito familiar y momentos percibidos de discriminación fueron independientes de la ira. El control interno de la ira correlación con discriminación percibida en el trabajo y vecindario y ante la consulta del expediente clínico. Las correlaciones significativas variaron de .14 a .30 (véase Tabla 2).

Tabla 2. Correlaciones entre Discriminación e Ira.

Discriminación (DTP-40-MV)	Ira			
	Expresión de la ira	Manifestación de la ira	Control interno	Control externo
Puntuación total	.22 **	.12 <i>ns</i>	-.15*	-.27**
Temida	.22**	.20**	-.05 <i>ns</i>	-.25**
Percibida en el ámbito familiar	.09 <i>ns</i>	-.02 <i>ns</i>	-.14 <i>ns</i>	-.13 <i>ns</i>
Percibida en el trabajo y vecindario	.05 <i>ns</i>	-.09 <i>ns</i>	-.15*	-.10 <i>ns</i>
Percibida en la atención clínica	.30**	.28**	-.12 <i>ns</i>	-.25**
Percibida ante consulta del expediente clínico	.20**	.14*	-.14*	-.20**
Momentos percibidos de Discriminación	-.05 <i>ns</i>	-.12 <i>ns</i>	-.01 <i>ns</i>	-.04 <i>ns</i>

** $p \leq .01$. * $p \leq .05$, *ns*: $p > .05$.

Discusión

No se halla la estructura de dos factores correlacionados de discriminación temida y percibida pronosticada, ya sea en la extracción de componentes de primer orden o en la extracción de segundo orden. Esto podría deberse a que el número de ítems de discriminación percibida es cuatro veces mayor que el de discriminación temida y su contenido es más amplio. A pesar del contenido diverso del factor de discriminación temida con ítems referentes a la familia, trabajo y las relaciones personas, sin ninguno específico a la atención clínica, éste se asocia esencialmente con la percepción de discriminación en el ámbito clínico y especialmente con la percepción de discriminación ante la consulta del expediente clínico. De ahí se interpreta que el factor de discriminación percibida ante la consulta del expediente clínico (muy consistente, asociado a la discriminación percibida dentro de un factor de segundo orden y claramente diferenciado de la percepción de discriminación en la atención clínica), refleja aspecto mixto entre la expectativa y la vivencia factual de discriminación. Parece ser que la percepción de discriminación por administrativos y auxiliares ante la consulta del expediente clínico en la recepción genera una expectativa que finalmente no es confirmada en la atención clínica recibida por médicos, enfermeros, psicólogos y trabajadores sociales.

El diseño de esta escala partió de un estudio empírico cualitativo y no de un diseño teórico o con un grupo de expertos (Borsboom, 2005). Los 11 ítems del factor de

discriminación temida agotaban el contenido referido por las mujeres entrevistadas, cuyos temores y pensamientos aparecen centrarse en la familia y las relaciones personales, lo cual es consonante con su construcción de género (Chong, 2005). Si la pretensión final fuese tener dos factores, la mejor estrategia podría ser formular la misma pregunta para su valoración (grado de conformidad) en términos de temores y en términos de vivencia. Esta estrategia no se siguió, ya que lo que finalmente se pretendía era reflejar el campo fenomenológico de estas mujeres seropositivas de VIH.

Aunque inicialmente se buscaba definir y confirmar un modelo de 4 factores correlacionados (discriminación temida, percibida en el ámbito clínico, en el ámbito familiar y en el ámbito laboral y vecinal) finalmente resulta más estable, con clara reproducción tanto por análisis factorial exploratorio como confirmatorio, un modelo de 6 factores correlacionados, que segrega momentos percibidos de discriminación esencialmente de la discriminación percibida en el trabajo y vecindario, así como la percepción de discriminación ante la consulta del expediente clínico del factor de discriminación percibida en el ámbito clínico. Los seis factores con consistencia interna alta, interpretación clara y correlaciones menores a .80 poseen una individualidad e identidad propia. Los índices de ajuste son buenos por el método de mínimos cuadrados ordinales o libres de escala que se adecua mejor a los presentes datos que otros métodos, como máxima verosimilitud, mínimos cuadrados generalizados y mínimos cuadrados no ponderados, debido a la naturaleza ordinal y discreta de las variables manifiesta y la clara ausencia de normalidad multivariada como refleja un coeficiente de curtosis multivariada de Mardia mayor a 70 y su valor estandarizado mayor a 3 (Rodríguez y Ruiz, 2008).

La distribución de la puntuación total en la escala DTP-40-MV no se ajusta a una curva normal en esta muestra clínica femenina. La puntuación total y los factores muestran asimetría positiva. Esta variabilidad es propia de un rasgo poco común, con característica desadaptativa o con marcada deseabilidad social dentro de una población, cuando la distribución normal es propia de rasgos, capacidades o actitudes adaptativas dentro de una población (Sartori, 2006). Precisamente el promedio de discriminación en esta muestra fue bajo (poco). El más alto fue en discriminación temida y dentro de la percibida el más alto fue en la consulta del expediente clínico y el más bajo en el ámbito familiar.

La mayoría de las correlaciones significativas halladas entre discriminación e ira son bajas en esta muestra, lo cual es consonante con otros estudios (Vance et al., 2008;

Zukoski y Thorburn, 2009). Esto se puede explicar por la generalidad del contenido de la escala de expresión de la ira frente a la especificidad de la escala de discriminación ante la condición clínica de seropositividad al VIH. Con una escala que evaluase la ira de una forma más específica ante la misma situación clínica probablemente los valores de correlación serían más altos y probablemente en un rango de moderados (de .30 a .69).

La discriminación temida, la discriminación percibida en la atención clínica y ante la consulta del expediente clínico son los tres aspectos que explican la correlación con la ira. La discriminación temida y la percibida ante la consulta del expediente clínico (nivel administrativo-auxiliar) correlacionan más con el control externo, aunque también con manifestación de la ira. La percepción de discriminación en la atención clínica (nivel de médicos, enfermeros, psicólogos y trabajadores sociales) correlaciona más con la manifestación de la ira, aunque también con control externo. Esto refleja que estas mujeres ante la expectativa de discriminación en el hogar requieren controlarse más para no manifestar ira, y que se manifiestan más agresivas ante la discriminación en la atención por los profesionales sanitarios. Al percibir discriminación en el trabajo, vecindario o la casa, no hay una tendencia en relación con la ira dentro de la muestra. Probablemente se deba a las consecuencias de la conducta iracunda dentro de los significados y valores compartidos. La atención sanitaria sin discriminación es un derecho que se puede exigir y el personal sanitario ante una reacción agresiva por parte de la paciente seguramente se asuste y conceda lo que se solicita. Por el contrario, en los ámbitos del trabajo y vecindario, la persona se siente más vulnerable y obtiene reacciones diversas, unas positivas, otras negativas y otras neutras, por lo que no se define tal tendencia. En el hogar la reacción ante la expectativa de discriminación sí tiene afectos probablemente por los fuertes lazos afectivos que unen a sus miembros.

El factor que se segrega de la discriminación percibida en el ámbito clínico en la solución de 6 factores (ante la consulta del expediente clínico) es el único que correlaciona con el puntaje total y los tres factores de la ira, siendo semejante en su patrón de relación al factor que lo abarca en la solución de 5 factores.

Como limitaciones del estudio debe señalarse que se empleó una muestra integrada exclusivamente por mujeres. Por el tamaño grande de la misma, con una fracción de muestreo de un tercio de las mujeres atendidas en Nuevo León, es representativa de dicha población (5% de error absoluto con 95% de intervalo de

confianza). La extrapolación a poblaciones semejantes debe realizarse a modo de hipótesis. Finalmente los datos del estudio son de autoinforme, por lo que las conclusiones podrían diferir de las derivadas de datos observacionales, proyectivos o entrevistas abiertas.

En conclusión, subyacen seis factores correlacionados a los 40 ítems seleccionados de la escala, éstos se definen tanto por análisis factorial exploratorio como confirmatorio, siendo los índices de ajuste buenos por mínimos cuadrados ordinales que el método de definición de la función de discrepancia que más se adecua a los datos ordinales, con marcada asimetría y falta de normalidad multivarada de la presente muestra. La consistencia interna es alta, como se esperaba. La distribución de la puntuación total de discriminación y los factores no se ajusta a un modelo normal, sino que muestra asimetría positiva, por lo que debería baremarse por los centiles. La escala muestra evidencia de validez con la ira por su correlación significativa. A mayor expectativa de discriminación, se observa mayor control de la exteriorización de la ira, aunque también mayor manifestación de la ira, probablemente porque prevenga la discriminación en el ámbito familiar; y a mayor la percepción de discriminación en la atención clínica, se observa mayor manifestación de ira, aunque también mayor control de su exteriorización, probablemente porque se logre mejor atención.

Como se indica desde la introducción, la escala de discriminación temida y percibida fue diseñada a partir de un estudio con mujeres seropositivas de VIH (Moral y Segovia, 2011), así la presente investigación congruentemente se realizó con mujeres con VIH/SIDA; no obstante, la forma en que están redactados los ítems sí permite su aplicación a hombres en la misma condición clínica, quedando pendiente su validación en esta población o el desarrollo de una forma específica para ellos. Si se deseara tener claramente dos factores de discriminación temida y percibida, cada ítem de la escala debería ser valorado para los dos procesos.

Más allá de presentarse una nueva escala confiable y válida que permita planificar diseños de investigación e intervención en los que se contemple la discriminación temida y percibida dentro de la población de mujeres con VIH, este estudio pretende ser un estímulo para el estudio del constructo de la discriminación en estos dos aspectos en muy diversas poblaciones.

Referencias

- American Psychological Association. (2002). Ethical principles of psychologists and code of conduct. *American Psychologist*, 57, 1060-1073.
- Bird, S., T., Bogart, L. M., y Delahanty, D. L. (2004). Health-related correlates of perceived discrimination in HIV care. *AIDS Patient Care*, 18, 19-26.
- Borsboom, D. (2005). *Measuring the mind: Conceptual issues in contemporary psychometrics*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Brondolo, E., Kelly, K. P., Coakley, V., Gordon, T., Thompson, S., Levy, E., et al. (2005). The Perceived Ethnic Discrimination Questionnaire: Development and preliminary validation of a community version. *Journal of Applied Social Psychology*, 35, 335-365.
- Centro Nacional para la Prevención y el Control del VIH/SIDA. (2011). *Actualización de casos al 30 de junio de 2011*. México, DF: Centro Nacional para la Prevención y el Control del VIH/SIDA.
- Chong, J. (2005). Biological and social construction of gender differences and similarities: A psychological perspective. *The Review of Communication*, 5, 269-271.
- Chong, J., y Kvasny, L. (2007). A disease that “has a woman’s face”: The social construction of gender and sexuality in HIV/AIDS discourses. *Intercultural Communication Studies*, 16(3), 53-65.
- Cohen, J., Cohen P., West, S. G., y Aiken, L. S. (2003). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences* (3ª ed.). Mahwah, NJ: Psychology Press.
- Consejo Nacional para Prevenir la Discriminación. (2011). *Encuesta nacional sobre discriminación en México 2010. Resultados generales*. México, DF: Consejo Nacional para Prevenir la Discriminación.
- Córdova, J. A., Ponce, S., y Valdespino, J. L. (Eds.) (2009). *25 años de SIDA en México. Retos, logros y desaciertos*. México, DF: Centro Nacional para la Prevención y el Control del VIH/SIDA.
- Cronbach, L. J., y Shavelson, R. J. (2004). My current thoughts on coefficient alpha and successor procedures. *Educational and Psychological Measurement*, 64, 391-418.
- Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling* (3ª ed.). Nueva York, NY: The Guilford Press.

- López, F., y Moral, J. (2002). Clase social y estado civil en relación a la autoeficacia y actitud hacia conductas sexuales de riesgo en adolescentes nuevoleonenses. *Perspectivas Sociales*, 4, 67-83.
- Mahajan, A. P., Sayles, J. N., Patel, V. A., Remien, R. H., Ortiz, D., Szekeres, G., et al. (2008). Stigma in the HIV/AIDS epidemic: A review of the literature and recommendations for the way forward. *AIDS*, 22(Suppl. 2), S67-S79.
- Miguel, J. J., Cano, A., Casado, M. I., y Spielberger, C. D. (2001). *Inventario de Expresión de la Ira Estado-Rasgo (STAXI-2)*. Madrid: TEA.
- Moral, J. (2006). Análisis factorial confirmatorio. En R. Landero y M. T. González (Eds.), *Estadística con SPSS y metodología de la investigación* (pp. 445-528). México, DF: Trillas.
- Moral, J., González, M. T., y Landero, R. (2010). Factor structure of the STAXI-2-AX and its relationship to the burnout in housewives. *The Spanish Journal of Psychology*, 13, 418-430.
- Moral, J., y Segovia, P. (2011). Discriminación en mujeres que viven con VIH/SIDA. *Revista Iberoamericana de Psicología y Salud*, 2, 139-159.
- Rintamaki, L. S., Wolf, M. S., Davis, T. C., Skripkauskas, S., y Bennett, C. L. (2006). Social stigma and HIV medication adherence. *AIDS Patient Care*, 20, 359-368.
- Roberts, C. B., Vines, A. I., Kaufman, J. S., y James, S. A. (2007). Cross-Sectional Association between perceived discrimination and hypertension in African-American men and women. The Pitt county study. *American Journal of Epidemiology*, 167, 624-632.
- Robles, S., Piña, A., y Moreno, D. (2006) Determinantes del uso inconsistente del condón en mujeres que tienen sexo vaginal, oral y anal. *Anales de Psicología*, 22, 200-204.
- Rodríguez, M. N., y Ruíz, M. A. (2008). Atenuación de la asimetría y de la curtosis de las puntuaciones observadas mediante transformaciones de variables: Incidencia sobre la estructura factorial. *Psicológica*, 29, 205-227.
- Salazar, L. (2005). *Democracia y discriminación*. México, DF: Consejo Nacional para Prevenir la Discriminación.
- Sartori, R. (2006). The bell curve in psychological research and practice: Myth or reality? *Quality and Quantity*, 40, 407-418.
- Serret, E. (2006). *Discriminación de género: Las inconsecuencias de la democracia*. México, DF: Consejo Nacional para Prevenir la Discriminación.

- Lester, K. L. (Ed.) (2007). *Plaque and the end of antiquity. The pandemic of 541-750*. New York, NY: Cambridge University Press.
- Stuber, J., Meyer, I., y Link, B. (2008). Stigma, prejudice, discrimination and health. *Social Sciences and Medicine*, 67, 351-357.
- Urzúa, A., y Zúñiga-Barreda, P. (2008). Vulnerabilidad al VIH en mujeres en riesgo social. *Saúde Publica*, 42, 822-829.
- Vanable, P. A., Carey, M. P., Blair, D. C., y Littlewood, R. A. (2006). Impact of HIV-related stigma on health behaviors and psychological adjustment among HIV-positive men and women. *AIDS and Behavior*, 10, 473-482.
- Vance, D., Smith, B., Neidig, J., y Weaver, M. (2008). The effects of anger on psychomotor performance in adults with HIV: A pilot study. *Social Work in Mental Health*, 6(3), 83-98.
- Vázquez, V., y Chávez, M. E. (2008). Género, sexualidad y el poder. El chisme en la vida estudiantil de la Universidad Autónoma de Chilpancingo, México. *Estudios sobre las Culturas Contemporáneas*, 14, 77-112.
- Yuan, K. H., y Bentler, P. M. (2004). On chi-square difference and z-tests in mean and covariance structure analysis when the base model is misspecified. *Educational and Psychological Measurement*, 64, 737-757.
- Zukoski, A. P., y Thorburn, S. (2009). Experiences of stigma and discrimination among adults living with HIV in a low HIV-prevalence context: A qualitative analysis. *Aids Patient Care and STDs*, 23, 267-276.

Anexo

Escala de Discriminación Temida y Percibida para mujeres con VIH de 48 ítems (DTP-48-MV)

Encierra en un círculo la respuesta que consideres que describe lo que estás pasando o viviendo.

1	2	3	4	5
<i>Nada</i>	<i>Poco</i>	<i>Bastante</i>	<i>Mucho</i>	<i>Totalmente</i>

Por tu condición de vivir con VIH/SIDA

1. Temo que me dejen de querer	1	2	3	4	5
2. Temo que se enteren	1	2	3	4	5
3. Temo que se lo cuenten a otras personas	1	2	3	4	5
4. Temo al rechazo de mi familia	1	2	3	4	5
5. Temo que me corran del trabajo	1	2	3	4	5
6. Temo que chismeen de mí	1	2	3	4	5
7. Temo que rechacen a mis hijos o temería si no tiene	1	2	3	4	5
8. Temo que me corra de mi casa	1	2	3	4	5
9. Temo que me deje mi pareja	1	2	3	4	5
10. Temo que se entere mi mamá	1	2	3	4	5
11. Temo no encontrar trabajo	1	2	3	4	5

Al saber que eres una Persona que Vive con VIH/SIDA

12. No comparten cosas conmigo, como cubiertos	1	2	3	4	5
13. Me dejan de hablar	1	2	3	4	5
14. Me critican los vecinos	1	2	3	4	5
15. Me corrieron del trabajo	1	2	3	4	5
16. No se quieren acercar a mí	1	2	3	4	5
17. Se retiran	1	2	3	4	5
18. En mi casa separan todo lo mío	1	2	3	4	5
19. Ya no me hacen caso	1	2	3	4	5
20. Me tratan mal cuando acudo a consultar	1	2	3	4	5
21. No me atienden	1	2	3	4	5
22. No atienden a mis familiares	1	2	3	4	5
23. Me miran feo mis compañeros	1	2	3	4	5
24. Me corrieron de mi casa	1	2	3	4	5

Quién te discrimina más

25. Mis papás	1	2	3	4	5
26. Mi pareja	1	2	3	4	5
27. Otros familiares	1	2	3	4	5
28. Mis vecinos	1	2	3	4	5
29. Mis compañeros de trabajo	1	2	3	4	5
Indica la situación específica donde más discriminación recibe:					
30. El médico que me atiende en _____	1	2	3	4	5
31. La enfermera que me atiende en _____	1	2	3	4	5
32. La psicóloga que me atiende en _____	1	2	3	4	5
33. El personal de salud que me atiende en _____	1	2	3	4	5

Dónde te discriminan más

34. En mi casa	1	2	3	4	5
35. En mi colonia donde vivo	1	2	3	4	5
36. En mi trabajo	1	2	3	4	5
37. En la clínica donde consulto	1	2	3	4	5
38. En el hospital	1	2	3	4	5
39. En el CAPASITS	1	2	3	4	5
40. En la casa de mis papás	1	2	3	4	5

Cuándo te discriminan más

41. Cuando se enteran, en el lugar donde me encuentro	1	2	3	4	5
42. Cuando estoy en la casa de un familiar	1	2	3	4	5
43. Cuando me ven más delgada	1	2	3	4	5
44. Cuando estuve embarazada	1	2	3	4	5
45. Cuando ven el expediente	1	2	3	4	5
46. Cuando consulto y se dan cuenta	1	2	3	4	5
47. Cuando estoy en la casa de mis papás	1	2	3	4	5
48. Cuando hay convivios	1	2	3	4	5

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 5ª 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

- Examen de los patrones de fluidez sanguínea en el TDAH a través de un test de ejecución continua
(Examination of blood flow patterns in ADHD through a continuous performance test)
Marisol Cueli, Trinidad García, Celestino Rodríguez, Paloma González-Castro, Luis Álvarez, y David Álvarez 1
- Evaluación de la impulsividad mediante una tarea de descuento por demora en adictos a la cocaína
(Assessment of impulsivity using a delay discounting task in cocaine addicts)
Olaya García-Rodríguez, Sara Weidberg, Jin Ho Yoon, Gloria García-Fernández y Roberto Secades-Villa 23
- Propiedades psicométricas de la escala de Discriminación Temida y Percibida para Mujeres con VIH (DTP-40-MV)
(Psychometric properties of the scale of Feared and Perceived Discrimination for Women with HIV [DTP-40-MV])
José Moral y María Petra Segovia 37
- ¿Cómo se relaciona la ansiedad escolar con el rendimiento académico?
(What is the relationship between school anxiety and academic achievement?)
José M. García-Fernández, María C. Martínez-Monteagudo y Cándido J. Inglés 63
- La importancia de la fuente de contagio en la formación de falsos recuerdos
(Contagion source relevance in false memory production)
Julio Menor y Susana Carnero 77