

Validación de una escala para medir actitud hacia la infidelidad en personas mexicanas casadas de Monterrey

Validation of a Scale to Assess Attitude Towards Infidelity Among Married Mexicans from Monterrey

José Moral de la Rubia
Universidad Autónoma de Nuevo León, México

Resumen

Se ha propuesto que la actitud de rechazo hacia la infidelidad actúa como factor protector de sexo extradiádico, el cual puede tener efectos negativos para la estabilidad de la pareja. La escala de actitud hacia exclusividad marital (ATMES, por sus siglas en inglés: Attitude Toward Marital Exclusivity Scale) es un instrumento breve. Se usa en la investigación para medir actitud hacia la infidelidad a la pareja, pero no está validado en México. Este artículo tiene como objetivos validar la ATMES y contrastar un modelo para predecir infidelidad sexual. Se usó un muestreo de rutas al azar. A 727 personas casadas mexicanas (52.8% mujeres y 47.2% hombres) se les aplicó cuatro instrumentos de medida. La consistencia interna de la ATMES fue excelente, su distribución mostró asimetría positiva y se validó el modelo de un factor. Un modelo en el que el deseo de infidelidad sexual predice la infidelidad sexual, el deseo de infidelidad sexual es predicho por actitud hacia la infidelidad, satisfacción marital y búsqueda de sensaciones sexuales y estas dos últimas variables correlacionadas predicen actitud hacia la infidelidad, tuvo buen ajuste a los datos. Se concluye que la ATMES es una medida unidimensional, consistente y presenta evidencias de validez de constructo.

Palabras clave: parejas concurrentes, actitud hacia infidelidad marital, búsqueda de sensaciones sexuales, satisfacción marital.

José Moral de la Rubia, Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León, México.
La correspondencia en relación con este artículo se dirige a José Moral de la Rubia, Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León, México. Dirección electrónica: jose_moral@hotmail.com



J. MORAL

Abstract:

It has been proposed that an attitude of rejection toward infidelity acts as a protective factor from extradyadic sex, which can have negative effects for the stability of the couple. The Attitude Toward Marital Exclusivity Scale (ATMES) is a brief instrument, used in research, but it is not validated in Mexico. The objectives of this article were to validate the ATMES, and to contrast a model to predict sexual infidelity. A random-route sampling was used. A questionnaire composed of four scales was administered to 727 Mexican married persons (52.8% women and 47.2% men). The internal consistency of ATMES was excellent, the distribution of ATMES scores showed positive asymmetry, and the one-factor model was validated. A model, in which the desire for sexual infidelity predicts sexual infidelity, the desire for sexual infidelity is predicted by attitude toward infidelity, marital satisfaction and sexual sensation seeking and these last two correlated variables predict attitude toward infidelity, had a good fit to the data, and was valid for both sexes. It is concluded that ATMES is a consistent, one-dimensional measure, that shows evidence of construct validity.

Keywords: Concurrent Couples, Attitude Toward Marital Infidelity, Sexual Sensation Seeking, Marital Satisfaction.

Infidelidad y actitud a la pareja

Se puede definir *infidelidad sexual* entre dos personas casadas como el acto de incumplir el contrato de exclusividad sexual firmado entre los cónyuges (Moral, 2019). Romero, Rivera y Díaz-Loving (2007) distinguen entre infidelidad emocional y sexual, así como entre deseo de infidelidad emocional y sexual. El deseo es un aspecto encubierto o motivacional frente a la infidelidad, que es la realización factual del deseo. El deseo y su ejecución factual pueden ser en un plano emocional y vincular sin implicar sexualidad o pueden ser en un plano sexual sin conllevar emociones ni apego. A su vez, puede implicar ambos planos, de ahí que los cuatro factores están fuertemente correlacionados.

El hecho de que una persona descubra que su pareja tiene sexo extradiádico genera malestar emocional, conflictos de pareja y puede llevar a la ruptura de la relación (Howell, Gilbert, & Gordon, 2016). A pesar de las consecuencias negativas, el sexo extradiádico es frecuente. Varios estudios hechos en distintos países convergen en una prevalencia en torno al 25% de la población adulta (Balderrama-Durbin et al., 2017; Consulta Mitofsky, 2004; Houle et al., 2018). Aunque hay estimaciones mayores (Baucom, Pentel, Gordon, & Snyder, 2017) y también menores con un mínimo de un décimo (Huang et al., 2014; Labrecque & Whisman, 2017). En una muestra de 807 mexicanos casados o cohabitantes de ambos sexos, Moral (2019) reportó un porcentaje de infidelidad sexual del 30.6% en hombres y 12.8% en mujeres con un tamaño del efecto del sexo sobre la conducta de infidelidad sexual mediano; ser hombre triplicaba la probabilidad de infidelidad sexual en comparación con ser mujer. Cabe mencionar que la prevalencia no solo es mayor en hombres, sino que estos califican con menos frecuencia que el sexo extramarital sea incorrecto (Labrecque & Whisman, 2017).

Una de las variables que incrementa la probabilidad de infidelidad sexual es la actitud hacia esta conducta (Jackman, 2015). Por actitud se entiende los juicios valorativos que la persona hace acerca de un objeto real o imaginario. Al hablarse de actitud hacia la infidelidad en personas casadas, el objeto sería las relaciones sexuales extramaritales o ruptura del contrato de exclusividad sexual entre los cónyuges (Weis & Fenton, 1987).

VALIDACIÓN DE UNA ESCALA PARA MEDIR ACTITUD HACIA LA INFIDELIDAD

Para medir la actitud hacia la infidelidad a la pareja marital existe un instrumento breve de siete ítems creado en Estados Unidos por Weis y Fenton (1987), que presenta una consistencia interna buena y una estructura unidimensional (Weis & Fenton, 1987), además de buenas propiedades de estabilidad temporal (Weis, Rabinowitz, & Ruckstuhl, 2010). Se trata de una medida ampliamente usada, pero no está validada en países de habla hispana (Blanc-Molina, & Rojas-Tejada, 2017; Romero et al., 2007). Cabe señalar que, en países de habla hispana, se han desarrollado tres escalas para medir la actitud hacia la infidelidad, las cuales presentan una consistencia interna global buena y estructuras multidimensionales. Dos escalas aparecen en tesis de licenciatura (Quevedo, 1996; Sakuma-Kato, 2006) y una en una tesis de doctorado (Bonilla, 1993), pero ninguno de estos estudios ha sido publicado en revistas científicas ni ha sido validado posteriormente. Además, la escala de Weis y Fenton (1987) no solo es una escala ya estudiada, sino también ofrece una clara ventaja para estudios con múltiples variables y evaluaciones clínicas con baterías integradas por múltiples instrumentos. Este valor agregado es su brevedad y la simplicidad conceptual de su modelo unidimensional.

Diferencias en actitud hacia la infidelidad a la pareja

Hay estudios que reportan diferencias en actitud hacia la infidelidad a la pareja entre mujeres y hombres con relaciones de noviazgo con un tamaño del efecto medio (Toplu-Demirtaş & Fincham, 2018; Weis & Fenton, 1987; Weis et al., 2010). No obstante, en este grupo social definido por el estado civil, el efecto de la actitud sobre la conducta de infidelidad no está afectado por el sexo (Martins et al., 2016). En personas casadas, el tamaño del efecto del sexo sobre la actitud hacia la infidelidad es pequeño (Isma & Turnip, 2019; Labrecque & Whisman, 2017); además, esta actitud es de mayor rechazo que en jóvenes con relaciones de noviazgo, lo que se puede atribuir al mayor grado de compromiso que implica la relación marital y a las mayores implicaciones que tiene una ruptura por infidelidad (Wagner, 2019).

Interrelaciones de la actitud hacia infidelidad a la pareja

Se ha planteado que existe una relación entre la actitud hacia la infidelidad a la pareja y la satisfacción con la relación marital. En parejas portuguesas con relaciones de noviazgo, cohabitación o matrimonio, Silva, Saraiva, Albuquerque y Arantes (2017) hallaron que las mujeres mostraban una actitud hacia la infidelidad más negativa que los hombres, pero esta actitud era independiente de la satisfacción con la relación; cuando la correlación entre actitud hacia la infidelidad y la satisfacción con la relación fue significativa y directa en los hombres. A su vez, la actitud fue más negativa hacia la infidelidad cuanto mayor era el compromiso formal entre la pareja tanto en hombres como mujeres.

Desde la teoría de la acción planeada, Jackman (2015) planteó un modelo en el que la infidelidad hacia la pareja es predicha por la intención de infidelidad y dicha intención es predicha por una actitud favorable hacia la infidelidad, la aprobación social y la facilidad percibida de atraer a la pareja concurrente o simultánea a la pareja conyugal. Este autor observó que la actitud era el predictor con más peso sobre las intenciones de infidelidad y que en la actitud influyen el sexo, la religiosidad y las experiencias de infidelidad.

Otra variable relevante en el estudio de la infidelidad y la actitud hacia la misma es la búsqueda de sensaciones sexuales. Este constructo se puede definir como la tendencia a procurar niveles altos de excitación sexual e implicarse en experiencias sexuales novedosas (Kalichman et al., 1994). Se ha

observado que esta variable de personalidad actúa tanto sobre la actitud como sobre la intención y la conducta de sexo extramarital, teniendo un efecto facilitador (Birnbaum, Mikulincer, Szepeswol, Shaver, & Mizrahi, 2014). Asimismo, se ha constatado que, en la medida que se presenta un nivel alto de búsqueda de sensaciones sexuales, es más probable estar insatisfecho con una relación monógama al demandar esta exclusividad sexual (Zheng & Zheng, 2014).

Planteamiento del estudio

La ATMES, creada en población estadounidense, es un instrumento breve, conceptualmente muy sencillo (con estructura unidimensional), que resulta idóneo para el desarrollo de modelos predictivos con múltiples variables y para evaluaciones clínicas que aplican baterías integradas por múltiples escalas. La ATMES es usada en investigación y clínica, al medir un constructo importante en el campo de la sexualidad y las relaciones de pareja como es la actitud hacia la propia infidelidad (Wagner, 2019). Sin embargo, aún no ha sido validada en México. Por tal motivo, este estudio tiene como propósito validar la ATMES en una muestra de personas casadas mexicanas. Para tal fin, se plantearon seis objetivos específicos: (a) comprobar su consistencia interna, (b) contrastar el modelo de un factor e invarianza entre ambos sexos, (c) describir la distribución de sus puntuaciones, (d) verificar la diferencia en nivel actitudinal entre mujeres y hombres, (e) aportar evidencia de validez concurrente al examinar a nivel bivariado la relación de la ATMES con satisfacción marital, búsqueda de sensaciones sexuales y conducta infiel, y (f) aportar evidencia de validez basada en el constructo, al examinar estas relaciones a nivel multivariado, con el contraste de un modelo para predecir infidelidad sexual en la muestra conjunta (análisis multigrupo), así como en las muestras de ambos sexos (análisis multigrupo).

Se formularon las siguientes hipótesis en correspondencia con los seis objetivos enunciados:

1. Se espera que la ATMES presente una consistencia interna buena como en otros estudios (Blanc-Molina & Rojas-Tejada, 2017; Weis & Fenton, 1987; Weis et al., 2010).

2. El modelo de un factor evidencie buen ajuste a los datos como Weis y Fenton (1987) propusieron. Además, se espera que el modelo unidimensional sea válido para ambos sexos, aun cuando no sea estrictamente invariante en sus parámetros, al haber diferencias por género en la sociosexualidad o capacidad de tener relaciones sexuales sin ataduras emocionales (Zuckerman & Crandall, 2019); es decir, que el modelo muestre buen ajuste y tenga todos sus parámetros significativos tanto en un análisis unigrupo como un análisis multigrupo al no imponer restricciones de igualdad de parámetros entre las muestras de ambos sexos.

3. Se hipotetiza que la distribución de sus puntuaciones muestre asimetría positiva, porque son pocas las personas casadas que tienen una actitud muy favorable a tener parejas concurrentes o simultáneas (Labrecque & Whisman, 2017; Wagner, 2019).

4. La expectativa es que el promedio de las puntuaciones en ATMES sea mayor en hombres que en mujeres, al mostrar estas últimas una actitud de mayor rechazo hacia la infidelidad (Isma & Turnip, 2019; Labrecque & Whisman, 2017; Silva et al., 2017).

5. Considerando que una puntuación más alta en la ATMES refleja una actitud más favorable hacia la propia infidelidad a la pareja, se espera que la satisfacción marital evidencie una correlación negativa

VALIDACIÓN DE UNA ESCALA PARA MEDIR ACTITUD HACIA LA INFIDELIDAD

con la ATMES (Silva et al., 2017; Sorokowski et al., 2017); por el contrario, las escalas de búsqueda de sensaciones sexuales (Zheng & Zheng, 2014), deseo de infidelidad sexual e infidelidad sexual (Jackman, 2015) tengan una correlación positiva con una fuerza de asociación de media a alta.

6. Se hipotetiza que la infidelidad sexual sea predicha por el deseo de infidelidad sexual (Jackman, 2015; Romero et al., 2007); el deseo sea pronosticado por una actitud favorable hacia la infidelidad a la pareja (ATMES), insatisfacción con la pareja y la búsqueda de sensaciones sexuales y la actitud favorable hacia la infidelidad sea predicha por menor satisfacción marital y mayor búsqueda de sensaciones sexuales (Birnbaum et al., 2014; González, Martínez-Taboas, & Martínez, 2009; Romero, Cruz, & Díaz-Loving, 2008). Además, se espera una correlación negativa entre estas dos últimas variables (McDaniel & Drouin, 2015; Zheng & Zheng, 2014). Este modelo hipotético se diagrama en la figura 1. Finalmente, se conjetura que el modelo sea válido para ambos sexos (Martins et al., 2016), aunque puede presentar algunos parámetros diferenciales, como una mayor variabilidad y peso estructural de la búsqueda de sensaciones sexuales en hombres (González et al., 2009), es decir, que muestre invarianza débil.

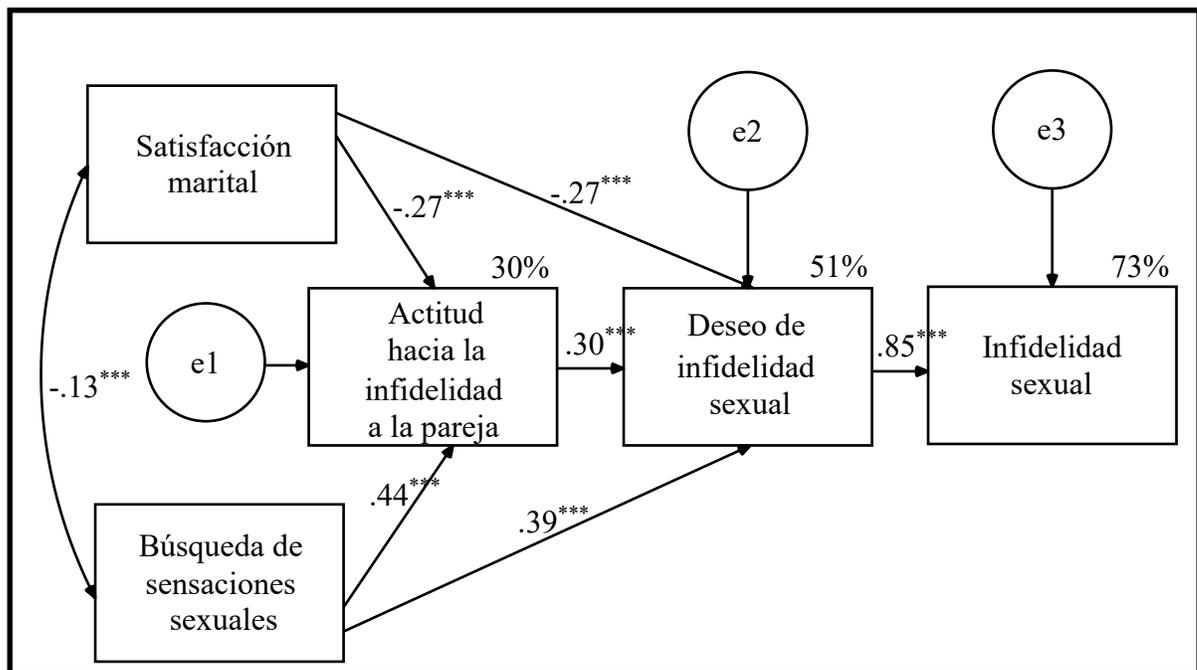


Figura 1. Modelo hipotético para predecir actitud hacia la infidelidad, deseo de infidelidad sexual e infidelidad sexual. Fue estimado por mínimos cuadrados ponderados desde los datos brutos en la muestra total de 727 participantes. La significación de parámetros se contrastó por percentiles corregidos de sesgo con la simulación de 2.000 muestras. $*** p \leq .001$.

Método

Se realizó un estudio descriptivo-correlacional con un diseño ex post facto transversal con un muestreo por rutas al azar.

Participantes

Los criterios de inclusión fueron los siguientes: tener, al menos 18 años, estar casado con una pareja del sexo opuesto, ser mexicano, residir en Monterrey o su zona metropolitana, saber leer y escribir y dar el consentimiento informado. Los criterios de eliminación fueron los siguientes: cuestionario incompleto e informar que la pareja estuvo presente en el momento de ser contestado, leyendo o preguntando por las respuestas.

Se colectó una muestra de 727 participantes con datos completos, de los cuales 52.8% fueron mujeres y 47.2% hombres, sin diferencia de frecuencia estadísticamente significativa entre ambos sexos por la prueba binomial, $p = .138$. La mediana y la moda de escolaridad correspondieron a estudios medios superiores y la mediana y la moda de ingreso económico familiar al mes en el último año correspondieron al intervalo de 6000 a 12000 pesos mexicanos, es decir, entre 300 y 600 dólares estadounidenses. La media de edad fue 35.78 años (IC del 95% [35.03, 36.52]) y la de tiempo de casados de 12.30 años (IC del 95% [11.62, 12.99]). La media, mediana y la moda del número de hijos correspondieron a dos. Con respecto a la religión, 82.8% dijo ser cristiano católico; 9.1%, cristiano no católico; 1.8% pertenece a otra religión y 6.3% a ninguna religión.

Instrumentos

Escala de actitud hacia la exclusividad marital (ATMES, por sus siglas en inglés: Attitude Toward Marital Exclusivity Scale; Weis & Fenton, 1987). Consta de siete ítems directos con cinco categorías ordenadas de respuesta que se puntúan, de 1 = “total rechazo” a 5 = “total aceptación”. Su rango potencial varía de 7 a 35. Mayor puntuación refleja una actitud de mayor aceptación de la infidelidad a la pareja. Su traducción al español se obtuvo a través del procedimiento de traducción inversa (Ramada-Rodilla, Serra-Pujadas, & Delclós-Clanchet, 2013). Un filólogo en lengua inglesa tradujo el ATMES del inglés al español. Un segundo filólogo volvió a traducir la escala del español al inglés. Finalmente, los dos lingüistas y el responsable del proyecto se reunieron para resolver las discrepancias y obtener la versión traducida. A continuación, se evaluó la comprensibilidad de cada ítem traducido. Se incluyen sus opciones de respuesta en una muestra de 30 participantes con estudios de primaria (15 hombres y 15 mujeres). Se preguntaba para cada ítem y su respuesta: “¿entiende bien la pregunta y sus opciones de respuesta? 1 = “sí”, 2 = “no, del todo” y 3 = “no”. En caso de que le cueste entenderlo o no lo entienda, escriba qué piensa que se pregunta y cómo se respondería”. Tras esta evaluación, se modificó el último ítem (53.3% “sí”, 43.3% “no, del todo” y 3.3% “no”). Su redacción inicial era: “llegar a involucrarse sexualmente” y quedó redactado del siguiente modo: “tener relaciones sexuales”. En los demás ítems, la primera opción fue elegida por, al menos, 76.6% de los participantes y la tercera por ninguno, por lo que no se requirió modificaciones (véase la escala traducida en el Apéndice). En el estudio de Weis y Fenton (1987), la consistencia interna del ATMES fue buena, α de Cronbach = .87 y presentó una estructura unidimensional.

Escalas de conducta infiel (ECI; Romero et al., 2007). Cuenta con 48 ítems directos con cinco categorías de respuesta, de 1 = “nunca” a 5 = “siempre”. Su rango potencial varía de 48 a 240. Mayor

VALIDACIÓN DE UNA ESCALA PARA MEDIR ACTITUD HACIA LA INFIDELIDAD

puntuación refleja mayor frecuencia de deseos y situaciones con parejas concurrentes. Romero et al. (2007) reportaron una consistencia interna global excelente, α de Cronbach = .98, y una estructura de cuatro factores: infidelidad sexual (IS) con 21 indicadores, ítems 1 al 21 (α de Cronbach = .97), deseo de infidelidad emocional (DIE) con 14 indicadores, ítems 22 al 35 (α de Cronbach = .96), deseo de infidelidad sexual (DIS) con ocho indicadores, ítems del 36 al 43 (α de Cronbach = .96), e infidelidad emocional (IE) con cinco indicadores, ítems del 44 al 48 (α de Cronbach = .87).

Escala de valoración de la relación (RAS, por sus siglas en inglés: Relationship Assesment Scale; Hendrick, Dicke, & Hendrick, 1998). Está integrada por siete ítems tipo Likert con un rango de 1 a 5. Las puntuaciones en la RAS se obtienen por suma simple de los ítems. Dos ítems están redactados en sentido contrario a satisfacción (ítems 4 y 7), por lo que, antes de ser sumados, hay que invertir sus puntuaciones: 1 = 5, 2 = 4, 3 = 3, 4 = 2 y 5 = 1. Su rango potencial es de 7 a 35 y tiene una estructura unifactorial. Una mayor puntuación en la escala refleja mayor satisfacción con la relación (Hendrick et al., 1998). Con base en el estudio de metanálisis de Graham, Diebels y Barnow (2011), su consistencia interna global es buena, α de Cronbach = .87, IC 95% [.86, .88]. Se empleó la traducción de la escala RAS del estudio de validación de Moral (2015), obtenida por el método de traducción reversa. En este estudio, la consistencia interna global fue excelente, α ordinal = .93, el ajuste del modelo de un factor fue bueno por mínimos cuadrados no ponderados y la distribución de las puntuaciones en RAS fue asimétrica positiva.

Escala de búsqueda de sensaciones sexuales (SSSS, por sus siglas en inglés: Sexual Sensation Seeking Scale; Kalichman et al., 1994). Se compone de nueve ítems directos con cuatro categorías ordenadas de respuesta, de 1 = “nada” a 4 = “muchísimo”. La puntuación total se obtiene al sumar los nueve ítems y dividir por nueve, por lo que su rango potencial varía en un continuo de 1 a 4. Mayor puntuación refleja mayor tendencia a la búsqueda de excitación, experiencias y novedades sexuales. Su consistencia interna es aceptable, α de Cronbach = .75, y se asume que a sus nueve ítems subyace un factor general (Kalichman et al., 1994). Ha sido traducida al español por traducción reversa (Moral, 2018). En este estudio, realizado con una muestra de 807 participantes, presentó una consistencia interna global excelente, α ordinal = .99, su estructura fue unifactorial y su distribución mostró asimetría positiva (Moral, 2018).

Procedimiento

Se empleó un muestreo de rutas aleatorias. Se seleccionaron, de forma aleatoria, 81 calles a partir de la Guía Roji. En cada calle se recolectaron 10 unidades (con consentimiento informado y datos completos). Se pretendía que fueran cinco mujeres y cinco hombres independientes (uno por casa). Si la persona deseaba participar voluntariamente y satisfacía los criterios de inclusión, se dejaba un cuestionario para recogerlo media hora después o cuando lo indicase la persona.

Para determinar el tamaño de la muestra, se usó la fórmula para la estimación bilateral de una media con población infinita, al ser el tamaño poblacional mayor que 100 000. Bajo un modelo de curva normal, si se desea estimar la media de la ATMES con una desviación estándar esperada de 7.61 dentro de un rango de 7 a 35 (Weis & Fenton, 1987), con un error absoluto de estimación de .56 y un intervalo de confianza del 95%, se requeriría una muestra mínima de 710 participantes.

El estudio fue aprobado en sus aspectos éticos por el Comité de Doctorado, autoridad al respecto dentro de la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL), al ser

sometido de forma extraordinaria para cumplimentar requisitos del programa de financiamiento. Fue financiado por el Programa de Apoyo a la Investigación Científica y Tecnológica de la UANL. Se solicitó el consentimiento expreso informado de los participantes en la primera hoja del cuestionario. En la hoja de consentimiento se garantizó el anonimato de las respuestas y se informó sobre la identidad del responsable del estudio, con quien se podía contactar por correo electrónico para cualquier cuestión suscitada por el estudio. No se solicitó algún dato de identificación personal. Así, se respetaron las normas éticas de investigación de la Asociación Americana de Psicología (2017).

Análisis de datos

Las puntuaciones en las escalas se calcularon al sumar los ítems (todos puntuados en el mismo sentido) y dividirlos por el número de ítems sumados. Se contrastó la normalidad distribucional por las pruebas de D'Agostino-Pearson y Kolmogorov-Smirnov-Lilliefors. Debido a la falta de normalidad, las estimaciones por intervalo para la media aritmética y la mediana de las escalas se efectuaron por muestreo repetitivo con la simulación de 1000 muestras aleatorias por permutación de datos. Se dividió el rango continuo y acotado de las escalas en tantos intervalos como categorías ordenadas de respuesta tuviesen los ítems que las integran. Con base en esta correspondencia, y mediante el uso de las etiquetas de dichas categorías de respuesta, se interpretaron en sentido absoluto los estadísticos de tendencia central.

La consistencia interna se calculó por el α de Cronbach (calculada desde las varianzas de los ítems y del test o suma de ítems) y el α ordinal (calculada desde la matriz de correlación policórica). La primera se consideró por ser usualmente reportada y la segunda por ser más adecuada para variables ordinales. Se interpretó que valores de α ordinal o α de Cronbach entre .70 y .79 muestran una consistencia interna aceptable, entre .80 y .89 buena y $\geq .90$ excelente (DeVellis, 2016).

Para poner a prueba el modelo de un factor para la ATMES, se empleó el análisis factorial confirmatorio (AFC). Como dato complementario, se confirmó el número de factores por la convergencia del análisis paralelo de Horn, coordenadas óptimas y factor de aceleración; estos tres análisis se ejecutaron desde la matriz de correlación policórica (Courtney, 2013). En el AFC, se optimizó la función de discrepancia por mínimos cuadrados libres de escala. Se usó la matriz de correlación policórica (r_{pc}) como datos de entrada. Se contrastó la significación de los parámetros por percentiles corregidos de sesgo. Se valoró el ajuste desde nueve índices: probabilidad por muestreo repetitivo de Bollen-Stine con la extracción de 2000 muestras aleatorias (p de B-S), chi-cuadrado relativa (χ^2/gl), índice de bondad de ajuste (GFI) y su fórmula corregida (AGFI), índice normado de ajuste (NFI), índice relativo de ajuste (RFI), índice comparativo de ajuste (CFI), error de aproximación cuadrático medio ($RMSEA$) y error cuadrático medio estandarizado (SRMR). Se consideró que el ajuste del modelo era bueno con valores de p de Bollen-Stine $> .05$, $\chi^2/gl \geq 2$, GFI, NFI, RFI y CFI $\geq .95$, AGFI $\geq .90$ y $RMSEA$ y SRMR $\leq .05$; y adecuado con valores de p de Bollen-Stine $> .01$, $\chi^2/gl \geq 3$, GFI, NFI, RFI y CFI $\geq .90$, AGFI $\geq .85$ y $RMSEA$ y SRMR $\leq .09$ (Byrne, 2016). También, se calculó la varianza media extraída (AVE) y la confiabilidad compuesta por la omega (ω) de McDonald para comprobar la validez convergente del modelo de medida o grado de certeza en que los indicadores de la variable latente miden el mismo constructo; una AVE $> .50$ y $\omega \geq .70$ reflejan validez convergente (Malhotra & Dash, 2011).

VALIDACIÓN DE UNA ESCALA PARA MEDIR ACTITUD HACIA LA INFIDELIDAD

Para comprobar la validez concurrente de la ATMES, sus correlaciones con las escalas se calcularon por el coeficiente de correlación producto-momento de Pearson (r). Su estimación con un intervalo de confianza del 95% y la prueba de la significación se hicieron por muestreo repetitivo con la simulación de 1000 muestras aleatorias. Un valor de r o r_{pc} entre .10 y .29 se interpretó como una fuerza de asociación débil, entre .30 y .50 moderada, entre .50 y .69 fuerte, y $\geq .70$ muy fuerte (Rosenthal & Rubin, 2003).

Se contrastó un modelo de infidelidad sexual por análisis de senderos (AS). Se empleó el método de mínimos cuadrados ponderados o asintóticamente libre de distribución, que no requiere normalidad multivariada y permite variables ordinales. Se emplearon los datos brutos como datos de entrada. Se consideraron los mismos índices de ajuste y se interpretaron del mismo modo que en el AFC. Además, se incluyó la probabilidad del valor mínima de la función de discrepancia o chi-cuadrada (p de χ^2), que indica buen ajuste un valor menor que .05 y adecuado menor que .01.

Cabe señalar que el AS nació de la necesidad de proporcionar una mayor flexibilidad a los modelos de regresión. Se especifica solo con variables manifiestas, por lo que requiere un menor tamaño muestral que el modelamiento estructural con variables latentes. Además, incluye todo el contenido de la escala sin necesidad de simplificar el modelo de medida a tres, cuatro o cinco ítems para lograr un buen ajuste a los datos (Byrne, 2016). No obstante, de forma previa, se validó el modelo de medida unidimensional con sus residuos independientes para cada constructo (escala). Se usó la matriz de correlación policórica y el método de mínimos cuadrados libres de escala al ser variables ordinales (ítems tipo Likert).

Siguiendo a Byrne (2016), para contrastar la invarianza de los modelos entre ambos sexos (análisis multigrupo), se definieron cuatro modelos con restricciones acumulativas: (a) sin restricciones (SR); es decir, los parámetros se estiman de forma independiente en cada muestra; (b) con restricciones en los pesos de medida en el AFC (RPM) o en los pesos estructurales en el AS (RPE), con lo que la estimación de estos parámetros es la misma para ambas muestras; (c) con restricciones acumulativas en las varianzas y las covarianzas de las variables exógenas (RVE); y (d) con restricciones acumulativas en las varianzas y las covarianzas de los residuos de medida en el AFC (RRM) o estructurales en el AS (RRE). Se usó el mismo método para optimizar la función de discrepancia que en el análisis unigrupo.

La invarianza factorial en sentido débil requiere una buena bondad de ajuste en el modelo sin restricciones y parámetros significativos en ambas muestras, aunque no sean equivalentes. Cuando la estimación con un intervalo de confianza del 95% por muestreo repetitivo incluye el cero, indica que el parámetro no es significativo con una probabilidad de error del 5%. Si los intervalos del parámetro se solapan en ambas muestras se pueden considerar estadísticamente equivalentes con una probabilidad de error del 10%. Se habla de invarianza cuando el ajuste es bueno o aceptable y equivalente entre los modelos anidados, y cada parámetro es equivalente entre ambas muestras dentro de cada modelo. La equivalencia en bondad de ajuste entre modelos anidados se comprobó por la prueba de la diferencia de chi-cuadrado [$\Delta\chi^2$], el cociente entre la diferencia chi-cuadrado y la diferencia de grados de libertad [$\Delta\chi^2/\Delta g/l$] < 3 , así como las diferencias en tres índices de ajuste comparativos [ΔNFI , ΔRFI y ΔCFI] $< .01$ (Byrne, 2016).

Hay grados de invarianza. El grado más alto de invarianza sería incluyendo la restricción en interceptos (relacionados con las medias de los factores o escalas). AMOS solo tiene esta opción para Máxima Verosimilitud, por el método usado y las expectativas de invarianza débil no se incluyó. Consecuentemente, el contraste de la hipótesis de diferencia de tendencia central en ATMES entre ambos sexos no se hizo a través de la invarianza en interceptos del modelo factorial, sino a través de un método más específico y adecuado al incumplimiento del supuesto de normalidad, como es la prueba *U* de Mann-Whitney. El tamaño del efecto se calculó por la *r* de Rosenthal; un valor entre .10 y .29 se interpretó como un tamaño del efecto pequeño, entre .30 y .49 mediano, entre .50 y .69 grande, y $\geq .70$ muy grande (Rosenthal & Rubin, 2003). Los cálculos se realizaron con SPSS 24, módulo R4.2 para SPSS 24, AMOS 16 y Excel 2013.

Resultados

Consistencia interna de la ATMES, contraste del modelo unifactorial, descripción de su distribución y comparación por sexos

La consistencia interna de los siete ítems de la ATMES fue excelente por el coeficiente alfa de Cronbach y el alfa ordinal, .94 y .97, respectivamente (tabla 1).

Se especificó un modelo de un factor con siete indicadores y todos sus residuos de medida independientes. Todas las estimaciones fueron significativas por percentiles corregidos de sesgo y el ajuste fue bueno por siete índices, adecuado por uno, $\chi^2/gl = 2.61$, pero se rechazó la bondad de ajuste por la probabilidad de muestreo repetitivo de Bollen-Stine (tabla 2). Tras revisar las correlaciones entre los residuos de medida, se liberó la correlación entre los residuos de los ítems 6 y 7, y el ajuste resultó bueno por todos los índices (tabla 2 y figura 2). El modelo de medida presentó validez convergente, $AVE = .81$ y $\omega = .97$.

VALIDACIÓN DE UNA ESCALA PARA MEDIR ACTITUD HACIA LA INFIDELIDAD

Tabla 1

Estadísticos descriptivos, contraste de la normalidad y consistencia interna de la ATMES, RAS, SSSS y ECI

Estadísticos	ATMES	RAS	SSSS	ECI	IS	DIE	DIS	IE
Estadísticos descriptivos para muestra								
<i>R</i>	[1, 5]	[1, 5]	[1, 4]	[0, 4]	[0, 4]	[0, 4]	[0, 4]	[0, 4]
<i>M</i>	1.83	4.00	1.82	0.47	0.34	0.65	0.54	0.38
<i>DE</i>	1.09	0.72	0.68	0.70	0.66	0.82	0.87	0.72
<i>Sk/SES</i>	13.76	-9.07	9.11	21.53	25.56	17.52	20.26	24.43
<i>K/SEK</i>	3.20	1.99	0.43	18.52	27.19	12.00	16.21	25.60
<i>P10</i>	1	3	1	0	0	0	0	0
<i>P20</i>	1	3.43	1.22	0	0	0	0	0
<i>P25</i>	1	3.57	1.33	0	0	0	0	0
<i>P30</i>	1	3.71	1.33	0.0208	0	0	0	0
<i>P40</i>	1	4	1.5556	0.0625	0	0.14	0	0
<i>P50</i>	1.29	4.14	1.67	0.15	0	0.36	0	0
<i>P60</i>	1.71	4.29	1.89	0.27	0.05	0.57	0.13	0
<i>P70</i>	2.23	4.43	2.11	0.46	0.19	0.79	0.63	0.4
<i>P75</i>	2.43	4.57	2.22	0.60	0.33	1	0.88	0.4
<i>P80</i>	2.71	4.71	2.44	0.82	0.62	1.14	1	0.8
<i>P90</i>	3.57	4.86	2.78	1.56	1.33	1.94	2	1.4
Normalidad								
<i>DP</i>	199.56	86.28	83.18	806.67	1392.68	450.96	673.35	1252.41
<i>p</i>	< .001	< .001	< .001	< .001	< .001	< .001	< .001	< .001
<i>KSL</i>	0.23	0.11	0.12	0.25	0.32	0.22	0.29	0.35
<i>p</i>	< .001	< .001	< .001	< .001	< .001	< .001	< .001	< .001
Consistencia interna								
No. ítems	7	5	9	48	21	14	8	5
α de Cronbach	.937	.895	.889	.990	.984	.973	.977	.941
α ordinal	.968	.979	.930	.991	.993	.985	.989	.973

Nota. Estadísticos descriptivos: *R* = rango potencial [valor mínimo, valor máximo], *M* = media aritmética, *DE* = desviación estándar, *Sk/SES* = coeficiente de asimetría estandarizado, *K/SEK* = coeficiente de exceso de kurtosis estandarizado, P_i = percentil de orden *i*. Normalidad: *DP* = estadístico de la prueba de D'Agostino-Pearson, *KSM* = estadístico de la prueba de Kolmogorov-Smirnov-Lilliefors, *p* = nivel de significación o probabilidad exacta en un contraste unilateral. ATMES = escala de exclusividad marital (aceptación de la concurrencia de parejas), RAS = escala de valoración de la relación, SSSS = escala de búsqueda de sensaciones sexuales, ECI = puntuación total en las escalas de conducta infiel, IS = factor de infidelidad sexual, DIE = factor de deseo de infidelidad emocional, DIS = factor de deseo de infidelidad sexual, IE = factor de infidelidad emocional.

Tabla 2

Índices de ajuste para el modelo de un factor con los siete ítems de ATMES y el modelo de análisis de senderos de infidelidad sexual

Índices de ajuste	Interpretación		Unigrupo		Multigrupo (1F _c)			
	Bueno	Aceptable	1F	1F _c	SR	RPM	RVE	RRM
χ^2			36.516	17.498	19.737	52.634	135.538	268.685
<i>gl</i>			14	13	26	32	33	41
χ^2/gl	≤ 2	≤ 3	2.608	1.346	0.759	1.645	4.107	6.553
GFI	≥ .95	≥ .90	.997	.999	.998	.996	.989	.979
AGFI	≥ .90	≥ .85	.994	.997	.997	.993	.982	.971
NFI	≥ .95	≥ .90	.996	.998	.998	.995	.987	.974
RFI	≥ .95	≥ .90	.995	.997	.997	.993	.983	.973
CFI	≥ .95	≥ .90	.998	.999	1	.998	.990	.977
RMSEA	≤ .05	≤ .08	.047	.022	0	.043	.095	.127
SRMR	≤ .05	≤ .09	.042	.029	.030	.047	.063	.038
<i>p</i> de B-S	> .05	> .01	< .001	.061	.133	< .001	< .001	< .001

Nota. Datos de entrada: matriz de correlaciones policóricas. Método para optimizar la función de discrepancia: mínimos cuadrados libres de escala. Modelos con restricciones acumulativas del contraste multigrupo (entre mujeres y hombres): SR = sin restricciones, RPM = con restricciones en los pesos de medida, RVE = con restricciones en la varianza estructural o del factor y RRM = con restricciones en las varianzas de los residuos de medida.

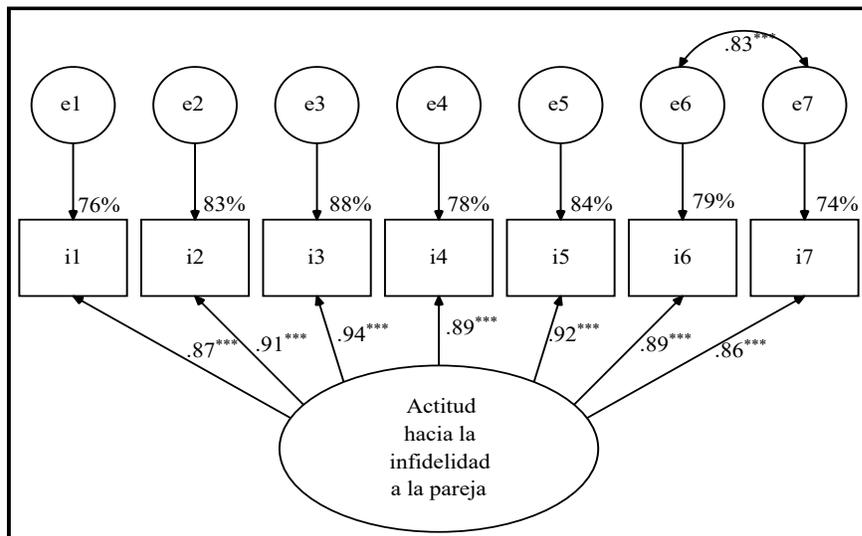


Figura 2. Modelo de un factor con siete indicadores estimado por mínimos cuadrados ponderados libres de escala desde la matriz de correlación policórica en la muestra total de 727 participantes. La significación de parámetros se contrastó por percentiles corregidos de sesgo con la simulación de 2.000 muestras. *** $p \leq .001$.

VALIDACIÓN DE UNA ESCALA PARA MEDIR ACTITUD HACIA LA INFIDELIDAD

Cabe señalar que, si se determina el número de factores por el análisis paralelo de Horn, coordenadas óptimas y factor de aceleración, los tres criterios empíricos convergen en un factor en la muestra conjunta ($n = 727$), de mujeres ($n = 384$) y de hombres ($n = 343$). Estos datos constituyen una evidencia adicional que apoyan el modelo unidimensional.

Al contrastar la invarianza del modelo corregido entre mujeres y hombres, el ajuste fue perfecto al no imponerse restricciones (SR). Al restringir los pesos de medida (RPM), el ajuste siguió siendo bueno, salvo por la probabilidad de Bollen-Stine. Al restringir la varianza del factor (RVE) y las varianzas de los residuos de medida (RRM), tres índices mostraron mal ajuste: χ^2/gl , *RMSEA* y *p* de B-S (tabla 2). En los cuatro modelos con constricciones acumulativas, todas las estimaciones fueron significativas en ambos grupos.

En el modelo sin restricciones (SR), los pesos de medida del factor sobre los ítems 1, 5, 6 y 7 fueron significativamente mayores en mujeres que en hombres, así como el porcentaje de varianza explicada de los ítems 1, 5 y 7 y la correlación entre los residuos de los ítems 6 y 7 fueron mayores; por el contrario, las varianzas de los residuos de los ítems 1, 2, 4, 5, 6 y 7 fueron significativamente menores en mujeres. En el modelo sin restricciones, el modelo de medida presentó validez convergente en ambas muestras, $AVE = .918$ y $\omega = .974$ en mujeres y $AVE = .872$ y $\omega = .957$ en hombres, así como en los otros tres modelos anidados.

Las puntuaciones en ATMES mostraron asimetría positiva y ligera leptocurtosis, por lo que no se ajustaron a una curva normal. En un rango de 1 a 5, la mediana fue 1.29, IC del 95% [1.14, 1.43] y la media aritmética 1.83, IC del 95% [1.76, 1.9]. Al dividir este rango en cinco intervalos en correspondencia con los cinco valores de respuesta, la mediana quedó en el primer intervalo [1, 1.8] que corresponde a un valor 1 “total rechazo” y la media aritmética en el segundo [1.8, 2.6], que corresponde al valor 2 “bastante rechazo”. Por la considerable asimetría positiva, $Sk/SES = 13.76$, la media armónica, $M_h = 1.41$, o la media geométrica, $M_g = 1.58$ representan de una forma menos sesgada la tendencia central de la distribución que la media aritmética. En ambos casos, sus valores quedaron en el segundo intervalo [1, 1.8] correspondiente a un valor 1 “total rechazo”, al igual que la mediana (tabla 1).

La tendencia central de las mujeres, $M = 1.64$, IC del 95% [1.54, 1.74] y $Mdn = 1$, IC del 95% [1, 1.14], fue significativamente menor, $ZU = -5.63$, $p < .001$, que la de los hombres, $M = 2.05$, IC del 95%: [1.93, 2.17] y $Mdn = 1.71$, IC del 95 % [1.43, 1.86]. Ello indica más rechazo de la infidelidad a la pareja. El tamaño del efecto del sexo sobre la actitud fue pequeño, r de Rosenthal = $Z_r/(N)^{1/2} = .21$.

Consistencia interna y distribución de la RAS, ECI y SSSS

En la presente muestra, los valores de consistencia interna por el coeficiente α ordinal y el coeficiente α de Cronbach variaron de excelentes a buenos para la RAS, SSSS y la puntuación total y los cuatro factores de la ECI (tabla 1). Las distribuciones de la puntuación total de ECI y de sus cuatro factores presentaron fuerte asimetría positiva y leptocurtosis. Las distribuciones de RAS y SSSS fueron mesocúrticas, pero con asimetría negativa la primera y positiva la segunda. Por tanto, ninguna se ajustó a una distribución normal (tabla 1).

La mediana de las puntuaciones en satisfacción marital, $Mdn = 4.14$, IC del 95% [4, 4.14] y la media aritmética, $M = 4$, IC del 95% [3.95, 4.06] quedaron en el cuarto intervalo [3.2, 4.2] correspondiente

al valor 4 “bastante satisfecho” dentro de un rango de 1 a 5. La mediana de las puntuaciones en búsqueda de sensaciones sexuales, $Mdn = 1.67$, IC del 95% [1.56, 1.78], así como la media armónica, $M_h = 1.60$ y geométrica $M_g = 1.70$, quedaron en el primer intervalo [1, 1.75] correspondiente al valor 1 “nada característico” dentro de un rango de 1 a 4, pero la media aritmética, $M = 1.82$, IC del 95% [1.77, 1.87] pasó al segundo intervalo [1.75, 2.5] correspondiente al valor 2 “algo característico”. Las medianas de las puntuaciones en ECI, $Mdn = 0.15$, IC del 95% [0.10, 0.19], deseo de infidelidad emocional, $Mdn = 0.36$, IC del 95% (0.21, 0.43), infidelidad sexual, deseo de infidelidad sexual e infidelidad emocional, $Mdn = 0$, IC del 95% (0, 0). Incluso, sus medias aritméticas quedaron en el primer intervalo [0, 0.80] correspondiente al valor 0 “nunca” dentro de un rango de 0 a 4.

Validez concurrente: relación de la ATMES con RAS, SSSS y ECI

La ATMES presentó correlaciones significativas con una fuerza de asociación moderada con RAS y SSSS. La correlación fue negativa en el primer caso y resultó positiva en el segundo. Las correlaciones con ECI y sus factores fueron significativas, positivas con una fuerza de asociación fuerte, salvo moderada con el factor de infidelidad emocional. Todas estas variables presentaron intercorrelaciones significativas con una fuerza de asociación que varió de débil a muy fuerte (tabla 3).

Tabla 3

Matriz de correlaciones producto-momento de Pearson

Escalas	ATMES	RAS	SSSS	ECI	IS	DIE	DIS
RAS	-.32 (-.39, -.26)						
SSSS	.48 (.41, .54)	-.13 (-.21, -.05)					
ECI	.56 (.49, .63)	-.43 (-.49, -.36)	.56 (.50, .62)				
IS	.51 (.44, .59)	-.36 (-.43, -.29)	.50 (.44, .57)	.95 (.94, .96)			
DIE	.57 (.49, .64)	-.45 (-.51, -.38)	.57 (.50, .63)	.96 (.95, .96)	.83 (.80, .86)		
DIS	.54 (.47, .62)	-.40 (-.47, -.33)	.54 (.48, .61)	.93 (.91, .95)	.81 (.75, .86)	.92 (.90, .94)	
IE	.44 (.36, .52)	-.36 (-.43, -.29)	.44 (.37, .51)	.85 (.81, .88)	.81 (.76, .85)	.77 (.72, .81)	.72 (.67, .77)

Nota. $N = 727$. Las estimaciones por intervalo con un nivel de confianza del 95% se obtuvieron por muestreo repetitivo con la simulación de 1000 muestras aleatorias. Escalas: ATMES = escala de exclusividad marital (aceptación de la propia infidelidad a la pareja), RAS = escala de valoración de la relación, SSSS = escala búsqueda de sensaciones sexuales, ECI = puntuación total en las escalas de conducta infiel, IS = factor de infidelidad sexual, DIE = factor de deseo de infidelidad emocional, DIS = factor de deseo de infidelidad sexual, IE = factor de infidelidad emocional.

VALIDACIÓN DE UNA ESCALA PARA MEDIR ACTITUD HACIA LA INFIDELIDAD

Modelo predictivo de infidelidad sexual

Debido a que el modelo se especificó con variables manifiestas, primero se comprobó la validez de los modelos de medida de un factor (con todos los residuos independientes) para satisfacción marital (RAS con siete indicadores), búsqueda de sensaciones sexuales (SSSS con nueve indicadores), deseo de infidelidad sexual (subescala de la ECI con ocho indicadores) e infidelidad sexual (subescala de la ECI con 21 indicadores) en la muestra total de 727 participantes. Los cuatro modelos de medida mostraron validez convergente ($AVE > .50$ y $\omega > .70$). El ajuste fue de bueno (seis de los ocho índices) a aceptable para satisfacción marital y búsqueda de sensaciones. A su vez, el ajuste fue bueno por todos los índices para deseo de infidelidad sexual e infidelidad sexual (tabla 4). En estos dos últimos modelos, hubo evidencia de sobreparametrización al ser la chi-cuadrada relativa menor que 1, por lo que presentan indicadores redundantes y se podría reducir el número de ítems en las dos escalas. En el presente estudio, se incluyeron todos sus ítems.

Tabla 4

Índices de ajuste y validez convergente para un modelo de medida unidimensional para cada escala

Índices de ajuste	Modelo de un factor con residuos independientes			
	RAS	SSSS	DS	IF
χ^2	40.253	61.315	2.932	22.874
gl	14	27	20	189
χ^2/gl	2.875	2.271	0.147	0.121
GFI	.996	.994	1	1
AGFI	.991	.990	1	1
NFI	.994	.992	1	1
RFI	.991	.989	1	1
CFI	.966	.995	1	1
<i>RMSEA</i>	.051	.042		
[IC del 90%]	[.043, .058]	[.034, .049]	0	0
SRMR	.043	.075	.011	.021
K	7	9	8	21
AVE	.664	.593	.916	.871
ω	.932	.929	.989	.993

Nota. $N = 727$. Método: mínimos cuadrados libres de escala. K = número de ítems, AVE = varianza media extraída, ω = coeficiente omega.

J. MORAL

Desde la propuesta enunciada en la sexta hipótesis, se especificó un modelo con la satisfacción marital (RAS) y la búsqueda de sensaciones sexuales (SSSS) como variables exógenas correlacionadas. La actitud hacia la infidelidad (ATMES) fue predicha por ambas variables. El deseo de infidelidad sexual fue predicho por estas tres variables. Finalmente, la infidelidad sexual fue predicha por el deseo de infidelidad sexual. Todas las estimaciones fueron significativas (figura 1). El ajuste fue bueno por cinco índices, GFI, AGFI, NFI, CFI y SRMR, aceptable por uno, *RMSEA*, pero malo por cuatro, p de χ^2 , p de Bollen-Stine, χ^2/gl y RFI (tabla 5). Tras revisar los índices de mejora del ajuste, se liberó la correlación entre los residuos estructurales del deseo de infidelidad sexual y la infidelidad sexual. En este modelo corregido, todas las estimaciones fueron significativas y el ajuste fue bueno por los diez índices (tabla 5). El tamaño del efecto sobre la actitud hacia la infidelidad fue grande con 30% de su varianza explicada, al igual que sobre el deseo de infidelidad sexual con un 46% de su varianza explicada y sobre la infidelidad sexual fue muy grande con un 64% de su varianza explicada (figura 3).

Tabla 5

Índices de ajuste para el modelo de un factor con los siete ítems de ATMES y el modelo de análisis de senderos de infidelidad sexual

Índices de ajuste	Interpretación		Unigrupo		Multigrupo (M_{1c})			
	Bueno	Aceptable	M_1	M_{1c}	SR	RPE	RVE	RRE
χ^2			12.972	0.350	1.315	17.145	61.478	80.776
gl			3	2	4	10	13	17
p	> .05	> .01	.005	.839	.859	.071	< .001	< .001
χ^2/gl	≤ 2	≤ 3	4.316	0.175	0.329	1.715	4.729	4.752
GFI	$\geq .95$	$\geq .90$.985	1	.999	.983	.938	.919
AGFI	$\geq .90$	$\geq .85$.924	.997	.990	.948	.857	.856
NFI	$\geq .95$	$\geq .90$.934	.998	.994	.920	.712	.622
RFI	$\geq .95$	$\geq .90$.780	.991	.969	.840	.558	.556
CFI	$\geq .95$	$\geq .90$.947	1	1	.963	.750	.671
<i>RMSEA</i>	$\leq .05$	$\leq .08$.068	0	0	.031	.072	.072
SRMR	$\leq .05$	$\leq .09$.018	.003	.011	.034	.062	.060
p de B-S	> .05	> .01	.008	.844	.894	.128	.002	.002

Nota. Datos de entrada: datos brutos. Método para optimizar la función de discrepancia: mínimos cuadrados no ponderados. Modelos con restricciones acumulativas del contraste multigrupo (entre mujeres y hombres): SR = sin restricciones, RPE = con restricciones en los pesos estructurales, RVE = con restricciones en las varianzas estructurales, y RRE = con restricciones en las varianzas de los residuos estructurales.

VALIDACIÓN DE UNA ESCALA PARA MEDIR ACTITUD HACIA LA INFIDELIDAD

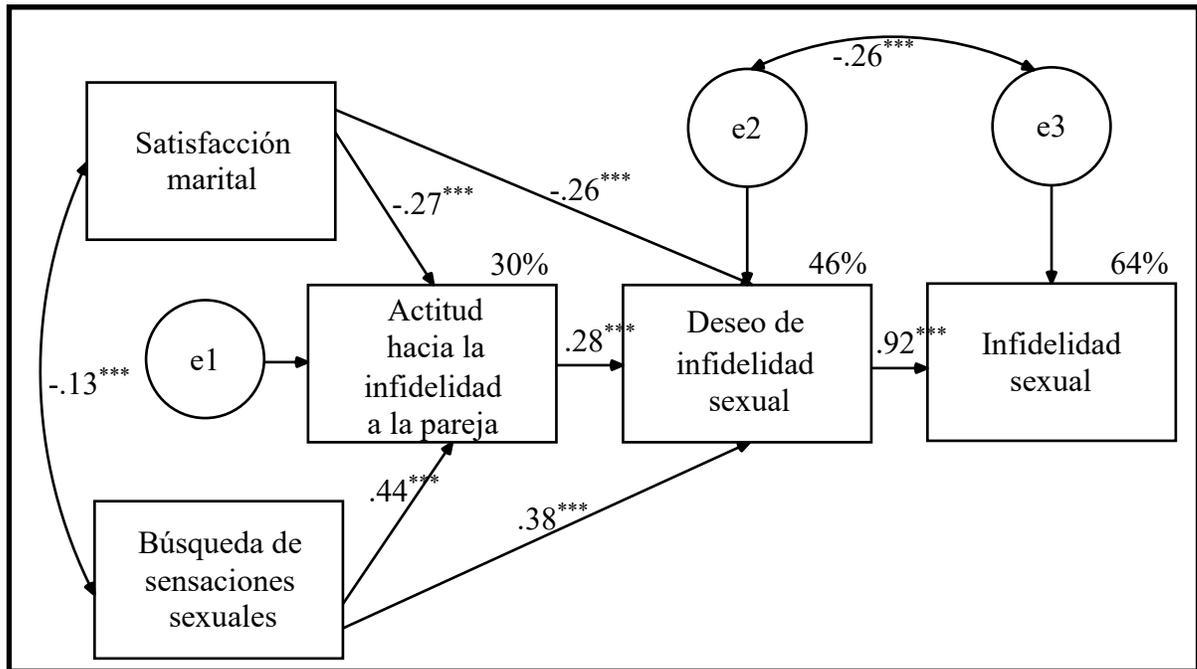


Figura 3. Modelo de infidelidad sexual a la pareja corregido. Fue estimado por mínimos cuadrados ponderados desde los datos brutos en la muestra total de 727 participantes. La significación de parámetros se contrastó por percentiles corregidos de sesgo con la simulación de 2000 muestras. $*** p \leq .001$.

También, se contrastó la invarianza de este modelo corregido entre ambos sexos. Al no establecerse restricciones entre ambos sexos (SR), el ajuste fue perfecto por los 10 índices. Al imponerse restricciones en los seis pesos estructurales (RPE), el ajuste fue bueno por nueve índices, aunque malo por RFI, y la bondad de ajuste empeoró en comparación con el anterior, $\chi^2[6] = 15.83, p = .02, \Delta NFI = .07, \Delta RFI = .13$ y $\Delta CFI = .04$. En los modelos con restricciones acumulativas en las varianzas de las dos variables exógenas y su covarianza (RVE), así como en las varianzas de los tres residuos estructurales y una covarianza entre dos residuos (RRE), seis índices mostraron mal ajuste (tabla 5). La bondad de ajuste empeoró significativamente al ir incrementando las restricciones con base en la prueba de la diferencia chi-cuadrado ($\Delta\chi^2$) y en la diferencia de índices de ajuste ($\Delta\chi^2/\Delta gl > 3$ y $\Delta NFI, \Delta RFI$ y $\Delta CFI > .01$).

En el modelo sin restricciones (SR), hubo diferencia significativa en la correlación entre satisfacción marital y búsqueda de sensaciones. Esta correlación no fue significativa en mujeres, cuando fue significativa y con una fuerza de asociación moderada en hombres. A su vez, las varianzas de SSSS y del residuo del deseo de infidelidad sexual fueron significativamente menores en mujeres que en hombres.

Discusión

El primer objetivo planteado en el presente artículo fue comprobar la consistencia interna de la ATMES. En estudios previos, se había reportado una consistencia interna buena por el alfa de Cronbach (Weis & Fenton, 1987; Weis et al., 2010); en el presente estudio fue excelente no solo por el alfa ordinal, que es más adecuada para variables ordinales como son los ítems tipo Likert (DeVellis, 2016), sino también por el alfa de Cronbach. Una consistencia interna buena o excelente también se observó en las demás escalas. ¿A qué se podría atribuir estos altos niveles de consistencia interna? Con el instrumento de conducta infiel, la expectativa era de consistencia interna excelente para sus 48 ítems y tres de sus cuatro factores, incluyendo los dos usados (Romero et al., 2007). Con las demás escalas, el modelo factorial esperado, y confirmado en la presente muestra, era unidimensional, lo que facilita que el nivel de consistencia interna sea más alto que con escalas multidimensionales (Ten-Berge & Sočan, 2004). Asimismo, se usó un cuestionario integrado por varias escalas, lo que pudo motivar un patrón de respuesta más homogéneo por economía y rapidez frente a la presentación de una escala aislada (Streiner, Norman, & Cairney, 2015). Además, las escalas tenían todos sus ítems directos, salvo la RAS por dos de sus siete ítems, lo que pudo potenciar este efecto (Streiner et al., 2015).

El segundo objetivo enunciado fue contrastar el modelo esperado de un factor y su invarianza débil entre ambos sexos. El modelo de un factor se sostuvo por el análisis factorial confirmatorio en la muestra conjunta, tal como muestran los valores de buen ajuste en la mayoría de los índices, los parámetros significativos y la validez convergente del factor. Otra evidencia adicional fue la convergencia de tres criterios empíricos, que se consideraron confiables para determinar el número de factores (Courtney, 2013) en un factor. No obstante, el ajuste fue bueno por los nueve índices contemplados una vez que se correlacionaron los residuos de los ítems 6 “besarse o acariciarse inocentemente” y 7 “tener relaciones sexuales”. Esta corrección indica que entre estos dos ítems existe una relación específica no contemplada cuando son incluidos como indicadores de la actitud hacia la infidelidad sexual.

Una interpretación para esta corrección consiste en que la correlación entre residuos podría reflejar un aspecto relacionado con dejarse llevar por la tentación o deseo de infidelidad sexual. El participante que responde a la escala estaría interpretando que no hay inocencia en esos besos o caricias, que los besos y las caricias dan pie o son el primer paso para llegar a las relaciones sexuales (Messripour, Etemadi, Ahmadi, & Jazayeri, 2016). Precisamente, estos dos ítems presentaron correlaciones (por el coeficiente poliserial) más altas con la escala de deseo de infidelidad sexual que con la suma de los cinco ítems restantes de la escala de exclusividad marital, aunque las diferencias sólo fueron significativas (intervalos de confianza al 95% no solapados) en mujeres. Si se considera que la correlación entre residuos fue unitaria en mujeres, $r = .91$, IC al 95% [.89 .93], cuando fue alta en hombres, $r = .78$, IC al 95% [.73, .82], se tiene que esta relación específica no contemplada inicialmente conlleva un matiz de género femenino. También, se podría interpretar que estos dos ítems son redundantes para algunas personas. Esta apreciación se halla más definida en mujeres que en hombres.

Este modelo de un factor corregido es válido para mujeres y hombres, al contar con buen ajuste en su especificación sin restricciones, resultar todos sus parámetros significativos en estimaciones con un intervalo de confianza al 95% y contar el factor con clara validez convergente tanto en hombres como

VALIDACIÓN DE UNA ESCALA PARA MEDIR ACTITUD HACIA LA INFIDELIDAD

mujeres. No obstante, no es estrictamente invariante debido a los parámetros diferenciales entre ambos sexos y la pérdida de bondad de ajuste al acumular restricciones. Con base en las diferencias encontradas, se puede afirmar que la unidimensionalidad de la actitud está aún más definida en mujeres que en hombres.

El tercer objetivo del estudio era describir la distribución de las puntuaciones en ATMES. Como en estudios previos (Weis & Fenton, 1987; Weis et al., 2010), la distribución de la ATMES presentó asimetría positiva, lo que implica que hay más casos por debajo que por encima de la media aritmética. Así, la mayoría de estas personas casadas reportaron una actitud de rechazo hacia la infidelidad, 77.4% con puntuaciones entre 1 y 2.6 y solo un porcentaje pequeño mostró aceptación a ser infiel a la pareja, 10.6% obtuvo puntuaciones entre 3.4 y 4. Por tanto, es más adecuado baremar la escala a través de cuantiles (Streiner et al., 2015). En la presente muestra, una puntuación mayor o igual al percentil 80, 2.71 se podría interpretar como liberal dentro de este grupo y una puntuación mayor o igual al percentil 90, 3.57, como una actitud muy liberal.

El cuarto objetivo enunciado era verificar la diferencia en nivel actitudinal entre ambos sexos. Conforme a la expectativa (Silva et al., 2017), los hombres presentaron una actitud de menor rechazo hacia la infidelidad sexual a la pareja que las mujeres, lo que se puede atribuir a la mayor permisividad de la infidelidad sexual en el hombre que en la mujer, especialmente en una sociedad con valores machistas como la mexicana (Díaz-Loving et al., 2015). El promedio de los hombres se ubicó en bastante rechazo y el de las mujeres en total rechazo. En hombres, una puntuación de 3 (percentil 80) refleja una actitud liberal y de 3.86 (percentil 90) muy liberal. En mujeres, una puntuación de 2.29 refleja una actitud liberal y de 3.14 muy liberal. Tanto en hombres como en mujeres una puntuación de 1 corresponde al polo del rechazo (percentiles 10 y 20). Cabe señalar que el tamaño del efecto del sexo sobre la actitud medida por la ATMES fue pequeño, como se esperaba (Isma & Turnip, 2019; Labrecque & Whisman, 2017); por tanto, usar los mismos baremos para mujeres y hombres también sería adecuado.

El quinto objetivo formulado fue comprobar a nivel bivariado la relación de la ATMES con la satisfacción marital, búsqueda de sensaciones sexuales y conducta infiel, como evidencia de validez convergente. Conforme a la expectativa, una actitud de mayor rechazo hacia la infidelidad a la pareja se asoció con menor deseo y menos conductas de infidelidad a la pareja, menor búsqueda de sensaciones sexuales y mayor satisfacción con la pareja, lo que aporta evidencia de validez basada en el constructo para la ATMES.

La actitud hacia la infidelidad en la muestra fue de rechazo. ¿Cuál es el perfil de los participantes en estos criterios de validez concurrente? La distribución de la satisfacción marital mostró asimetría negativa y un promedio alto al reflejar satisfacción con la pareja, como en estudios previos (Moral, 2015). Por el contrario, las escalas de búsqueda de sensaciones sexuales y conducta infiel mostraron asimetría positiva y promedios bajos; de un modo más extremo, la escala de conducta infiel (puntuación total) y sus cuatro factores que la escala de búsqueda de sensaciones sexuales. La mayoría de las personas reportaban fidelidad a su pareja y baja necesidad de buscar novedades y altos niveles de excitación sexual, lo que es concordante con estudios previos (Romero et al., 2007; Sorokowski et al., 2017; Zheng & Zheng, 2014) y congruente con la necesidad de mantener la estabilidad y armonía en la pareja (Balderrama-Durbin et al., 2017).

J. MORAL

Finalmente, se formuló como sexto objetivo aportar evidencia adicional de validez de constructo a través del contraste de un modelo predictivo de infidelidad que integra la actitud hacia la fidelidad a la pareja como factor protector y variable endógena o predicha. El modelo retoma parcialmente la teoría de la acción razonada al incluir como predictores la intención y actitud hacia la conducta, pero no incluye la presión social contra esta conducta (Jackman, 2015), al no haber sido medida, lo que sí se sugiere para futuros estudios. En el modelo, se metió la satisfacción con la relación, al ser un aspecto esencial en el estudio de las parejas (González et al., 2009; Romero et al., 2008). Además, se incluyó una variable de personalidad, la búsqueda de sensaciones sexuales, que por su naturaleza puede actuar como un factor de riesgo de infidelidad sexual (McDaniel & Drouin, 2015; Zheng & Zheng, 2014). El modelo indica que fomentar una buena relación, una personalidad reacia a la búsqueda de sensaciones sexuales y una actitud favorable a la exclusividad marital previenen el deseo y la conducta de infidelidad sexual.

Este modelo con alto poder explicativo tuvo un buen ajuste a los datos una vez que se introdujo la correlación entre los residuos de deseo y conducta de infidelidad sexual. ¿Qué significa esta correlación? Esta correlación de signo negativo podría indicar que la relación entre el deseo y la conducta no es directa en todas las personas, sino que en algunas personas es inversa. Esto probablemente ocurra por cuestiones de conflicto. Estas personas se dejan envolver en una situación de infidelidad, si no son muy conscientes de su deseo de infidelidad sexual. Por el contrario, una conciencia clara de este deseo inhibe la conducta. Esta inhibición probablemente ocurra porque el motivo y las posibles consecuencias de esta conducta “moralmente reprobada” recaen sobre la propia persona. Esta interpretación trae a colación la importancia de incluir la variable de presión social contratentarse y realizar deseos de infidelidad.

El modelo con esta corrección fue válido para ambos sexos (sin restricciones) y con propiedades de invarianza adecuadas con restricciones en pesos estructurales. Además, los tamaños del efecto (porcentajes de varianza explicada) fueron estadísticamente equivalentes entre ambos sexos. Cabe señalar que la correlación entre los dos errores estructurales fue estadísticamente equivalente entre mujeres y hombres. Por tanto, la asociación inhibitoria entre deseo consciente (autorreportado) y conducta no está mediada por el sexo. No es una cuestión femenina como podría pensarse desde los roles de género, de hombre conquistador y mujer conquistada (Messripor et al., 2016).

Una limitación del estudio es que las inferencias solo son aplicables a personas mexicanas casadas con una pareja del sexo contrario que residen en Monterrey y su zona metropolitana. Con las debidas precauciones se podrían usar como hipótesis en poblaciones afines. Otra limitación consiste en que los datos no permiten inferencias causales, ni estimar la confiabilidad temporal de las puntuaciones, ni la estabilidad temporal de la estructura factorial o del modelo predictivo, porque se usó un diseño *ex post facto* transversal.

Se concluye que, en personas mexicanas casadas con una pareja del sexo contrario residentes en Monterrey y su zona metropolitana, la ATMES presenta una consistencia interna excelente. Se confirma su estructura unifactorial (análisis unigrupo). El modelo de un factor es válido para ambos sexos en sentido débil, pero no estrictamente invariante. Los pesos de medida tienden a ser más altos en mujeres que en hombres. La distribución de las puntuaciones en la ATMES muestra asimetría positiva al tener la mayoría de las personas una actitud de franco rechazo frente a una minoría con una actitud muy favorable

VALIDACIÓN DE UNA ESCALA PARA MEDIR ACTITUD HACIA LA INFIDELIDAD

hacia la infidelidad a la pareja. El sexo posee un efecto significativo sobre la ATMES. El mayor rechazo se presenta en las mujeres. La actitud promedio de los hombres es de bastante rechazo frente a la de las mujeres que es de total rechazo. La ATMES presentó validez de constructo concurrente en relación con conducta infiel, búsqueda de sensaciones sexuales y satisfacción con la pareja. El modelo de infidelidad sexual con el deseo de infidelidad sexual, la búsqueda de sensaciones sexuales y la satisfacción marital como antecedentes tuvo alto poder predictivo. Su ajuste a los datos es perfecto si se incluye una correlación negativa entre los residuos del deseo y la conducta que puede indicar una situación de conflicto no contemplada en este modelo de actitud, calidad de la relación y personalidad. Esta asociación entre residuos no resulta atribuible al género. El modelo es válido o invariante en sentido débil para ambos sexos. Presenta una adecuada invarianza a nivel de pesos de medida y equivalencia en tamaños del efecto entre mujeres y hombres.

Se sugiere en futuros estudios incluir la variable presión social contra la infidelidad, así como las variables de deseabilidad social y religiosidad para dilucidar más sobre la naturaleza del conflicto entre el deseo y la conducta que aparece en el modelo como una corrección para lograr un buen ajuste; asimismo, se debe usar un diseño de cohorte para estudiar la estabilidad temporal de la ATMES y de los modelos.

Referencias

- American Psychological Association (2017). *Ethical principles of psychologists and code of conduct. With the 2016 amendment to standard 3.04*. Washington, DC: American Psychological Association Press. Recuperado de <https://www.apa.org/ethics/code/>
- Balderrama-Durbin, C., Stanton, K., Snyder, D. K., Cigrang, J. A., Talcott, G. W., Smith Slep, A. M., ... Cassidy, D. G. (2017). The risk for marital infidelity across a year-long deployment. *Journal of Family Psychology, 31*(5), 629-634. doi:10.1037/fam0000281
- Baucom, D. H., Pentel, K. Z., Gordon, K. C., & Snyder, D. K. (2017). An integrative approach to treating infidelity in couples. En J. Fitzgerald (Ed.), *Foundations for couples' therapy* (pp. 206-215). Oxon, UK: Taylor & Francis. doi:10.4324/9781315678610
- Birnbaum, G. E., Mikulincer, M., Szepeswol, O., Shaver, P. R., & Mizrahi, M. (2014). When sex goes wrong: a behavioral systems perspective on individual differences in sexual attitudes, motives, feelings, and behaviors. *Journal of Personality and Social Psychology, 106*(5), 822-842. doi:1.1037/a0036021
- Blanc-Molina, A., & Rojas-Tejada, R. (2017). Instrumentos de medida de actitudes hacia la sexualidad: una revisión bibliográfica sistemática. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación, 43*(1), 17-32. doi:10.21865/RIDEP43_17
- Bonilla, M. P. (1993). *Infidelidad en la pareja. Conceptualización e implicación en hombres y mujeres mexicanos* (Tesis de Doctorado no publicada). Universidad Autónoma Nacional de México, México.
- Byrne, B. (2016) *Structural equation modeling with AMOS. Concepts, applications, and programming* (3rd ed.). New York: Routledge. doi:10.4324/9781315757421
- Consulta Mitofsky (2004). *Primera encuesta nacional sobre sexo*. Recuperado de <http://consulta.mx/index.php/estudios-e-investigaciones/mexico-opina/item/654-primera-encuesta-nacional-sobre-sexo>

J. MORAL

- Courtney, M. G. R. (2013). Determining the number of factors to retain in EFA: using the SPSS R-menu v2.0 to make more judicious estimations. *Practical Assessment, Research & Evaluation*, 18(8), 1-14. Recuperado de <http://pareonline.net/getvn.asp?v=18&n=8>
- DeVellis, R. F. (2016). *Scale development: theory and applications* (4a ed.). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Díaz-Loving, R., Saldívar, A., Armenta-Hurtarte, C., Reyes, N. E., López, F., Moreno, M., ... Correa, F. E. (2015). Creencias y normas en México: una actualización del estudio de las premisas psico-socio-culturales. *Psykhé*, 24(2), 1-25. doi:10.7764/psykhe.24.2.880
- González, J., Martínez-Taboas, A., & Martínez, D. (2009). Factores psicológicos asociados a la infidelidad sexual y/o emocional y su relación a la búsqueda de sensaciones en parejas puertorriqueñas. *Revista Puertorriqueña de Psicología*, 20, 59-81
- Graham, J. M., Diebels, K. J., & Barnow, Z. B. (2011). The reliability of relationship satisfaction: A reliability generalization meta-analysis. *Journal of Family Psychology*, 25, 39-48. doi:10.1037/a0022441.
- Houle, B., Mojola, S. A., Angotti, N., Schatz, E., Gómez, F. X., Clark, S. J., ... Menken, J. (2018) Sexual behavior and HIV risk across the life course in rural South Africa: trends and comparisons, *AIDS Care*, 27, 1-9. doi: 10.1080/09540121.2018.1468008
- Howell, J. W., Gilbert, S. E., & Gordon, K. C. (2016). Understanding and treating infidelity. En K. T. Sullivan & E. Lawrence (Eds.), *The Oxford handbook of relationship science and couple interventions* (pp. 113-129). New York, NY: Oxford University Press.
- Hendrick, S. S., Dicke, A., & Hendrick, C. (1998). The relationship assessment scale. *Journal of Social and Personal Relationships*, 15, 137-142. doi:10.1177/0265407598151009.
- Huang, Y., Abler, L., Pan, S., Henderson, G. E., Wang, X., Yao, X., & Parish, W. L. (2014). Population-based sexual behavior surveys in China: Liuzhou compared with other prefectural cities. *AIDS Behavior*, 18(Suppl 2): 118-125. doi:10.1007/s10461-013-0645-3
- Isma, M. N. P., & Turnip, S. S. (2019) Personality traits and marital satisfaction in predicting couples' attitudes toward infidelity. *Journal of Relationships Research*, 10: e13. doi:10.1017/jrr.2019.10
- Jackman, M. (2015). Understanding the cheating heart: What determines infidelity intentions? *Sexuality & Culture*, 19(1), 72-84. doi:10.1007/s12119-014-9248-z
- Kalichman, S. C., Adair, V., Rompa, D., Multhauf, K., Johnson, J., & Kelly, J. (1994). Sexual Sensation-Seeking Scale: Development and predicting AIDS-risk behavior among homosexually active men. *Journal of Personality Assessment*, 62(3), 385-397. doi:1.1207/s15327752jpa6203_1
- Labrecque, L. T., & Whisman, M. A. (2017). Attitudes toward and prevalence of extramarital sex and descriptions of extramarital partners in the 21st century. *Journal of Family Psychology*, 31(7), 952-957. doi:10.1037/fam0000280
- Malhotra, N. K., & Dash, S. (2011). *Marketing research: an applied orientation* (6a ed.). New Delhi: Pearson Education. doi:10.1108/S1548-6435(2011)8

VALIDACIÓN DE UNA ESCALA PARA MEDIR ACTITUD HACIA LA INFIDELIDAD

- Martins, A., Pereira, M., Andrade, R., Dattilio, F. M., Narciso, I., & Canavarro, M. C. (2016). Infidelity in dating relationships: gender-specific correlates of face-to-face and online extradyadic involvement. *Archives of Sexual Behavior*, 45(1), 193-205. doi:10.1007/s10508-015-0576-3
- McDaniel, B. T., & Drouin, M. (2015). Sexting among married couples: who is doing it, and are they more satisfied? *Cyberpsychology, Behavior, and Social Networking*, 18(11), 628-634. doi:10.1089/cyber.2015.0334
- Messripour, S., Etemadi, O., Ahmadi, S. A., & Jazayeri, R. (2016). Analysis of the reasons for infidelity in women with extra-marital relationships: a qualitative study. *Modern Applied Science*, 10(5), 151-162. doi:10.5539/mas.v10n5p151
- Moral, J. (2015). Validación del modelo unidimensional de la Escala de Valoración de la Relación en personas casadas y en unión libre de Monterrey, México. *Revista Internacional de Psicología*, 14(2), 1-70. doi:10.33670/18181023.v14i02.134
- Moral, J. (2018). Validación de la Escala de Búsqueda de Sensaciones Sexuales en mexicanos casados o cohabitantes. *Evaluar*, 18(3), 49-72. doi:10.35670/1667-4545.v18.n3.22224
- Moral, J. (2019). Frecuencia de relaciones sexuales y número de parejas concurrentes entre personas casadas o cohabitantes de Monterrey, Nuevo León, México. *Perspectivas Sociales*, 21(1), 115-145.
- Quevedo, R. J. (1996). *Actitudes hacia la infidelidad en miembros de parejas conyugales en Lima metropolitana* (tesis de licenciatura no publicada). Lima: Universidad Ricardo Palma.
- Ramada-Rodilla, J. M., Serra-Pujadas, C., & Delclós-Clanchet, G. L. (2013). Adaptación cultural y validación de cuestionarios de salud: revisión y recomendaciones metodológicas. *Salud Pública de México*, 55(1), 57-66. doi:10.1590/S0036-36342013000100009
- Romero, A., Rivera, S., & Díaz-Loving, R. (2007). Desarrollo del inventario multidimensional de infidelidad (IMIN). *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 23(1), 121-147.
- Romero, A., Cruz, C., & Díaz-Loving, R. (2008). Propuesta de un modelo bio-psico-socio-cultural de infidelidad sexual y emocional en hombres y mujeres. *Psicología Iberoamericana*, 16(2), 14-21.
- Rosenthal, R., & Rubin, D. B. (2003). r equivalent: A simple effect size indicator. *Psychological Methods*, 8(4), 492-496. doi:10.1037/1082-989X.8.4.492
- Sakuma-Kato, R. M. (2006). *Actitudes hacia la infidelidad en jóvenes de la Universidad Católica Boliviana San Pablo* (tesis de licenciatura no publicada). La Paz: Universidad Católica Boliviana San Pablo.
- Silva, A. Saraiva, M. Albuquerque, P. B., & Arantes, J. (2017). Relationship quality influences attitudes toward and perceptions of infidelity. *Personal Relationships*, 24, 718-728. doi:10.1111/pere.12205
- Sorokowski, P., Randall, A. K., Groyecka, A., Frackowiak, T., Cantarero, K., Hilpert, P., ... Sorokowska, A. (2017). Marital satisfaction, sex, age, marriage duration, religion, number of children, economic status, education, and collectivistic values: data from 33 countries. *Frontiers in Psychology*, 8(1199), 1-7. doi: 10.3389/fpsyg.2017.01199
- Streiner, D. L., Norman, G. R., & Cairney, J. (2015). *Health measurement scales: a practical guide to their development and use* (5a ed.). New York, NY: Oxford University Press. doi:10.1093/med/9780199685219.001.0001

J. MORAL

-
- Ten-Berge, J. M., & Sočan, G. (2004). The greatest lower bound to the reliability of a test and the hypothesis of unidimensionality. *Psychometrika*, *69*(4), 613-625. doi:10.1007/BF02289858
- Toplu-Demirtaş, E., & Fincham, F. D. (2018). Dating infidelity in Turkish couples: the role of attitudes and intentions. *The Journal of Sex Research*, *55*(2), 252-262. doi: 10.1080/00224499.2017.1365110
- Wagner, B. G. (2019). Marriage, cohabitation, and sexual exclusivity: unpacking the effect of marriage. *Social Forces*, *97*(3), 1231-1256. doi:10.1093/sf/soy082
- Weis, D. L., & Fenton, J. R. (1987). Marital exclusivity and the potential for future marital conflict. *Social Work*, *32*(1), 45-49. doi:10.1093/sw/32.1.45
- Weis., D., L., Rabinowitz, B., & Ruckstuhl, M. F. (2010). Individual changes in sexual attitudes and behavior within college-level human sexuality courses, *The Journal of Sex Research*, *29*(1), 43-59. doi:10.1080/00224499209551633
- Zheng, L., & Zheng, Y (2014). Online sexual activity in Mainland China: Relationship to sexual sensation seeking and sociosexuality. *Computers in Human Behavior*, *36*, 323-329. doi:10.1016/j.chb.2014.03.062
- Zuckerman, M. K., & Crandall, J. (2019). Reconsidering sex and gender in relation to health and disease in bioarchaeology. *Journal of Anthropological Archaeology*, *54*(1), 161-171. doi: 10.1016/j.jaa.2019.04.001

Recibido: 15 de julio de 2018
Revisión recibida: 19 de noviembre de 2019
Aceptado: 24 de enero de 2020

VALIDACIÓN DE UNA ESCALA PARA MEDIR ACTITUD HACIA LA INFIDELIDAD

Sobre el autor:

José Moral de la Rubia es doctor en Psicología, profesor investigador de la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León (México) y miembro del cuerpo académico “psicología social y salud”. Pertenece al Sistema Nacional de Investigadores con un reconocimiento de Nivel II. Cuenta con unos 240 artículos publicados en revistas científicas y 80 capítulos de libro. Es autor de un libro y coeditor de 14. A su vez, ha presentado más de 115 ponencias y 6 conferencias en congresos científicos de Psicología, Ciencias Sociales y de la Salud.

Publicado en línea: 15 de abril de 2020

J. MORAL

Apéndice

Escala de Actitud hacia la Exclusividad Marital (ATMES)

Indique cuánto aceptaría o rechazaría las siguientes situaciones. Escriba sus respuestas en el espacio en blanco.

1. Total rechazo
2. Rechazo moderado
3. Ni aceptación ni rechazo
4. Aceptación moderada
5. Total aceptación

Supongamos que usted tiene una gran amistad con varias parejas. Su pareja se encuentra en un largo viaje. Usted se queda solo/a en casa. Algo similar le sucede a una de sus amistades de sexo contrario, esto es, su pareja ha salido del estado para visitar a unos parientes y lo/a deja solo/a en casa.

Cómo se sentiría en relación con:

- ___ Pasar una tarde o varias tardes con él /ella en la sala de usted.
- ___ Ir a ver películas o al teatro juntos.
- ___ Ir a cenar con él/ella a un lugar selecto.
- ___ Salir a bailar.
- ___ Salir un par de días de excursión a un lugar bello donde nadie los encontraría.
- ___ Inocentemente besarse o acariciarse.
- ___ Tener relaciones sexuales.