

Diferencias entre sexos en un modelo predictivo de conducta de infidelidad sexual en personas casadas mexicanas

Differences between sexes in a predictive model of sexual infidelity behavior among Mexican married people

José Moral de la Rubia

Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León, México

Resumen

El objetivo del estudio fue contrastar la invarianza entre sexos de un modelo psicosocial para predecir infidelidad sexual, el cual ha sido previamente validado sin incluir al sexo. Se aplicaron siete escalas para evaluar búsqueda de sensaciones sexuales, engrandecimiento marital, actitud hacia la infidelidad, satisfacción marital, satisfacción sexual, comportamiento de infidelidad sexual y deseo de infidelidad sexual a una muestra de 422 mujeres y 368 hombres mexicanos. Se usó muestreo de rutas al azar. El modelo fue válido para ambos sexos, pero no estrictamente invariante. La búsqueda de sensaciones sexuales y la insatisfacción constituyen los aspectos con más diferencia entre ambos sexos. Se concluye que las diferencias encontradas pueden comprenderse desde la mayor libertad sexual que la cultura concede al hombre; mientras que la sexualidad femenina está circunscrita al matrimonio.

Palabras clave: Conducta de infidelidad sexual, deseo de infidelidad sexual, diferencias de sexo, modelo estructural, invarianza estructural.

Abstract

The objective of this study was to test the invariance across sexes of a psychosocial model to predict sexual infidelity, which has been validated without including sex. Seven scales to assess sexual sensation seeking, marital aggrandizement, attitude toward own infidelity, marital satisfaction, sexual satisfaction, sexual infidelity behavior, and desire for sexual infidelity were applied to a sample of Mexican 422 women and 368 men. Random route sampling was used. The model was valid for both sexes, but not strictly invariant. The sexual sensation seeking and dissatisfaction are the most different aspects between sexes. It is concluded that the differences found can be understood from the greater sexual freedom that culture grants to man, whereas female sexuality is limited to marriage.

Key words: Sexual infidelity behavior, desire for sexual infidelity, sex differences, structural model, structural invariance.

INTRODUCCIÓN

La *infidelidad sexual* consiste en tener relaciones sexuales con otra persona distinta a la pareja con independencia de que exista o no implicación emocional; si la infidelidad consiste en una implicación emocional sin consumación sexual se habla de *infidelidad emocional* (Guitar *et al.*, 2017; Romero, Rivera y Díaz, 2007). A pesar de las consecuencias negativas de la infidelidad sexual, como infecciones de transmisión sexual, divorcio y descrédito social (Arnocky, Pearson y Vaillancourt, 2015), es un fenómeno no inusual entre parejas casadas (Stanford, 2016). En Estados Unidos de América, se estima que su prevalencia a lo largo de la vida está por encima de un quinto en hombres (Balderrama *et al.*, 2017; Stanford, 2016) y por encima de un séptimo en mujeres (Labrecque y Whisman, 2017; Stanford, 2016), constituyendo el sexo un factor de riesgo (Haseli *et al.*, 2019). En México, se estima un porcentaje de infidelidad sexual de 30.6 por ciento en hombres y 12.8 por ciento en mujeres con un tamaño del efecto del sexo sobre la conducta de infidelidad sexual medio; ser hombre triplica la probabilidad de infidelidad sexual en comparación con ser mujer (Moral, 2019a). En el meta-análisis de Haseli *et al.* (2019), el tamaño del efecto del sexo sobre la infidelidad fue pequeño, aunque en este estudio se manejó un concepto amplio de infidelidad que no matizaba entre infidelidad sexual y emocional.

La investigación en las relaciones de pareja y terapia de pareja ha prestado interés a la predicción de la infidelidad marital, debido a su frecuencia relativamente alta y sus consecuencias negativas para la familia (Fisher, 2016; Rosenberg, 2018). El presente estudio se centra en infidelidad sexual y parte de un modelo validado en una muestra conjunta de mujeres y hombres mexicanos (Moral, 2019b).

ANTECEDENTES TEÓRICOS Y EMPÍRICOS

En este modelo predictivo previamente citado, el deseo de infidelidad sexual se contempla como un motivo antecedente a la ejecución de la conducta de infidelidad sexual. El deseo desde sus componentes fisiológicos y cognitivo-emocionales de conciencia o representación genera un estado que moviliza los recursos personales hacia la ejecución de la conducta (Buss, 2016; Romero *et al.*, 2007; Torres *et al.*, 2016; Zapien, 2017). Así su tamaño del efecto es muy grande.

A su vez, la búsqueda de sensaciones sexuales es un predictor directo de la conducta de infidelidad sexual (Chen *et al.*, 2018), debido a un efecto

de desinhibición (McIntyre, Barlow y Hayward, 2015; Vaillancourt *et al.*, 2016). Esta última variable puede definirse como la tendencia a obtener niveles óptimos de excitación sexual e implicarse en experiencias sexuales novedosas (Kalichman *et al.*, 1994), implicando aspectos de impulso y control sexuales. Así, altos niveles de búsqueda de sensaciones sexuales conllevan fuerte impulso sexual y descontrol sexual que puede caer en la compulsividad sexual (McIntyre *et al.*, 2015). Cabe señalar que esta variable tuvo un efecto trivial, pero era necesaria para un buen ajuste del modelo y aquí el sexo pudiera jugar un papel diferencial importante (Moral, 2019b). En mujeres, un mayor nivel de búsqueda de sensaciones sexuales puede facilitar el interés en el sexo conyugal y el deseo de tener un esposo al estar su sexualidad muy circunscrita al matrimonio por cuestiones culturales (Careaga, 2016; Reyes, 2016; Shafiee y Etemadi, 2018). No obstante, ante una fuerte insatisfacción sexual, va a incrementar el deseo de infidelidad sexual y a través de su efecto desinhibidor puede constituir el plus necesario para la ejecución de la conducta socialmente reprobada (Walker, 2018). Por el contrario, en el hombre, el deseo de infidelidad actúa esencialmente como motivante de deseo de infidelidad sexual y no actúa directamente sobre una conducta culturalmente más aceptada en su género, como es la infidelidad sexual (Hietanen y Pick, 2015; Nehring y Esteinou, 2016).

En este modelo predictivo, el deseo de infidelidad sexual es una variable endógena y está en función de cuatro variables (Moral, 2019b). Una primera variable es la búsqueda de sensaciones sexuales con un tamaño del efecto medio. Cuanto mayor es el nivel de búsqueda de sensaciones sexuales, mayor es el deseo de infidelidad sexual (Kogan *et al.*, 2015). Una segunda variable con un tamaño del efecto pequeño es la actitud de aceptación de la propia infidelidad sexual. Baja aceptación disminuye el deseo de infidelidad sexual, ya que genera una situación de disonancia cognitiva o conflicto (Labrecque y Whisman, 2017). Una tercera variable con un tamaño del efecto pequeño es el engrandecimiento marital, entendido como la tendencia a exagerar las cualidades positivas de la pareja y minusvalorar e ignorar sus cualidades negativas. Este estilo cognitivo aminora el deseo de infidelidad sexual (O'Rourke y Cappeliez, 2002). En la medida que se percibe a la pareja como el mejor o la mejor amante y las relaciones sexuales con ella como las mejores posibles es menos probable que se desee o tenga intenciones de tener relaciones con otra persona (Starratt, Weekes-Shackelford y Shackelford, 2017). El enamoramiento de la pareja implica un alto nivel de engrandecimiento marital y el desamor un bajo nivel. Preci-

samente, el desamor se asocia a mayor deseo de infidelidad sexual (López, Vargas y Cortés, 2018). La cuarta variable es la insatisfacción sexual con la pareja (Scheeren, Ochoa de Alda y Wagner, 2018), la cual tuvo un efecto directo pequeño. Cabe matizar que la insatisfacción marital no tuvo efecto directo sobre el deseo de infidelidad sexual, pero sí un efecto indirecto a través de la insatisfacción sexual. Por tanto, si la insatisfacción con la pareja afecta a la esfera sexual, entonces se incrementa el deseo de sexo extradiádico.

La satisfacción sexual es otra de las variables endógenas del modelo. Es predicha por mayor satisfacción marital con un tamaño del efecto muy grande, así como mayor engrandecimiento marital y mayor búsqueda de sensaciones sexuales con tamaños del efecto pequeños (Moral, 2019b). Las dos primeras son variables facilitadoras de una valoración positiva de las relaciones sexuales con el cónyuge (Fugl-Meyer *et al.*, 2019b). La tercera puede facilitar el interés por el deseo y la búsqueda de la excitación sexual y el placer con el cónyuge, especialmente en la mujer al estar su sexualidad socialmente más circunscrita al matrimonio que la del hombre (Shafiee y Etemadi, 2018).

También la satisfacción marital es una variable endógena en el modelo. Mayor satisfacción con la pareja es predicha por mayor engrandecimiento marital con un tamaño del efecto grande y una actitud de mayor rechazo hacia la propia infidelidad marital con un tamaño del efecto pequeño (Moral, 2019b), ya que ambas variables facilitan la focalización y valoración positiva de la relación marital (Gana *et al.*, 2016; Karandashev, 2019; McNulty *et al.*, 2018; Silva *et al.*, 2017).

Finalmente, la actitud positiva hacia la propia infidelidad se especificó como endógena. Una actitud más favorable es predicha por una mayor búsqueda de sensaciones sexuales con un tamaño del efecto medio y menor engrandecimiento marital con un tamaño del efecto pequeño (Moral, 2019b). Las tendencias de comportamiento de ambos rasgos pueden promover una actitud positiva hacia la propia infidelidad desde un mecanismo de congruencia cognitiva o autojustificación (Jackman, 2015; Zeigler-Hill *et al.*, 2019).

Las dos variables de personalidad (búsqueda de sensaciones sexuales y engrandecimiento marital) constituyen las variables exógenas del modelo y presentan una correlación inversa (Moral, 2019b). Precisamente, una alta búsqueda de sensaciones sexuales puede generar un aburrimiento de la pareja, especialmente en los hombres (Matthews *et al.*, 2018).

Con relación a las siete variables incluidas en el modelo, hay matices entre mujeres y hombres. Conforme a los atributos definidos por la cultura latina y como revelan otras investigaciones en países occidentales, los hombres presentan mayores promedios en búsqueda de sensaciones sexuales (Gil *et al.*, 2015), actitud positiva hacia la propia infidelidad (Silva *et al.*, 2017), infidelidad sexual (Haseli *et al.*, 2019; Moral, 2019a) y deseo de infidelidad sexual (Buss, 2016). Sin embargo, no se observan diferencias en satisfacción marital (Jackson *et al.*, 2014; Yucel y Koydemir, 2015), satisfacción sexual (Sánchez, Santos y Sierra, 2014) y engrandecimiento marital (O'Rourke y Cappeliez, 2002).

Las diferencias anteriormente mencionadas pueden reflejarse en el modelo, por lo que no sea estrictamente invariante, jugando la búsqueda de sensaciones sexuales el aspecto más diferencial (Burri, 2017; Buss, 2016). Consecuentemente, esta investigación tiene como objetivos contrastar la invarianza del modelo predictivo anteriormente detallado entre ambos sexos y comparar entre mujeres y hombres las medias de sus siete variables.

El modelo hipotético no contempla ninguna variable sociodemográfica como predictor. No obstante, como análisis complementario, se incluye la edad como variable exógena en los modelos finales. Al igual que el sexo, la edad tiene un aspecto biológico no modificable (el hecho de envejecer) y aspectos psicosociales (etapas de la vida o del desarrollo personal) y culturales (significados y roles sociales) que afectan a todas las dimensiones de la conducta, incluida la infidelidad sexual (Newman y Newman, 2018; Rosenberg, 2018); de ahí su elección.

MATERIAL Y MÉTODO

Diseño

Este estudio empírico tuvo un diseño *ex post facto* de corte transversal.

Participantes

Los criterios de inclusión fueron: tener entre 18 y 60 años, estar casado con una pareja del sexo opuesto, residir en Monterrey, saber leer y escribir y prestar el consentimiento informado. Los criterios de eliminación fueron: cuestionario incompleto y responder afirmativamente a la pregunta sobre si la pareja estuvo preguntando o mirando las respuestas del cuestionario. Esta pregunta era hecha al recoger el mismo.

Para determinar el tamaño muestral, se pretendía tener aproximadamente 400 casos de cada sexo y al menos 15 casos por parámetro a estimar

en cada submuestra del modelo sin restricciones en el contraste multigrupo. Se colectó una muestra de 820 participantes por el procedimiento de rutas al azar. Se eliminaron 17 casos porque la persona encuestada indicó que la pareja estuvo preguntando por las preguntas y respuestas al cuestionario. Adicionalmente, se eliminaron 13 casos por datos incompletos. En la muestra analizada de 790 participantes, se cumplieron el mínimo de participante por parámetro en cada submuestra. A pesar de que el número de hombres quedó por debajo de 400 ($n = 368$), el porcentaje de ambos sexos fue estadísticamente equivalente (prueba binomial: $p = 0.059$). Por tanto, se satisfizo los criterios fijados para el tamaño muestral.

Al comparar las medias de edad entre ambos sexos por la prueba t de Student, la media de los hombres fue significativamente más alta ($t[788] = 2.18$, $p = 0.029$) que la de las mujeres. No obstante, el tamaño del efecto del sexo sobre la edad fue trivial (g de Hedges y Olkin = 0.16). La media del número total de hijos (matrimonio actual, matrimonios anteriores y fuera del matrimonio) fue 1.97 con un rango de 0 a 9. Al comparar las medias entre ambos sexos por la prueba t de Student, hubo diferencia significativa ($t[788] = 0.97$, $p = 0.333$). La media de años de casados fue 11.26 sin diferencia entre ambos sexos ($t[788] = -0.037$, $p = 0.971$). Varió de menos de uno a 37 años. En un rango de 1 (primaria) a 5 (posgrado), la mediana de escolaridad fue tres que corresponde a un grado de media superior. El nivel de escolaridad de los hombres fue significativamente más alto que el de las mujeres ($Z_U = -2.58$, $p = 0.010$). El tamaño del efecto del sexo sobre la escolaridad fue trivial, r de Rosenthal = 0.09 (Tabla 1).

Al comparar la frecuencia de los roles ocupacionales entre ambos sexos por la prueba chi-cuadrado, hubo diferencia significativa ($\chi^2[7, N = 790] = 254.83$, $p < 0.001$). El tamaño del efecto del sexo sobre la ocupación fue grande (V de Cramer = 0.57). Al hacer las comparaciones por categorías con la corrección de Bonferroni para el nivel de significación, hubo diferencia en todas las categorías, salvo en la de jubilados. Las mujeres con mayor frecuencia reportaron ser amas de casa o estudiantes. Los hombres con más frecuencia reportaron estar empleados como trabajadores profesionales, manuales o técnicos, tener empresa propia o estar desempleados. En un rango de 1 ($< 3,000$) a 7 ($\geq 92,000$), la mediana del ingreso familiar mensual promedio en el último año correspondió a la tercera categoría ordenada (de 6,000 a 11,999). Al comparar el nivel de ingresos entre ambos sexos por la prueba U de Mann y Whitney, el nivel de ingreso reportado por los hombres fue significativamente más alto que el de las mujeres

($Z_U = -2.38$, $p = 0.017$), aunque el tamaño del efecto del sexo sobre el ingreso fue trivial, r de Rosenthal = 0.08 (Tabla 1).

Tabla 1: Descriptivos de las variables sociodemográficas y comparación entre ambos sexos

Variable	Categorías	Est.	Sexo		Contraste	
			Mujer	Hombre	T	p
Sexo		n (%)	422 (53.4%)	368 (46.6%)	B	0.059
Edad		M ± DE	34.25 ± 9.34	35.74 ± 9.86	t	0.029
No. de hijos		M ± DE	1.92 ± 1.27	2.01 ± 1.32	t	0.333
Años casados		M ± DE	11.27 ± 8.80	11.24 ± 8.87	t	0.971
Grado de escolaridad	Primaria	n (%)	16 (3.8%)	10 (2.7%)	Z_U	0.010
	Secundaria	n (%)	98 (23.2%)	58 (15.8%)		
	Media superior	n (%)	145 (34.4%)	133 (36.1%)		
	Licenciatura	n (%)	141 (33.4%)	145 (39.4%)		
	Posgrado	n (%)	22 (5.2%)	22 (6%)		
Ocupación laboral	Ama de casa	n (%)	190 (45.0%)	4 (1.1%)	χ^2	< 0.001
	Estudiante	n (%)	32 (7.6%)	10 (2.7%)		
	Desempleado	n (%)	6 (1.4%)	17 (4.6%)		
	Jubilado	n (%)	6 (1.4%)	5 (1.4%)		
	Empleado manual	n (%)	37 (8.8%)	63 (17.1%)		
	Empleado técnico	n (%)	27 (6.4%)	98 (26.6%)		
	Empleado profesional	n (%)	109 (25.8%)	128 (34.8%)		
Ingreso familiar mensual promedio en el último año	Empresa propia	n (%)	15 (3.6%)	43 (11.7%)		
	< 3,000 pesos	n (%)	45 (10.7%)	23 (6.3%)	Z_U	0.017
	3,000 a 5, 999	n (%)	121 (28.7%)	91 (24.7%)		
	6,000 a 11,999	n (%)	117 (27.7%)	109 (29.6%)		
	12,000 a 23,999	n (%)	73 (17.3%)	89 (24.2%)		
	24,000 a 47,999	n (%)	44 (10.4%)	31 (8.4%)		
	48,000 a 91,999	n (%)	17 (4.0%)	16 (4.3%)		
	≥ 92,000	n (%)	5 (1.2%)	9 (2.4%)		
Adscripción religiosa	Cristiana católica	n (%)	360 (85.3%)	289 (78.5%)	χ^2	0.022
	Cristiana no católica	n (%)	34 (8.1%)	38 (10.3%)		
	Otra	n (%)	8 (1.9%)	5 (1.4%)		
	Ninguna	n (%)	20 (4.7%)	36 (9.8%)		

Nota: Est. = estadísticos descriptivos: n (%) = frecuencia absoluta y porcentaje, M ± DE = media aritmética y desviación estándar para muestra. Contraste: T = prueba o estadístico de contraste (B = binomial, t = t de Student, Z_U = U de Mann-Whitney y χ^2 = chi-cuadrado de Pearson), p = probabilidad a dos colas.

Fuente: elaboración propia con los datos del estudio.

Al comparar la frecuencia de adscripción religiosa entre ambos sexos, hubo diferencia ($\chi^2[3, N = 790] = 9.61, p = 0.022$). El tamaño del efecto del sexo sobre la adscripción religiosa fue pequeño (V de Cramer = 0.11). Al hacer las comparaciones por pares con la corrección de Bonferroni, las mujeres señalaron con más frecuencia ser cristianas católicas y los hombres no tener religión, esto es, ser ateos o agnósticos (Tabla 1).

Instrumentos de medida

Se aplicó un cuestionario de autorreporte impreso. Este iniciaba con la solicitud de consentimiento informado. Le seguían las preguntas sobre información sociodemográfica (9 cerradas y 3 abiertas). A continuación, aparecían seis instrumentos cuyos ítems tenían una escala de respuesta tipo Likert. Su orden de presentación fue fijo:

Escala de Valoración de la Relación (EVR) de Hendrick, Dicke y Hendrick (1998). Está integrada por siete ítems, dos de ellos inversos, que se puntúan en un rango de 1 a 5. Una mayor puntuación en la escala refleja mayor satisfacción con la relación (Hendrick *et al.*, 1998). Se empleó la adaptación a población mexicana de Moral (2015). En la presente muestra, la consistencia interna fue excelente (α ordinal = 0.93).

Índice de Satisfacción Sexual (ISS) de Hudson (1992). Está integrado por 25 ítems con un rango de 1 a 7. Doce de los 25 ítems están redactados en sentido de la satisfacción sexual y los otros 13 en sentido de la insatisfacción sexual. Conforme a la adaptación en México, se eliminaron quince ítems (cuatro de satisfacción y once de insatisfacción), resultando el ISS-10 que es unidimensional (Moral, 2018a). Una mayor puntuación refleja más satisfacción sexual. En la presente muestra, la consistencia interna de los 10 ítems fue excelente (α ordinal = 0.96).

Escala de Actitud hacia la Exclusividad Marital (AEM) de Weis y Fenton (1987). Consta de siete ítems directos con un rango de 1 a 5. Mayor puntuación refleja una actitud más positiva hacia la propia infidelidad. Ha sido validado en México por Moral (2020). La versión aplicada se obtuvo por traducción reversa. En la presente muestra, su consistencia interna fue excelente (α ordinal = 0.97). Su número de factores fue uno por el análisis paralelo de Horn y la media mínima de las correlaciones parciales al cuadrado. El factor extraído por mínimos cuadrados ponderados desde la matriz de correlación policórica mostró validez convergente (AVE = 0.82 y $\omega = 0.97$) (Moral, 2020).

Escalas de Conducta Infiel (ECI) de Romero *et al.* (2007). Fue creada en México. Cuenta con 48 ítems directos con un rango de 1 a 5. En

el presente estudio, sólo se consideraron dos subescalas, de *Conducta de Infidelidad Sexual* (CIS) y de *Deseo de Infidelidad Sexual* (DIS). Los 21 ítems de CIS presentaron una consistencia interna excelente (α ordinal = 0.99). El número de factores convergió en uno por el análisis paralelo de Horn y media mínima de las correlaciones parciales al cuadrado. El factor mostró validez convergente (AVE = 0.88 y ω de McDonald = 0.99), al ser extraído por mínimos cuadrados ponderados desde la matriz de correlación policórica. También, los ocho ítems de DIS presentaron una consistencia interna excelente (α ordinal = 0.99), su número de factores convergió en uno por ambos criterios y el factor mostró validez convergente (AVE = 0.92 y ω = 0.99).

Escala de Búsqueda de Sensaciones Sexuales (EBSS) de Kalichman *et al.* (1994). Tiene nueve ítems directos con un rango de 1 a 4. Mayor puntuación refleja mayor tendencia a la búsqueda de experiencias y novedades sexuales. Se usó la validación hecha en México por Moral (2018b). En la presente muestra, su consistencia interna fue excelente (α ordinal = 0.93).

Escala de Engrandecimiento Marital (EEM) de O'Rourke y Cappeliez (2002). Evalúa la distorsión en un sentido de exagerar las cualidades positivas y minimizar las negativas al momento de reportar la satisfacción con la relación de pareja. Consta de 18 ítems con un rango de 1 a 7. Conforme a la adaptación en México, se eliminaron los ítems inversos 11, 13 y 17 y el ítem directo 7, resultando el EEM-14, cuya estructura es de un factor (Moral, 2017). En la presente muestra, los 14 ítems presentaron una consistencia interna buena (α ordinal = 0.83).

Procedimientos

Se seleccionaron al azar 82 rutas de una lista de 500 calles en las colonias de Mitras Centro, Mitras Norte y Mitras Sur. En cada ruta, se escogió al azar 100 domicilios para lograr 10 encuestas contestadas. Los números al azar se generaron en una computadora. Se eligieron estas colonias para abarcar un espectro amplio de estratos socioeconómicos y por proximidad espacial. Se pretendía alternar en cada ruta cinco domicilios en el que contestase un hombre y una mujer para tener la misma frecuencia de sexos. Debido a la dificultad de conseguir hombres se optó por lograr sólo la equivalencia estadística.

Los entrevistadores fueron recibieron entrenamiento por parte del responsable del proyecto de investigación para coleccionar los casos y fueron compensados con puntos extras en su calificación en investigación. Hubo

una primera fase de colecta de datos entre enero a mayo de 2014 y una segunda entre septiembre a noviembre de 2018.

El estudio 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 garantizaba el anonimato de las respuestas y se informaba sobre la identidad del responsable del estudio, a quien se podía contactar por correo electrónico para cualquier cuestión suscitada por el estudio. No se solicitó ningún dato de identificación personal. De este modo se respetó las normas éticas de investigación de la American Psychological Association (2017).

Análisis de datos

Los análisis estadísticos se hicieron con SPSS versión 24, AMOS versión 16 y Excel versión 2013. Los contrastes de hipótesis fueron a dos colas con un nivel de significación de 0.05. Se contrastó la normalidad por la prueba de Kolmogorov y Smirnov con la corrección de Lilliefors. La comparación de medias entre mujeres y hombres se hizo por la prueba t de Student para muestras independientes. El supuesto de igualdad de varianzas se comprobó por la prueba de Levene. En caso de incumplimiento, se usó la corrección de Welch. El supuesto de distribución normal en ambas muestras, se incumplió en las siete comparaciones. Aunque la prueba t de Student es robusta al incumplimiento de este supuesto (Poncet *et al.*, 2016), se corroboró el resultado con la estimación de la diferencia por intervalo con un nivel de confianza al 95 por ciento, usando el método de percentil corregido de sesgo y acelerado con la simulación de 2,000 muestras aleatorias (Puth, Neuhäuser y Ruxton, 2015). El tamaño del efecto del sexo sobre la variable se estimó por el estadístico g de Hedges y Olkin con la corrección de sesgo. Valores de $g < 0.20$ se interpretaron como un tamaño del efecto trivial, entre 0.20 y 0.49 pequeño, entre 0.50 y 0.79 medio, entre 0.80 y 1.19 grande, entre 1.20 y 1.99 muy grande y ≥ 2 inmenso (Sawilowsky, 2009).

Se contrastó el modelo predictivo por análisis de sendero. Los parámetros se estimaron puntualmente por el método de mínimos cuadrados ponderados (WLS) y por intervalo con un nivel de confianza al 95 por ciento por el método de percentiles corregidos de sesgo (BCP) con la simulación de 2,000 muestras aleatorias. Se interpretó que el tamaño del efecto o la fuerza de asociación es trivial cuando los pesos estructurales estandarizados ($\beta_{Y/X}$) o los coeficientes de correlación (r) en valor absoluto son < 0.10 ,

pequeño entre 0.10 y 0.29, medio entre 0.30 y 0.49, grande entre 0.50 y 0.69 y muy grande ≥ 0.70 (Kline, 2016).

Siguiendo a Byrne (2016) y Kline (2016), se consideró que el ajuste del modelo a los datos es bueno al mantenerse la hipótesis de bondad por la prueba chi-cuadrado con una probabilidad > 0.05 (p para χ^2); un valor chi-cuadrado relativo (χ^2/gl) < 2 ; una probabilidad > 0.05 por el procedimiento de muestreo repetitivo de Bollen y Stine con la simulación de 2,000 muestras (p de BS), valores > 0.95 en el índice de bondad de ajuste (GFI), índice normado de ajuste (NFI), índice incremental de ajuste (IFI) e índice comparativo de ajuste (CFI); un valor < 0.90 en el índice de bondad de ajuste corregido (AGFI); así como valores < 0.05 en el error de aproximación cuadrático medio (RMSEA) y el residuo estandarizado cuadrático medio (SRMR). Se valoró el ajuste como aceptable con p para $\chi^2 > 0.01$; $\chi^2/\text{gl} < 3$; p de BS > 0.01 ; GFI, NFI, IFI y CFI > 0.90 ; AGFI > 0.85 ; RMSEA < 0.08 y SRMR < 0.10 .

Se comprobó la invarianza del modelo entre ambos sexos por análisis multigrupo. Se definieron cuatro modelos anidados en restricciones de parámetros: sin restricciones o con parámetros libres en las dos muestras (SR), con restricciones en los pesos estructurales (RPE), en las varianzas y covarianzas estructurales (RVCE) y en las varianzas de los residuos estructurales (RRE). Se comprobó la equivalencia de parámetros entre mujeres y hombres por la prueba Z en cada uno de los cuatro modelos anidados y la equivalencia de la bondad de ajuste por la prueba de la diferencia en *chi-cuadrado* ($\Delta\chi^2$), el cociente entre el estadístico de la diferencia en chi-cuadrado y la diferencia en grados de libertad ($\Delta\chi^2/\Delta\text{gl}$) y los índices diferenciales en NFI, IFI y CFI. Hay equivalencia, si $p > 0.05$ para $\Delta\chi^2$, $\Delta\chi^2/\Delta\text{gl} < 2$ y ΔNFI , ΔIFI y $\Delta\text{CFI} \leq 0.01$ (Byrne, 2016).

RESULTADOS

Comparación de medias entre ambos sexos en las siete variables del modelo

Las medias en satisfacción marital (EVR), satisfacción sexual (ISS-10) y engrandecimiento marital (EEM-14) fueron estadísticamente equivalente entre mujeres y hombres. Sin embargo, las medias de las mujeres en búsqueda de sensaciones sexuales (EBSS), actitud positiva hacia la propia infidelidad (AEM), deseo de infidelidad sexual (DIS) y conducta de infidelidad sexual (CIS) fueron significativamente más bajas que las de los hom-

bres. El tamaño del efecto del sexo fue medio en búsqueda de sensaciones sexuales y pequeño en las otras tres variables (Tabla 2).

Tabla 2: Comparación de medias entre ambos sexos

Escalas	Mujer M (IC 95%)	Hombre M (IC 95%)	Levene F	Student t	Student gl	Student p	BCa DM (IC 95%)	Hedges g
EBSS	1.67 (1.62, 1.73)	2.06 (1.98, 2.13)	32.92***	-8.11	692.48	< 0.001	-0.39 (-0.48, -0.29)	-0.59
EEM-14	4.38 (4.28, 4.49)	4.48 (4.37, 4.59)	0.73 ^{ns}	-1.22	788	0.223	-0.09 (-0.25, 0.06)	-0.09
EVR	3.971 (3.90, 4.04)	3.969 (3.90, 4.04)	2.96 ^{ns}	0.04	788	0.971	0.002 (-0.10, 0.11)	0.003
ISS-10	5.35 (5.22, 5.49)	5.32 (5.18, 5.46)	0.41 ^{ns}	0.32	788	0.749	0.03 (-0.16, 0.23)	0.02
AEM	1.70 (1.60, 1.80)	2.10 (1.98, 2.21)	14.85***	-5.06	743.41	< 0.001	-0.40 (-0.55, -0.24)	-0.36
DIS	0.39 (0.32, 0.46)	0.81 (0.71, 0.92)	47.34***	-6.58	674.89	< 0.001	-0.42 (-0.55, -0.30)	-0.48
CIS	0.23 (0.17, 0.28)	0.52 (0.44, 0.60)	72.93***	-5.95	647.53	< 0.001	-0.29 (-0.39, -0.20)	-0.43

Nota: Escalas: EBSS = escala de búsqueda de sensaciones sexuales, EEM-14 = escala de engrandecimiento marital, EVR = escala de valoración de la relación, ISS-10 = índice de satisfacción sexual, AEM = escala de actitud hacia la exclusividad marital, DIS = deseo de infidelidad sexual y CIS = conducta de infidelidad sexual. M (IC 95%) = estimación de la media aritmética por intervalo con un nivel de confianza al 95% bajo un modelo de distribución *t* de Student con 788 grados de libertad. Prueba de Levene de homogeneidad de varianzas: F = valor de estadístico de contraste, p = valor de probabilidad para un contraste a dos colas: ^{ns} p > 0.05, *** p < 0.001. Student: prueba *t* de Student para muestras independientes: t = valor del estadístico de contraste, gl = grados de libertad, cuando gl < 788 se usó la corrección de Welch al no asumirse igualdad de varianzas, p = valor de probabilidad para un contraste a dos colas. DM (IC 95%) = estimación de la diferencia media por intervalo con un nivel de significación de 95% por el método de Percentil Corregido de Sesgo y Acelerado (BCa) con la simulación de 2,000 muestras aleatorias; el sesgo fue < 0.007 en las siete diferencias. Tamaño del efecto: g = estimación por intervalo del estadístico g de Hedges y Olkin con la corrección de sesgo.

Fuente: elaboración propia con los datos del estudio.

Invarianza del modelo predictivo de conducta de infidelidad sexual entre ambos sexos

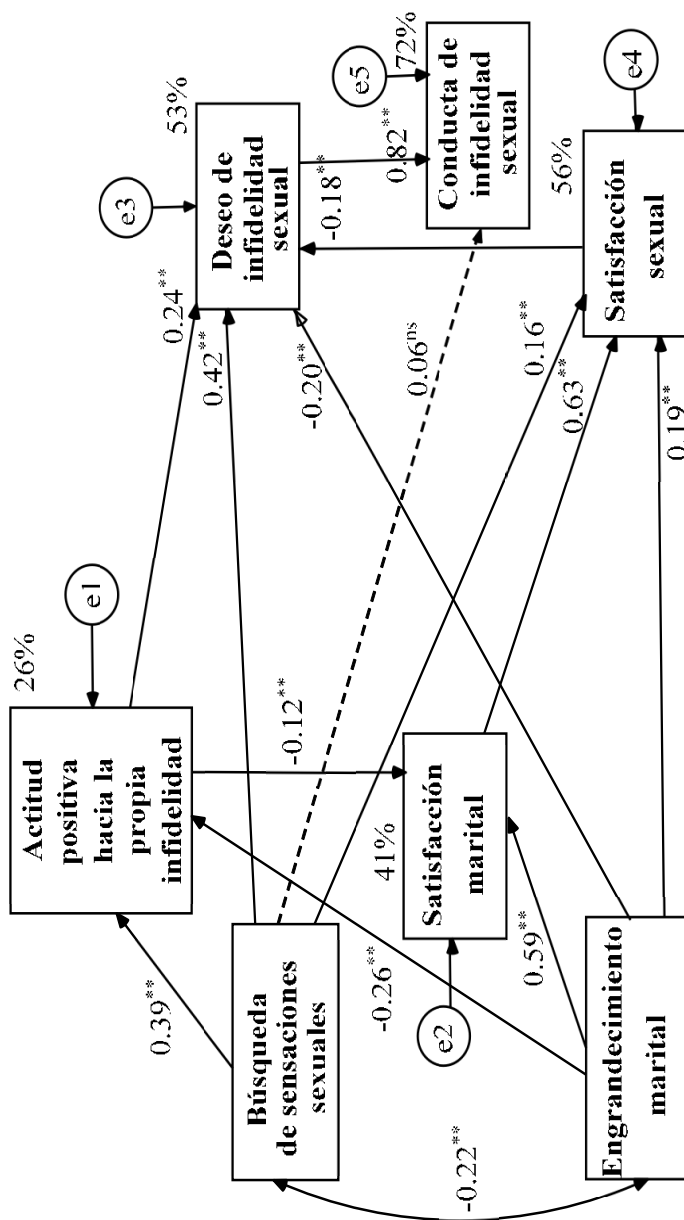
El análisis multigrupo convergió en ocho iteraciones y arrojó soluciones admisibles en los cuatro modelos anidados en ambas muestras por WLS y BCP. El efecto directo de la actitud positiva hacia la propia infidelidad sobre la satisfacción marital no fue significativo en mujeres en el modelo sin restricciones, pero pasó a ser significativo en los tres modelos con restricciones; a su vez, la correlación entre las dos variables exógenas no fue significativa en mujeres en el modelo sin restricciones y con restricciones en los pesos estructurales, pero pasó a ser significativo en los otros dos modelos anidados en restricciones (Tabla 3 y Figura 1).

Tabla 3: Estimaciones puntuales y significación de los parámetros de los modelos anidados en restricciones entre mujeres (M) y hombres (H) en el análisis multigrupo

Parámetro	SR			RPE			RVCE			RRE	
	Est.	M	p	Est.	H	p	M	p	H	Est.	M y H
$\beta_{BSS \rightarrow API}$	0.377	.002	.001	0.427	.001	.001	.001	.001	.001	0.389	.001
$\beta_{EM \rightarrow API}$	-0.221	.001	.001	-0.284	.001	.001	.001	.001	.001	-0.261	.001
$\beta_{API \rightarrow SM}$	-0.051	.235	.001	-0.180	.001	.001	.002	.002	.002	-0.123	.002
$\beta_{EM \rightarrow SM}$	0.660	.001	.001	0.585	.001	.001	.001	.001	.001	0.590	.001
$\beta_{BSS \rightarrow SS}$	0.151	.002	.029	0.084	.001	.001	.001	.001	.001	0.157	.001
$\beta_{SM \rightarrow SS}$	0.634	.001	.001	0.639	.001	.001	.002	.001	.001	0.630	.001
$\beta_{EM \rightarrow SS}$	0.185	<.001	.001	0.193	.001	<.001	<.001	<.001	<.001	0.194	.001
$\beta_{API \rightarrow DIS}$	0.274	.001	.001	0.253	.001	.004	.004	.004	.004	0.243	.005
$\beta_{BSS \rightarrow DIS}$	0.415	.001	.001	0.304	.001	<.001	<.001	<.001	<.001	0.418	<.001
$\beta_{EM \rightarrow DIS}$	-0.212	<.001	<.001	-0.264	<.001	.001	.001	.001	<.001	-0.205	.001
$\beta_{SS \rightarrow DIS}$	-0.180	.001	.005	-0.149	.001	.001	.001	.001	<.001	-0.175	.001
$\beta_{BSS \rightarrow CIS}$	0.120	.017	.091	0.072	.001	.001	.001	.051	.041	0.056	.211
$\beta_{DIS \rightarrow CIS}$	0.723	.006	.001	0.834	.001	.011	.007	.005	.002	0.818	.002
$\beta_{BSS \rightarrow EM}$	-0.093	.119	<.001	-0.339	<.001	.061	<.001	<.001	<.001	-0.217	<.001
σ_{BSS}^2	0.321	<.001	<.001	0.536	<.001	<.001	<.001	<.001	<.001	0.390	<.001
σ_{EM}^2	1.193	<.001	<.001	1.164	<.001	<.001	<.001	<.001	<.001	1.075	<.001
σ_{API}^2	0.318	<.001	<.001	0.263	<.001	<.001	<.001	<.001	<.001	0.278	<.001
σ_{SM}^2	0.819	<.001	<.001	0.862	<.001	<.001	<.001	<.001	<.001	0.863	<.001
$\sigma_{BSS, DIS}^2$	0.283	<.001	<.001	0.448	<.001	<.001	<.001	<.001	<.001	0.344	<.001
$\sigma_{EM, DIS}^2$	0.775	<.001	<.001	0.774	<.001	<.001	<.001	<.001	<.001	0.756	<.001
$\sigma_{BSS, CIS}^2$	0.123	<.001	<.001	0.140	<.001	<.001	<.001	<.001	<.001	0.125	<.001

Nota: Parámetros: β = peso estructural, ρ = correlación entre variables exógenas, σ^2 = varianza de una variable exógena, y σ_e^2 = varianza de un residuo estructural. Variables exógenas: BSS = búsqueda de sensaciones sexuales y EM = engrandecimiento marital. Modelos anidados en restricciones: SR = sin restricciones entre mujeres (M) y hombres (H), RPE = con restricciones en los pesos estructurales, RVCE = con restricciones en las varianzas y covarianzas estructurales y RRE = con restricciones en los residuos estructurales. Variables endógenas: API = actitud positiva hacia la propia infidelidad marital, SM = satisfacción marital, SS = satisfacción sexual, DIS = deseo de infidelidad sexual y CIS = conducta de infidelidad sexual. Est. = estimación puntual por el método WLS y p = valor de probabilidad para un contraste a dos colas por BCP. Fuente: elaboración propia con los datos del estudio.

Figura 1: Modelo hipotético con restricciones en todos los parámetros entre las muestras de mujeres y hombres



Nota: Los parámetros se estimaron por Mínimos Cuadrados Ponderados y su significación se contrastó por Percentiles Corregidos de Sesgo con la simulación de 2,000 muestras aleatorias: ns $p > 0.05$, * $p \leq 0.05$, ** $p \leq 0.01$.
Fuente: elaboración propia con los datos del estudio.

Tabla 4: Comparación de parámetros en la muestra de mujeres y hombres en los modelos anidados en restricciones

Parámetros	Sin restricciones		En pesos estructurales		En varianzas-covarianzas	
	Z	p	Z	p	Z	p
$\hat{\beta}_{BSS \rightarrow API}$	-0.067	0.947				
$\hat{\beta}_{EM \rightarrow API}$	-1.530	0.126				
$\hat{\beta}_{API \rightarrow SM}$	-1.682	0.093				
$\hat{\beta}_{EM \rightarrow SM}$	-2.162	0.031				
$\hat{\beta}_{BSS \rightarrow SS}$	-2.042	0.041				
$\hat{\beta}_{SM \rightarrow SS}$	0.686	0.493				
$\hat{\beta}_{EM \rightarrow SS}$	0.089	0.929				
$\hat{\beta}_{API \rightarrow DIS}$	0.155	0.877				
$\hat{\beta}_{BSS \rightarrow DIS}$	-1.675	0.094				
$\hat{\beta}_{EM \rightarrow DIS}$	-1.684	0.092				
$\hat{\beta}_{SS \rightarrow DIS}$	-0.199	0.842				
$\hat{\beta}_{DIS \rightarrow CIS}$	1.726	0.084				
$\hat{\beta}_{BSS \rightarrow CIS}$	-0.677	0.498				
$\hat{\rho}_{BSS \leftrightarrow EM}$	-3.959	<0.001	-4.100	< 0.001		
$\hat{\sigma}_{BSS}^2$	5.131	<0.001	5.136	< 0.001		
$\hat{\sigma}_{EM}^2$	-0.257	0.797	-0.382	0.702		
$\hat{\sigma}_{e1_API}^2$	0.411	0.681	0.460	0.646	0.290	0.772
$\hat{\sigma}_{e2_SM}^2$	-1.725	0.085	-1.530	0.126	-1.850	0.064
$\hat{\sigma}_{e3_DIS}^2$	2.954	0.003	3.693	<0.001	2.669	0.008
$\hat{\sigma}_{e4_SS}^2$	-0.004	0.997	0.603	0.547	0.041	0.967
$\hat{\sigma}_{e5_CIS}^2$	0.568	0.570	0.938	0.348	0.283	0.777

Nota: Parámetros: $\hat{\beta}$ = peso estructural, $\hat{\rho}$ = correlación entre variables exógenas, $\hat{\sigma}^2$ = varianza de una variable exógena, y $\hat{\sigma}_e^2$ = varianza de un residuo estructural. Variables exógenas: BSS = búsqueda de sensaciones sexuales y EM = engrandecimiento marital. Variables endógenas: API = actitud positiva hacia la propia infidelidad marital, SM = satisfacción marital, SS = satisfacción sexual, DIS = deseo de infidelidad sexual y CIS = conducta de infidelidad sexual. Z = estadístico de contraste o cociente entre la diferencia de las estimaciones puntuales y el error estándar combinado, p = valor de probabilidad para un contraste a dos colas siguiendo una distribución normal estándar.

Fuente: elaboración propia con los datos del estudio.

Por otra parte, el efecto directo de la búsqueda de sensaciones sexuales sobre la conducta de infidelidad sexual no fue significativo en el modelo sin restricciones en hombres. Al restringir los pesos estructurales, pasó a ser significativo. No obstante, al restringir las varianzas y covarianzas estructurales, resultó no significativo en mujeres y fue el único parámetro no significativo al restringir todos los parámetros.

Al comparar los parámetros libres entre las dos muestras, los pesos del engrandecimiento marital sobre la satisfacción marital y de la búsqueda de sensaciones sexuales sobre la satisfacción sexual fueron mayores en mujeres que en hombres. Por el contrario, la correlación negativa entre búsqueda de sensaciones sexuales y engrandecimiento marital, la varianza

de búsqueda de sensaciones sexuales y la varianza residual de deseo de infidelidad sexual fueron mayores en hombres que en mujeres (Tabla 4).

En el modelo sin restricciones, la bondad de ajuste fue buena por seis de los 10 índices y aceptable por cuatro (p de χ^2 y p de BS > 0.01 , $\chi^2/gl < 3$, NFI > 0.90). Al imponer restricciones, la bondad de ajuste empeora significativamente. En el modelo con restricciones en los pesos de medida, cuatro índices son buenos, cuatro aceptables y dos malos (p de $\chi^2 < 0.01$ y NFI < 0.90). En el modelo con restricciones en las varianzas y covarianzas estructurales, tres índices son buenos, dos aceptables, pero cinco malos (p de χ^2 y p de BS < 0.01 y NFI, IFI y CFI < 0.90); y en el modelo con todos los parámetros restringidos, dos índices son buenos, tres aceptables, pero cinco malos (Tabla 5). Consecuentemente, el modelo sería válido sin restricciones y con restricciones en los pesos de medida, pero no invariante.

Tabla 5: Índices de ajuste en el análisis multigrupo (entre ambos sexos) del modelo hipotético y contraste unigrupo del modelo revisado para mujeres y hombres

Índices de ajuste	Interpretación		Contraste multi-grupo entre sexos				Modelo revisado	
	Bueno	Acept.	SR	RPM	RVCE	RRE	Mujeres	Hombres
n			790	790	790	790	422	368
χ^2			28.626	51.654	83.335	94.438	13.440	15.202
gl			14	27	30	35	8	9
p	> 0.05	> 0.01	0.012	0.003	< 0.001	< 0.001	0.098	0.086
χ^2/gl	≤ 2	≤ 3	2.045	1.913	2.778	2.698	1.680	1.689
p de BS	> 0.05	> 0.01	0.036	0.037	0.001	0.001	0.175	0.138
GFI	≥ 0.95	≥ 0.90	0.984	0.972	0.954	0.948	0.984	0.984
AGFI	≥ 0.90	≥ 0.85	0.937	0.941	0.914	0.917	0.946	0.950
NFI	≥ 0.95	≥ 0.90	0.944	0.899	0.837	0.815	0.950	0.937
IFI	≥ 0.95	≥ 0.90	0.971	0.949	0.889	0.875	0.979	0.973
CFI	≥ 0.95	≥ 0.90	0.969	0.947	0.886	0.873	0.978	0.972
RMSEA	≤ 0.05	≤ 0.075	0.036	0.034	0.047	0.046	0.040	0.043
p-close	> 0.10	> 0.05	0.871	0.971	0.613	0.682	0.624	0.568
SRMR	≤ 0.05	< 0.10	0.032	0.046	0.069	0.070	0.066	0.029

Nota: Modelos anidados en restricciones: SR = sin restricciones, RPE = con restricciones en los pesos estructurales, RVCE = con restricciones en las varianzas y covarianzas estructurales y RRE = con restricciones en los residuos estructurales. Modelo revisado para la muestra de mujeres: sin el efecto directo de la satisfacción marital sobre la actitud positiva hacia la propia infidelidad y sin la correlación entre dos variables exógenas, pero añadiendo el efecto directo de la búsqueda de sensaciones sobre la satisfacción marital. Modelo revisado para la muestra de hombres: sin los efectos directos de la búsqueda de sensaciones sexuales sobre el deseo de infidelidad sexual y la infidelidad sexual y de la satisfacción sexual sobre el deseo de infidelidad sexual, pero añadiendo el efecto directo de la satisfacción marital sobre el deseo de infidelidad sexual.

Fuente: elaboración propia con los datos del estudio.

Si el análisis se hace de forma independiente en cada muestra, se requieren hacer cambios en el modelo para lograr que todos sus parámetros sean significativos y el ajuste sea bueno por casi todos los índices. En la muestra de mujeres, el peso estructural de la actitud positiva hacia la propia infidelidad sobre la satisfacción marital no fue significativo, ni la correlación entre las dos variables exógenas. Al eliminar estos dos parámetros e incluir el efecto directo de la búsqueda de las sensaciones sexuales sobre la satisfacción marital, todos los parámetros fueron significativos y el ajuste fue bueno por nueve índices y aceptable por SRMR (Tabla 5 y Figura 2). La nueva vía fue sugerida por los índices de mejora del ajuste.

En la muestra de hombres, la búsqueda de sensaciones sexuales no tuvo efecto directo sobre la conducta de infidelidad sexual ni sobre la satisfacción sexual. Tampoco la satisfacción sexual tuvo efecto sobre el deseo de infidelidad sexual. Al eliminar estas tres vías no significativas, e incluir el efecto directo de la satisfacción marital sobre el deseo de infidelidad sexual, todos los parámetros fueron significativos y el ajuste fue bueno por nueve índices y aceptable por NFI (Tabla 5 y Figura 3). La nueva vía fue sugerida por los índices de mejora del ajuste.

La edad como potencial predictor

En el modelo hipotético, no se contemplaron variables sociodemográficas. En este último apartado de la sección de resultados se analiza la edad por su potencial relevancia. Entre los 790 participantes, hubo una correlación inversa con una fuerza de asociación pequeña entre la edad y tres de las siete variables del modelo en hombres y en la muestra conjunta. A mayor edad, menor es la satisfacción sexual y la búsqueda de sensaciones sexuales, asimismo mayor es el rechazo hacia la propia infidelidad. En mujeres, la edad correlacionó negativamente con las siete variables. La fuerza de la asociación fue media con búsqueda de sensaciones, pequeña con las demás variables, salvo trivial con conducta de infidelidad sexual. Las magnitudes de estas correlaciones fueron significativamente más grandes en mujeres que en hombres en cinco de las siete variables. Sólo las correlaciones de la edad con satisfacción marital y engrandecimiento marital fueron equivalentes entre ambos sexos (Tabla 6).

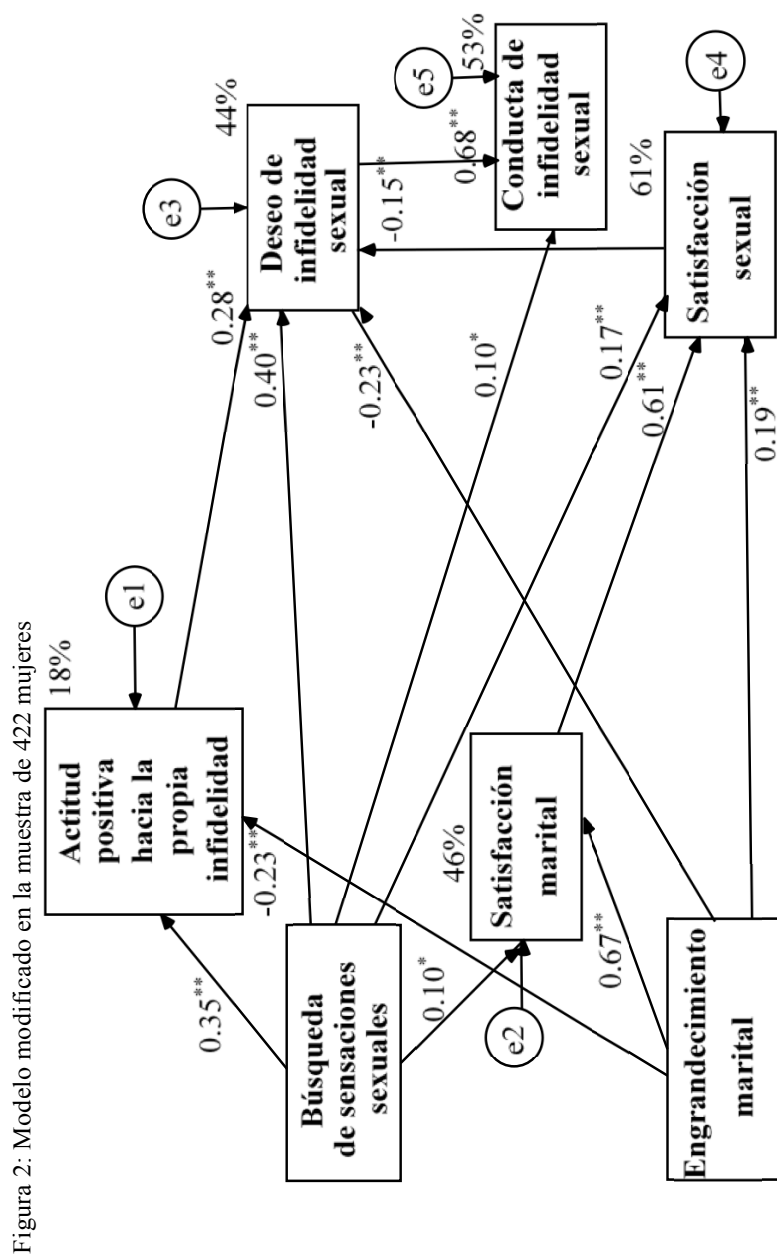
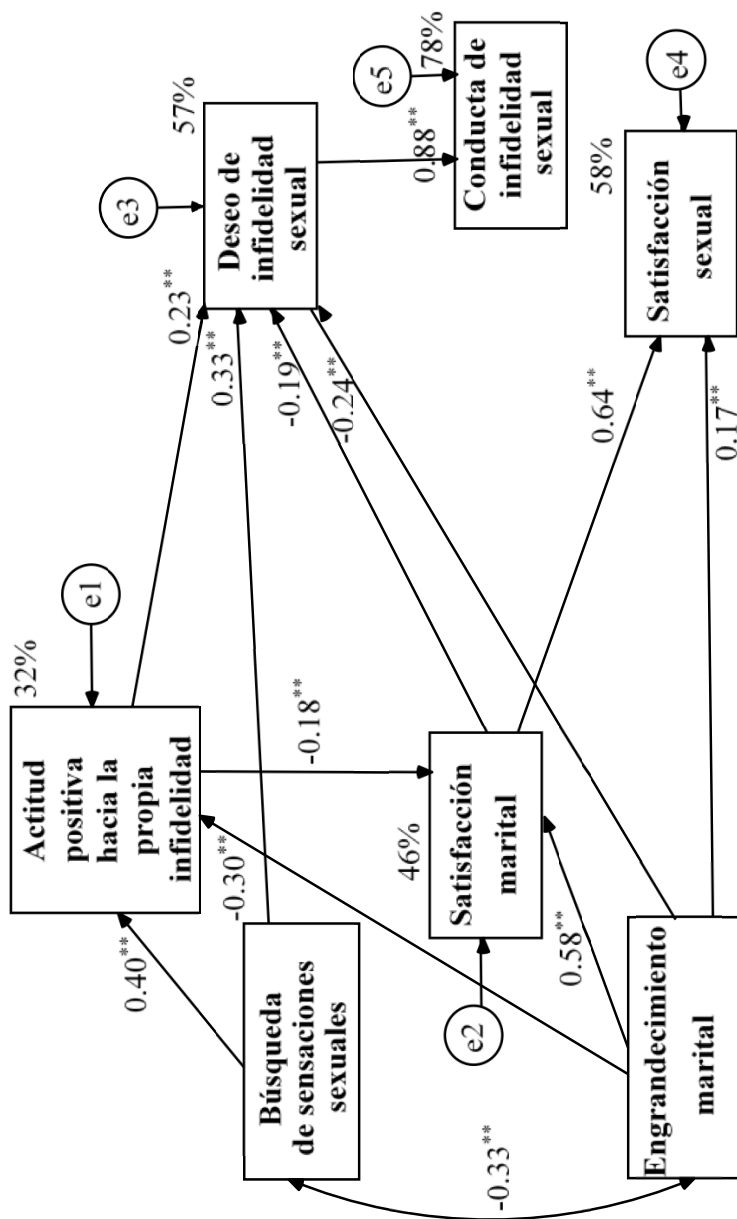


Figura 3: Modelo modificado en la muestra de 368 hombres estimado por mínimos cuadrados ponderados



Nota: Los parámetros se estimaron por mínimos cuadrados ponderados y su significación se contrastó por percentiles corregidos de sesgo con la simulación de 2,000 muestras: ** $p > 0.05$, * $p \leq 0.05$, ** $p \leq 0.01$.
Fuente: elaboración propia con los datos del estudio.

Tabla 6: Correlación producto-momento de Pearson en su estimación puntual y por intervalo con un nivel de confianza del 95% entre las siete variables en el modelo y la edad y diferencia en correlación entre ambos sexos

Variables en el modelo	Edad			Diferencia	
	Mujeres (n = 422)	Hombres (n = 368)	Conjunta (n = 790)	Z	p
EBSS	-0.300*** (-0.384, -0.211)	-0.187*** (-0.284, -0.086)	-0.206*** (-0.272, -0.138)	-6.966	< 0.001
EEM-14	-0.104* (-0.197, -0.009)	-0.022 (-0.124, 0.080)	-0.062 (-0.131, 0.008)	-1.765	0.078
AEM	-0.163*** (-0.254, -0.069)	-0.142** (-0.241, -0.040)	-0.136*** (-0.204, -0.067)	-4.294	< 0.001
EVR	-0.103* (-0.197, -0.008)	0.005 (-0.097, 0.107)	-0.053 (-0.122, 0.017)	-1.374	0.169
ISS	-0.246*** (-0.334, -0.154)	-0.202*** (-0.298, -0.102)	-0.225*** (-0.290, -0.158)	-6.368	< 0.001
DIS	-0.116* (-0.209, -0.021)	-0.058 (-0.159, 0.044)	-0.063 (-0.132, 0.007)	-2.438	0.015
CIS	-0.099* (-0.193, -0.004)	-0.047 (-0.149, 0.055)	-0.050 (-0.119, 0.020)	-2.044	0.041

Nota. EBSS = escala de búsqueda de sensaciones sexuales, EEM-14 = escala de engrandecimiento marital, AEM = escala de actitud hacia la exclusividad sexual, EVR = escala de valoración de la relación, ISS = índice de satisfacción sexual, DIS = sub-escala de deseo de infidelidad sexual, y CIS = sub-escala de conducta de infidelidad sexual. Intervalos de confianza calculados con la transformación arcotangente hiperbólica de Fisher. Significación de la correlación contrastada por la prueba Z de Fisher con un nivel de significación a dos colas: * $p \leq 0.05$, ** $p \leq 0.01$, *** $p \leq 0.001$. Comparación entre correlaciones por la prueba Z de Fisher con un nivel de significación a dos colas.

Fuente: elaboración propia con los datos del estudio.

Con base en las correlaciones en la muestra conjunta y la naturaleza no modificable del hecho del envejecimiento, la edad se podría introducir en el modelo para ambas muestras como una variable exógena, correlacionada con búsqueda de sensaciones sexuales, y como predictora de actitud hacia la propia infidelidad y satisfacción sexual (Figura 4). Al estimarse los parámetros, en el modelo con restricciones entre ambas muestras en todos los parámetros, la edad tuvo un peso significativo sobre satisfacción sexual ($\beta = -0.17$, IC 95% (-0.23, -0.12), $p = 0.001$), pero no sobre actitud hacia la propia infidelidad ($\beta = -0.05$, IC 95% (-0.12, 0.03), $p = 0.274$). Su correlación fue significativa con búsqueda de sensaciones sexuales ($r = -0.28$, IC 95% (-0.35, -0.20), $p = 0.002$). A través de la satisfacción sexual y la actitud hacia la propia infidelidad, la edad presentó un efecto indirecto sobre el deseo de infidelidad sexual, pero éste no fue significativo ($\beta_{\text{indirecto}} = -0.003$, IC 95% (-0.04, 0.04), $p = 0.890$).

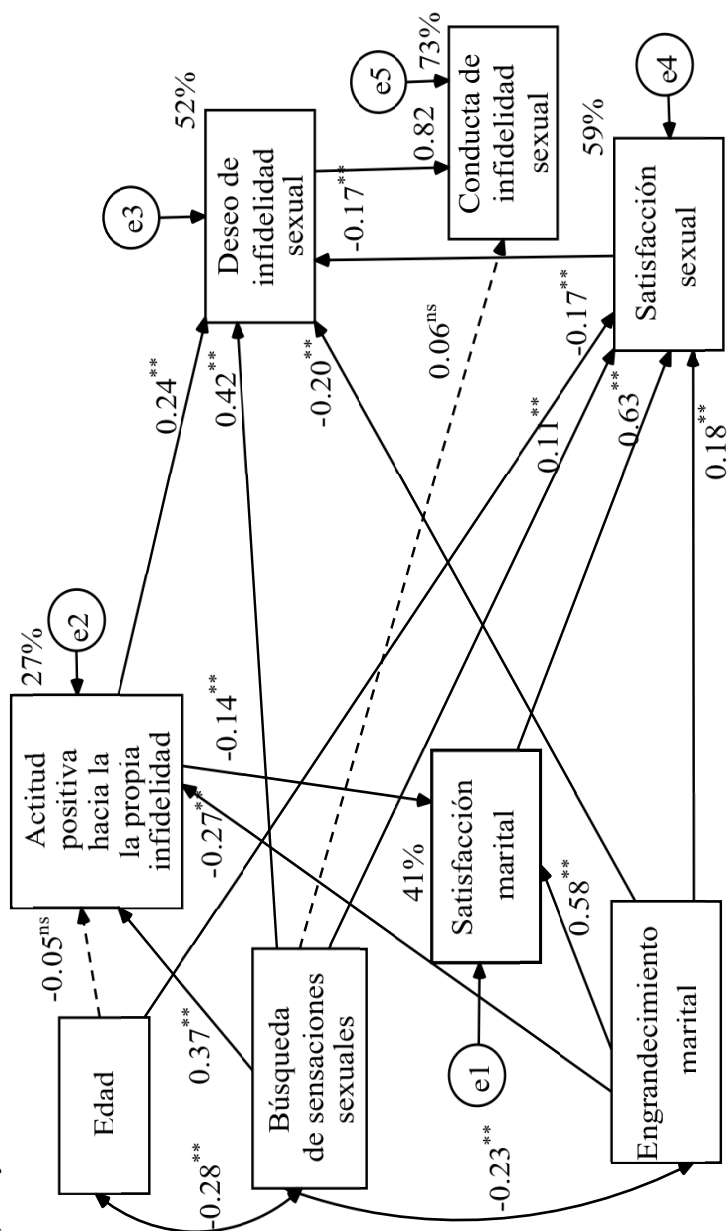
A su vez, a través del deseo de infidelidad sexual, presentó un efecto indirecto sobre la conducta de infidelidad sexual, pero éste tampoco fue significativo ($\beta_{\text{indirecto}} = -0.002$, IC 95% (-0.03, 0.03), $p = 0.908$).

El mismo resultado se obtuvo en el modelo final para hombres al incluirse la edad con las mismas especificaciones. El peso de la edad fue significativo sobre satisfacción sexual ($\beta = -0.19$, IC 95% (-0.28, -0.12), $p = 0.001$), pero no sobre actitud hacia la infidelidad ($\beta = -0.08$, IC 95% (-0.16, 0.02), $p = 0.107$). La correlación negativa entre edad y búsqueda de sensaciones sexuales fue significativa y con una fuerza de asociación pequeña ($r = -0.20$, IC 95% (-0.30, -0.09) $p = 0.002$). Los efectos indirectos de la edad sobre deseo de infidelidad sexual ($\beta_{\text{indirecto}} = -0.02$, IC 95% (-0.04, 0.002), $p = 0.082$) y conducta de infidelidad sexual ($\beta_{\text{indirecto}} = 0.01$, IC 95% (-0.001, 0.02), $p = 0.076$) no fueron significativos. El ajuste de este modelo ampliado fue bueno ($\chi^2[13, N = 368] = 13.35$, $p = 0.421$; p de BS = 0.509; GFI = 0.990; AGFI = 0.973; NFI = 0.955; IFI = 0.999; CFI = 0.999; RMSEA = 0.009, IC 90% (0, 0.053); y SRMR = 0.023).

En el modelo final para mujeres, el peso de la edad fue significativo tanto sobre satisfacción sexual ($\beta = -0.14$, IC 95% (-0.20, -0.07), $p = .001$) como sobre actitud hacia la infidelidad ($\beta = -0.11$, IC 95% (-0.20 -0.01), $p = 0.037$). La correlación entre edad y búsqueda de sensaciones sexuales fue significativa y tuvo una fuerza de asociación media ($r = -0.33$, IC 95% (-0.41, -0.24), $p = 0.001$). Los índices de mejora de ajuste sugirieron introducir la correlación entre edad y engrandecimiento marital, y ésta se incluyó.

Su fuerza de asociación fue pequeña ($r = -0.12$, IC 95% (-0.21, -0.02), $p = 0.009$) y, de este modo, se logró un buen ajuste ($\chi^2[11, N = 422] = 15.90$, $p = 0.145$; p de BS = 0.247; GFI = 0.988; AGFI = 0.959; NFI = 0.950; IFI = 0.984; CFI = 0.983; RMSEA = 0.033, IC 90% (0, 0.065); y SRMR = 0.059). Como en la muestra conjunta y en la de hombres, los efectos indirectos de la edad sobre deseo de infidelidad sexual ($\beta_{\text{indirecto}} = -0.01$, IC 95% (-0.05, 0.03), $p = 0.596$) y conducta de infidelidad sexual ($\beta_{\text{indirecto}} = -0.01$, IC 95% (-0.03, 0.02), $p = 0.599$) tampoco fueron significativos. Cabe señalar que, al añadir los efectos directos de la edad sobre el deseo de infidelidad sexual ($\beta = -0.03$, IC 95% (-0.12, 0.03), $p = 0.185$) y la conducta de infidelidad sexual, éstos no fueron significativos ($\beta = 0.003$, IC 95% (-0.09, 0.06), $p = 0.799$), aunque las correlaciones sí lo fueron.

Figura 4: Modelo con la inclusión de la edad con restricciones en todos los parámetros entre las muestras de mujeres y hombres



Nota: Los parámetros se estimaron por mínimos cuadrados ponderados y su significación se contrastó por percentiles corregidos de sesgo con la simulación de 2,000 muestras: ^{ns} $p > 0.05$, * $p \leq 0.05$, ** $p \leq 0.01$.
Fuente: elaboración propia con los datos del estudio.

DISCUSIÓN

Un objetivo del estudio era comparar las medias entre mujeres y hombres en las siete variables incluidas en el modelo. Se cumplieron las expectativas en relación con búsqueda de sensaciones sexuales (Gil *et al.*, 2015), aceptación de la propia infidelidad sexual (Silva *et al.*, 2017), conducta de infidelidad sexual (Haseli *et al.*, 2019; Moral, 2019a) y deseo de infidelidad sexual (Buss, 2016). Los hombres presentaron mayores niveles que las mujeres, lo que se podría ser atribuido a una interacción compleja entre factores biológicos de impulso sexual y socio-culturales de mayor libertad y permisibilidad sexuales (Buss, 2016). A su vez, como en otros estudios conducidos con muestras no clínicas, los promedios en las variables cognitivas de satisfacción marital (Jackson *et al.*, 2014; Yucel y Koydemir, 2015), satisfacción sexual (Sánchez *et al.*, 2014) y engrandecimiento marital (O'Rourke y Cappeliez, 2002) fueron estadísticamente equivalentes entre hombres y mujeres. Cabe señalar que, en muestras clínicas (parejas en tratamiento o personas con trastornos mentales como ansiedad y depresión), las mujeres presentan niveles promedios más bajos en satisfacción marital y más altos en afecto negativo que los hombres (Jackson *et al.*, 2014).

El otro objetivo del estudio era comprobar la invarianza entre ambos sexos de un modelo predictivo de corte psicosocial para indagar sobre sus singularidades en mujeres y hombres. Se esperaba una correlación inversa entre las dos variables exógenas de personalidad (Matthews *et al.*, 2018; Zeigler-Hill *et al.*, 2019). La asociación se presentó en el sentido esperado, pero el parámetro no fue invariante entre ambos sexos, al ser sólo significativo en hombres; por tanto, la relación inversa probablemente se deba al aburrimiento y restricción sexual que el matrimonio impone a los hombres (Buss, 2016; Matthews *et al.*, 2018).

El modelo hipotético propone que la actitud positiva hacia la propia infidelidad sexual sea predicha por una mayor búsqueda de sensaciones sexuales (Matthews *et al.*, 2018) y menor engrandecimiento marital (Zeigler-Hill *et al.*, 2019). Se confirmó la invarianza de estos dos parámetros entre ambos sexos. Además, el tamaño del efecto de búsqueda de sensaciones sexuales fue medio y el del engrandecimiento marital fue pequeño, conforme a la expectativa (Moral, 2019b). Una alta definición del rasgo de la búsqueda de sensaciones sexuales parece motivar una actitud más liberal para evitar caer en conflictos y contradicciones (Jackman, 2015).

La predicción de mayor satisfacción marital por mayor engrandecimiento marital (Gana *et al.*, 2016; Karandashev, 2019; McNulty *et al.*, 2018) y una actitud de mayor rechazo hacia la propia infidelidad marital (Silva *et al.*, 2017) no fue invariante. Por una parte, el efecto del engrandecimiento marital fue mayor en mujeres que en hombres. Por otra parte, la actitud positiva hacia la propia infidelidad no fue significativa en mujeres y, en su lugar, se introdujo el efecto directo de la búsqueda de sensaciones sexuales, el cual es de signo positivo. Si se acude a aspectos de género, el estar casada puede ser valorado con una situación más deseable que estar soltera por una mujer que le gusta disfrutar y explorar la sexualidad, ante una cultura que condena la promiscuidad sexual en la mujer y liga la sexualidad femenina al matrimonio y la reproducción (Careaga, 2016; Shafiee y Etemadi, 2018). No obstante, su tamaño de efecto es pequeño, ya que México vive una transformación cultural y de valores que es producto de la globalización y su desarrollo económico (Espinosa *et al.*, 2016; Nehring y Esteinou, 2016).

Otra hipótesis formulada sobre el modelo fue que la satisfacción sexual sea predicha por mayor satisfacción marital con tamaño del efecto grande y mayor engrandecimiento marital y mayor búsqueda de sensaciones sexuales con tamaños del efecto pequeños (Moral, 2019b). Sin diferencias entre ambos sexos, el tamaño del efecto de la satisfacción marital fue grande y el de engrandecimiento marital pequeño. No obstante, sí hubo diferencias en el efecto de la búsqueda de sensaciones sexuales. Como se había hipotetizado, su peso fue mayor en mujeres. La sexualidad femenina socialmente más circunscrita al matrimonio puede explicar esta diferencia (Careaga, 2016; Shafiee y Etemadi, 2018). Incluso, esta última vía no es significativa en el modelo específico para hombres, probablemente por una ambivalencia entre el deseo de disfrutar el sexo con la pareja y una mayor libertad para sexo extramarital (Mirande, 2018). No obstante, la cultura latina tradicional se está modificando por efecto de la globalización y las políticas públicas motivadas por el cumplimiento de acuerdos con organismos internacionales (Nehring y Esteinou, 2016); de ahí que su tamaño pequeño en mujeres.

Otra de las vías propuesta para el modelo fue la predicción del deseo de infidelidad sexual a través de la búsqueda de sensaciones sexuales (Kogan *et al.*, 2015), el engrandecimiento marital (O'Rourke y Cappelliez, 2002; Starratt *et al.*, 2017), la actitud positiva hacia la propia infidelidad (Labrecque y Whisman, 2017) y la insatisfacción sexual con el cónyuge (Scheeren *et al.*, 2018). El efecto de las tres primeras vías fue equivalente entre

ambos sexos con efecto mediano de la búsqueda de sensaciones y pequeño de las otras dos variables. La diferencia surge en el factor motivante de la insatisfacción. En hombres, la satisfacción sexual tiene un peso nulo, pero estar satisfecho con la relación marital sí disminuye el deseo de sexo extramarital. Por el contrario, en mujeres estar sexualmente satisfecha con el esposo disminuye el deseo de sexo extramarital en mujeres, pero la satisfacción marital no tiene ningún efecto. La diferencia se puede atribuir a los significados culturales vinculados a la sexualidad masculina y femenina. El hombre, por su mayor libertad sexual, puede contemplar el sexo extradiádico como un complemento natural y factible, ya sea que esté o no satisfecho sexualmente con su esposa (Mirande, 2018). La satisfacción con su matrimonio disminuye este deseo y lo centra en su esposa (Rivera *et al.*, 2011; Scheeren *et al.*, 2018; Torres *et al.*, 2016). Por el contrario, la mujer no contempla esta opción como algo natural y factible, salvo que esté sexualmente insatisfecha (Shafiee y Etemadi, 2018). En este caso, fantasías diurnas y pensamientos sexuales con otros hombres pueden emerger a su consciencia (Falconer, 2015; Walker, 2018).

Finalmente, el modelo hipotético propuso que la conducta de infidelidad sexual sea predicha por el efecto directo del deseo de infidelidad sexual (Buss, 2016; Romero *et al.*, 2007; Torres *et al.*, 2016) y búsqueda de sensaciones sexuales (Chen *et al.*, 2018) y que este deseo medie el efecto de las demás variables. En ambos sexos, el deseo actúa como un factor motivante con un tamaño del efecto muy grande, aunque hay un efecto diferencial en relación a la insatisfacción. En la mujer es la insatisfacción sexual y en el hombre la insatisfacción marital. También hubo diferencia por sexo en relación a la búsqueda de sensaciones sexuales. Conforme a la expectativa (Falconer, 2015), su efecto desinhibidor fue significativo en mujeres, pero no en hombres.

Una mujer casada tiene mayor probabilidad de consumir la infidelidad sexual cuando presenta un fuerte deseo de infidelidad sexual, el cual está motivado por un impulso sexual fuerte e insatisfacción sexual con el cónyuge, al cual minusvalora, y es facilitado por una actitud positiva hacia la propia infidelidad. A su vez, una mayor tendencia a explorar y experimentar la sexualidad incrementa esta probabilidad. Esta relación directa puede explicarse por un efecto de desinhibición cuando la situación se presenta, como viajes sola sin su pareja o despedidas de soltera, es decir, la búsqueda de sensaciones sexuales motiva incurrir en sexo extradiádico incidental (Falconer, 2015; Shafiee y Etemadi, 2018). Cabe señalar a la variable de búsqueda de sensaciones sexuales se le está dando una doble interpreta-

ción. Por una parte, una puntuación alta se asocia con deseo sexual fuerte (Dosch, Rochat, Ghisletta, Favez y Van der Linden, 2016; Walton y Bhullar, 2018) y por otra parte con desinhibición sexual (McIntyre *et al.*, 2015; Vaillancourt *et al.*, 2016). Un hombre tiene altas probabilidades de consumir la infidelidad sexual, cuando presenta un fuerte deseo de infidelidad sexual, el cual está motivado por un fuerte impulso sexual e insatisfacción con la esposa, a la cual minusvalora, y es facilitado por una actitud positiva hacia la propia infidelidad.

En el modelo de corte psicosocial hipotetizado, no se contempló ninguna variable sociodemográfica entre los predictores, cuando existen potenciales predictores relevantes, como la edad (Rosenberg, 2018). Por una parte, la mayor “liberalidad en las costumbres y valores” y el “individualismo” relacionados con la globalización y la postmodernidad influyen más en la conducta de los jóvenes, cuando los adultos de mediana edad y, sobre todo, los adultos mayores tienden a posiciones más conservadoras y tradicionalistas (Newman y Newman, 2018). Por otra parte, la búsqueda de sensaciones sexuales y la toma de riesgos disminuyen con la edad (Burri, 2017). A su vez, el impulso sexual y la vitalidad disminuyen con el envejecimiento (Ayalon, Gewirtz-Meydan y Levkovich, 2019; Wentzell, 2017). Finalmente, los años de matrimonio, aunado al envejecimiento, suelen conducir a un empobrecimiento de la salud sexual marital y bajo deseo sexual (Orr, Layte y O’Leary, 2019). Por ende, se podría esperar que la infidelidad sexual sea más frecuente y sus factores de riesgo tengan más intensidad en los adultos jóvenes que en los adultos mayores y de mediana edad (Rosenberg, 2018).

La presente muestra estaba integrada por adolescentes tardíos de 18 a 19 años (2.2 por ciento), así como adultos jóvenes de 20 a 39 (62.6 por ciento), de mediana edad de 40 a 59 (34.9 por ciento) y de 60 años (0.3 por ciento). No había adultos mayores de más de 60 años. En esta muestra, la edad se asoció a una menor búsqueda de sensaciones sexuales, mayor insatisfacción sexual y una actitud de mayor rechazo hacia la propia infidelidad en ambos sexos con una fuerza de asociación mayor en mujeres que en hombres, de acuerdo a las expectativas enunciadas en el párrafo previo (Ayalon *et al.*, 2019; Burri, 2017; Orr *et al.*, 2019; Wentzell, 2017). Una mayor edad se asoció a menor deseo de infidelidad sexual y menor frecuencia de conductas de infidelidad sexual en mujeres, pero no en hombres, con una fuerza de asociación débil con deseo y trivial con conducta. Al incluir la edad en los modelos, mostró un papel significativo sobre dos variables mediadoras de la infidelidad sexual en hombres y cuatro en muje-

res, pero no un efecto indirecto sobre el deseo y la conducta de infidelidad sexual. Incluso, al especificar en mujeres efectos directos de la edad sobre estas dos últimas variables, éstos no fueron significativos. Consecuentemente, la edad en un modelo predictivo de infidelidad sexual posee escasa relevancia, al excluir adultos mayores. Tal vez, al ampliar el rango de edad, e incluir adultos mayores (de 60 a 79 y de 80 o más), el efecto del envejecimiento sería una variable de mayor relevancia (Ayalon *et al.*, 2019; Rosenberg, 2018).

Como limitación del estudio se tiene que las inferencias sólo aplican a la población de personas casadas residentes en Monterrey de 18 a 65 años y constituyen datos de comparación para otras poblaciones. El muestreo no abarcó todas las colonias o barrios de la ciudad, sino que tuvo lugar en tres de ellas: Mitras Norte, Centro y Sur. Éstas son zonas relativamente antiguas de Monterrey, por lo que pueden contar con una mayor proporción de adultos mayores que las zonas periféricas de reciente creación. No obstante, la población de más de 65 años no se incluyó en el estudio y el promedio de edad de la muestra fue equivalente al de la ciudad para el mismo sector de población adulta. Por la gran actividad de alquiler, compra y venta de casas, su gran extensión geográfica y diversidad socioeconómica, probablemente estas tres colonias, en su conjunción, sean de las zonas más representativas de Monterrey; de ahí la elección. Otra limitación del estudio es el diseño no experimental de corte transversal. Este tipo de diseño no permite inferencias causales, consecuentemente sólo se hacen afirmaciones en términos de asociación y predicción.

CONCLUSIONES

Entre personas casadas residentes en Monterrey, los niveles de las mujeres son más bajos en deseo de infidelidad sexual, conductas de infidelidad sexual y búsqueda de sensaciones sexuales y actitud de aceptación hacia la propia infidelidad. Mujeres y hombres presentan niveles equivalentes en satisfacción marital, satisfacción sexual y engrandecimiento marital. El modelo es válido para ambos sexos, pero no estrictamente invariante. Al revisarlo de forma específica en mujeres y hombres, se hallan algunas diferencias importantes. La búsqueda de sensaciones sexuales y la insatisfacción constituyen los aspectos con más diferencia. En mujeres, la búsqueda de sensaciones sexuales es independiente del engrandecimiento marital, actúa como un determinante directo de conducta de infidelidad sexual (probablemente sexo extradiádico incidental), motiva una mayor satisfacción marital y una mayor satisfacción sexual. El deseo de infidelidad

sexual se ve influido por la insatisfacción sexual, pero no por la insatisfacción marital. En hombres, una mayor búsqueda de sensaciones sexuales se asocia a una menor tendencia a idealizar a la esposa, la búsqueda de sensaciones sexuales es independiente de la satisfacción marital y sexual, pero la insatisfacción marital incrementa el deseo de infidelidad sexual. Estas diferencias pueden ser comprendidas desde la mayor libertad sexual que la cultura concede al hombre, especialmente en la exploración de la sexualidad dentro y fuera del matrimonio. Por el contrario, la circunscripción de la sexualidad femenina al matrimonio y el fuerte estigma que le ocasiona la infidelidad y la promiscuidad.

Elementos comunes a ambos sexos son la determinación de actitud positiva hacia la propia infidelidad por mayor búsqueda de sensaciones sexuales y menor engrandecimiento marital. El tamaño del efecto directo y fuerte del engrandecimiento marital sobre la satisfacción marital y pequeño sobre la satisfacción sexual. La determinación directa del deseo de infidelidad sexual e indirecta de la conducta de infidelidad sexual con un tamaño del efecto medio por la búsqueda de sensaciones sexuales, y con tamaños del efecto pequeños por la actitud positiva hacia la propia infidelidad y el menosprecio hacia la pareja. Finalmente, el efecto directo y muy grande del deseo de infidelidad sexual sobre la conducta de infidelidad sexual.

En el presente modelo de infidelidad sexual, la variable más crítica es el deseo de infidelidad sexual, cuyo determinante más importante es la búsqueda de sensaciones que es la variable con mayor diferencia entre ambos sexos. En el modelo, la idealización o menosprecio a la pareja la modula. También el modelo remarca aspectos de insatisfacción e impulso sexual. El impulso sexual es medido de forma indirecta por búsqueda de sensaciones sexuales, pero en futuras investigaciones se sugiere medir de forma directa para lo cual no existe una escala específica.

Finalmente, se contempló la edad como potencial predictor. Entre estas personas casadas de 18 a 60 años, la edad actúa sobre las variables mediadoras de la infidelidad sexual, pero no posee un efecto significativo, ya sea indirecto o directo, sobre el deseo y la conducta de infidelidad sexual. Mayor edad se asocia a una menor búsqueda de sensaciones y predice mayor insatisfacción sexual en ambos sexos. Además, en mujeres, se asocia a una menor idealización de la pareja y predice mayor rechazo hacia la propia infidelidad.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

American Psychological Association, 2017, *Ethical principles of psychologists and code of conduct. With the 2016 amendment to standard 3.04*. Disponible en <https://www.apa.org/ethics/code/>

Arnocky, Steven, Pearson, Marlena y Vaillancourt, Tracy, 2015, "Health, anticipated partner infidelity, and jealousy in men and women", in *Evolutionary Psychology*, pp. 1-10. Disponible en <https://doi.org/10.1177/1474704915593666>

Ayalon, Liat, Gewirtz-Meydan, Ateret y Levkovich, Inbar, 2019, "Older adults' coping strategies with changes in sexual functioning: Results from qualitative research", in *Journal of Sexual Medicine*, vol. 16, núm. 1, pp. 52-60, <https://doi.org/10.1016/j.jsxm.2018.11.011>

Balderrama-Durbin, Christina, Stanton, Kimberley, Snyder, Douglas K., Cigrang, Jeffrey A., Talcott, G. Wayne, Smith-Slep, Amy M., Heyman, Richard E. y Cassidy, Daniel G., 2017, "The risk for marital infidelity across a year-long deployment", in *Journal of Family Psychology*, vol. 31, núm. 5, pp. 629-634, <https://doi.org/10.1037/fam0000281>

Burri, Andrea, 2017, "Sexual sensation seeking, sexual compulsivity, and gender identity and its relationship with sexual functioning in a population sample of men and women", in *Journal of Sexual Medicine*, vol. 14, núm. 1, pp. 69-77, <https://doi.org/10.1016/j.jsxm.2016.10.013>

Buss, David M., 2016, *The evolution of desire: Strategies of human mating*", third edition. Basic books, New York, Pp. 368.

Byrne, Barbara, 2016, *Structural equation modelling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming*, third edition. Routledge Academic, New York, Pp. 438, <https://doi.org/10.4324/9781315757421>

Careaga-Pérez, Gloria, 2016, "Moral panic and gender ideology in Latin America", in *Religion & Gender*, vol. 6, núm. 2, pp. 251-255, <https://doi.org/10.18352/rg.10174>

Chen, Lijun, Yang, Ying, Su, Wenliang, Zheng, Lijun, Ding, Cody y Potenza, Marc N., 2018, "The relationship between sexual sensation seeking and problematic Internet pornography use: A moderated mediation model examining roles of online sexual activities and the third-person effect", in *Journal of Behavioral Addictions*, vol. 7, núm. 3, pp. 565-573, <https://doi.org/10.1556/2006.7.2018.77>

Dosch, Alessandra, Rochat, Lucien, Ghisletta, Paolo, Favez, Nicolas y Van der Linden, Martial, 2016, "Psychological factors involved in sexual desire, sexual activity, and sexual satisfaction: a multi-factorial perspective", in *Archives of Sex Behavior*, vol. 45, núm. 8, pp. 2029-2045, <https://doi.org/10.1007/s10508-014-0467-z>

Espinosa-Hernández, Graciela, Vasilenko, Sara A. y Bámaca-Colbert, Mayra Y., 2016, "Sexual behaviors in Mexico: The role of values and gender across adolescence", in *Journal of Research on Adolescence*, vol. 26, núm. 3, pp. 603-609, <https://doi.org/10.1111/jora.12209>

- Falconer, Emily, 2015, "Sexuality, women, and tourism: cross-border desires through contemporary travel", in *Social & Cultural Geography*, vol. 16, núm. 5, pp. 585-587, <https://doi.org/10.1080/14649365.2014.923676>
- Fisher, Helen, 2016, *Anatomy of love: A natural history of mating, marriage, and why we stray*, second edition. W. W. Norton, New York, Pp. 464.
- Fugl-Meyer, Kerstin S., Nilsson, Marie I., von Koch, Lena y Ytterberg, Charlotte, 2019, "Closeness and life satisfaction after six years for persons with stroke and spouses", in *Journal of Rehabilitation Medicine*, vol. 51, núm. 7, pp. 492-498, <https://doi.org/10.2340/16501977-2566>
- Gana, Kamel, Saada, Yael, Broc, Guillaume, Koleck, Michele y Cazauvieilh, Christophe, 2016, "Dyadic cross-sectional associations between negative mood, marital idealization, and relationship quality", in *The Journal of Psychology*, vol. 150, núm. 7, pp. 897-915, <https://doi.org/10.1080/00223980.2016.1211982>
- Gil-Llario, María Dolores, Morell-Mengual, Vicente, Ballester-Arnal, Rafael, Giménez-García, Cristina y Castro-Calvo, Jesús, 2015, "Sexual sensation seeking in Spanish young men and women with different sexual orientations", in *Journal of Sex & Marital Therapy*, vol. 41, núm. 5, pp. 525-530, <https://doi.org/10.1080/0092623X.2014.931316>
- Guitar, A. E., Geher, G., Kruger, D. J., Garcia, J. R., Fisher, M. L. y Fitzgerald, C. J., 2017, "Defining and distinguishing sexual and emotional infidelity", in *Current Psychology*, vol. 36, núm. 3, pp. 434-446, <https://doi.org/10.1007/s12144-016-9432-4>
- Haseli, Arezoo, Shariati, Mohammad, Nazari, Ali Mohammad, Keramat, Afsaneh y Emamian, Mohammed Hassan, 2019, "Infidelity and its associated factors: A systematic review", in *Journal of Sexual Medicine*, vol. 16, núm. 8, pp. 1155-1169, <https://doi.org/10.1016/j.jsxm.2019.04.011>
- Hendrick, Susan S., Dicke, Amy y Hendrick, Clyde, 1998, "The relationship assessment scale", in *Journal of Social and Personal Relationships*, vol. 15, núm. 1, pp. 137-142, <https://doi.org/10.1177/0265407598151009>
- Hietanen, Anna Emilia y Pick, Susan, 2015, "Gender stereotypes, sexuality, and culture in Mexico", en Saba Safdar and Natasza Kosakowska-Berezecka (eds.), *Psychology of gender through the lens of culture*. Springer, Cham, Suiza, pp. 285-305, https://doi.org/10.1007/978-3-319-14005-6_14
- Hudson, Walter W., 1992, *The WALMYR assessment scales scoring manual*. WALMYR Publishing Co., Tallahassee, FL, Pp. 62.
- Jackman, Mahalia, 2015, "Understanding the cheating heart: What determines infidelity intentions?", in *Sexuality and Culture*, vol. 19, núm. 1, pp. 72-84, <https://doi.org/10.1007/s12119-014-9248-z>
- Jackson, Jeffrey B., Miller, Richard B., Oka, Megan y Henry, Ryan G., 2014, "Gender differences in marital satisfaction: A meta-analysis", in *Journal of Marriage and Family*, vol. 76, núm. 1, pp. 105-129, <https://doi.org/10.1111/jomf.12077>

- Kalichman, Seth C., Johnson, Julie, Adair, Vienne, Rompa, David, Multhauf, Ken, y Kelly, Jeffrey, 1994, "Sexual Sensation-Seeking Scale: Development and predicting AIDS-risk behavior among homosexually active men", in *Journal of Personality Assessment*, vol. 62, núm. 3, pp. 385-397, https://doi.org/10.1207/s15327752jpa6203_1
- Karandashev, Victor, 2019, "Idealization and romantic beliefs in love", in *Cross-cultural perspectives on the experience and expression of love*. Springer, Cham, Suiza, pp. 83-98, https://doi.org/10.1007/978-3-030-15020-4_4
- Kline, Rex B., 2016, *Methodology in the social sciences. Principles and practice of structural equation modeling*, fourth edition. Guilford Press, New York, Pp. 534.
- Kogan, Steven M., Cho, Junhan, Barnum, Stacey C. y Brown, Geoffrey L., 2015, "Correlates of concurrent sexual partnerships among young, rural African American men", in *Public Health Reports*, vol. 130, núm. 4, pp. 392-399, <https://doi.org/10.1177/003335491513000418>
- Labrecque, Lindsay T. y Whisman, Mark A., 2017, "Attitudes toward and prevalence of extramarital sex and descriptions of extramarital partners in the 21st century", in *Journal of Family Psychology*, vol. 31, núm. 7, pp. 952-957, <https://doi.org/10.1037/fam0000280>
- López-Parra, María Sughey, Vargas-Núñez, Blanca Inés y Cortés-Martínez, Eduardo, 2018, "Predictores de infidelidad y deseo de infidelidad sexual en relaciones premaritales", en Rolando Díaz-Loving, Lucina Isabel Reyes-Lagunes y Fuensanta López-Rosales (comp.), *La psicología social en México*. Volumen XVII. Asociación Mexicana de Psicología Social, Ciudad de México, pp. 611-628.
- Matthews, Sarah J., Giuliano, Traci A., Rosa, Marissa N., Thomas, Kayleigh H., Swift, Brooke A., Ahearn, Nicki D., García, Aaron G., Smith, Skylar R., Niblett, Casey M. y Mills, Mattie M., 2018, "The battle against bedroom boredom: Development and validation of a brief measure of sexual novelty in relationships", in *The Canadian Journal of Human Sexuality*, vol. 27, núm. 3, pp. 277-287, <https://doi.org/10.3138/cjhs.2017-0041>
- McIntyre, Jason C., Barlow, Fiona Kate y Hayward, Lydia E., 2015, "Stronger sexual desires only predict bold romantic intentions and reported infidelity when self-control is low", in *Australian Journal of Psychology*, vol. 67, núm. 3, pp. 178-186, <https://doi.org/10.1111/ajpy.12073>
- McNulty, James K., Meltzer, Andrea L., Makhanova, Anastasia y Maner, Jon K., 2018, "Attentional and evaluative biases help people maintain relationships by avoiding infidelity", in *Journal of Personality and Social Psychology*, vol. 115, núm. 1, pp. 76-95, <https://doi.org/10.1037/pspi0000127>
- Mirande, Alfredo, 2018, *Hombres y machos. Masculinity and Latino culture*. Routledge, New York, Pp. 208, <https://doi.org/10.4324/9780429500008>
- Moral-de la Rubia, José, 2015, Validación del modelo unidimensional de la Escala de Valoración de la Relación en personas casadas y en unión libre de Monterrey,

México, en *Revista Internacional de Psicología*, vol. 14, núm. 2, pp. 1-70. Disponible en <http://www.revistapsicologia.org/index.php/revista/article/view/134>

Moral-de la Rubia, José, 2017, “Validez estructural y convergente de la escala de engrandecimiento marital en México”, en *PSICUMEX*, vol. 7, núm. 1, pp. 35-57. Disponible en <https://psicumex.unison.mx/index.php/psicumex/article/view/262>

Moral-de la Rubia, José, 2018a, “Unidimensionalidad del Índice de Satisfacción Sexual de Hudson en adultos mexicanos casados y en unión libre”, en *Cuadernos Hispanoamericanos de Psicología*, vol. 17, núm. 2, pp. 28-42, <https://doi.org/10.18270/chps.v17i2.2059>

Moral-de la Rubia, José, 2018b, “Validación de la Escala de Búsqueda de Sensaciones Sexuales en mexicanos casados o cohabitantes”, en *Revista Evaluar*, vol. 18, núm. 3, pp. 49-72, <https://doi.org/10.35670/1667-4545.v18.n3.22224>

Moral-de la Rubia, José, 2019a, “Frecuencia de relaciones sexuales y número de parejas concurrentes entre personas casadas o cohabitantes de Monterrey, Nuevo León, México”, en *Perspectivas Sociales*, vol. 21, núm. 1, pp. 115-145. URL: <http://perspectivassociales.uanl.mx/index.php/pers/article/view/94>

Moral-de la Rubia, José, 2019b, “Modelo predictivo de infidelidad sexual entre personas casadas”, en *Revista Ciencia UAT*. Sometido a evaluación.

Moral-de la Rubia, José, 2020, “Validación de una escala para medir actitud hacia la infidelidad en personas mexicanas casadas de Monterrey”, en *Revista Costarricense de Psicología*, vol. 39, núm. 1, p. 107-132, <https://doi.org/10.22544/rcps.v39i01.06>

Nehring, Daniel y Esteinou, Rosario, 2016, *Intimacies and cultural change: Perspectives on contemporary Mexico*. Routledge, London, Pp. 196, <https://doi.org/10.4324/9781315589664>

Newman, Barbara M. y Newman, Philip R., 2018, *Development through life: A psychosocial approach, 13th edition*. Cengage Learning, Boston, MA, Pp. 800.

O’Rourke, Norm y Cappeliez, Phillipe, 2002, “Development and validation of a couples measure of biased responding: The Marital Aggrandizement Scale”, in *Journal of Personality Assessment*, vol. 78, núm. 2, pp. 301-320, https://doi.org/10.1207/S15327752JPA7802_06

Orr, Joanna, Layte, Richard y O’Leary, Neil, 2019, “Sexual activity and relationship quality in middle and older age: findings from the Irish longitudinal study on ageing (TILDA)”, in *The Journals of Gerontology: Series B*, vol. 74, núm. 2, pp. 287-297, <https://doi.org/10.1093/geronb/gbx038>

Poncet, Antonie, Courvoisier, Delphine S., Combescure, Cristophe y Perneger, Thomas V., 2016, “Normality and sample size do not matter for the selection of an appropriate statistical test for two-group comparisons”, in *Methodology*, vol. 12, núm. 2, pp. 61-71,

Puth, Marie Therese, Neuhäuser, Markus y Ruxton, Graeme D., 2015, “On the variety of methods for calculating confidence intervals by bootstrapping”, in *Journal*

of *Animal Ecology*, vol. 84, núm. 4, pp. 892-897, <https://doi.org/10.1111/1365-2656.12382>

Reyes, Daisy Verduzco, 2016, "Conundrums of desire: sexual discourses of Mexican-origin mothers", in *Sexuality and Culture*, vol. 20, núm. 4, pp. 1020-1041,

Rivera-Aragón, Sofía, Díaz-Loving, Rolando, Villanueva-Orozco, Gerardo Benjamín Tonatíuh y Montero-Santamaría, Nancy, 2011, "El conflicto como un predictor de la infidelidad", en *Acta de Investigación Psicológica*, vol. 1, núm. 2, pp. 298-315,

Romero-Palencia, Angélica, Rivera-Aragón, Sofía y Díaz-Loving, Rolando, 2007, "Desarrollo del inventario multidimensional de infidelidad (IMIN)", en *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, vol. 23, núm. 1, pp. 121-147. URL: <https://www.redalyc.org/pdf/1339/133920328003.pdf>

Rosenberg, Kenneth Paul, 2018, *Infidelity: Why men and women cheat*. Da Capo Lifelong Books, New York, Pp. 288.

Sánchez-Fuentes, María del Mar, Santos-Iglesias, Pablo y Sierra, Juan Carlos, 2014, "A systematic review of sexual satisfaction", in *International Journal of Clinical and Health Psychology*, vol. 14, núm. 1, pp. 67-75, [https://doi.org/10.1016/S1697-2600\(14\)70038-9](https://doi.org/10.1016/S1697-2600(14)70038-9)

Sawilowsky, Shlomo S., 2009, "New effect size rules of thumb", in *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, vol. 8, núm. 2, pp. 597-599, <https://doi.org/10.22237/jmasm/1257035100>

Scheeren, Patricia, Ochoa de Alda-Martínez de Apellániz, Iñigo y Wagner, Adriana, 2018, "Marital infidelity: The experience of men and women", in *Trends in Psychology*, vol. 26, núm. 1, pp. 355-369, <https://doi.org/10.9788/TP2018.1-14En>

Shafiee, Zahra y Etemadi, Ozra, 2018, "Predicting desire to betrayal based on romance jealous and sensation seeking in married women", in *Journal of Fundamentals of Mental Health*, vol. 20, núm. 2, pp. 121-130. URL: http://jfmh.mums.ac.ir/article_10462.html

Silva, André, Saraiva, Magda, Albuquerque, Pedro B. y Arantes, Joana, 2017, "Relationship quality influences attitudes toward and perceptions of infidelity", in *Personal Relationship*, vol. 24, núm. 4, pp. 718-728, <https://doi.org/10.1111/pere.12205>

Stanford, Paul S., 2016, "Infidelity in the United States", en Constance L. Shehan (Ed.), *The Wiley Blackwell encyclopedia of family studies*. John Wiley and Sons, Malden, MA, vol. 3, pp. 1320-1335, <https://doi.org/10.1002/9781119085621.wbefs178>

Starratt, Valerie G., Weekes-Shackelford, Viviana y Shackelford, Todd K., 2017, "Mate value both positively and negatively predicts intentions to commit an infidelity", in *Personality and Individual Differences*, vol. 104, pp. 18-22, <https://doi.org/10.1016/j.paid.2016.07.028>

Torres-Otálora, Angélica Patricia, Torres-Castañeda, Leidy Johana y Riveros-Muñevar, Fernando, 2016, "Relación entre tendencia a la infidelidad emocional

y/o sexual e inteligencia emocional, en estudiantes universitarios”, en *Cuadernos Hispanoamericanos de Psicología*, vol. 16, núm. 1, pp. 57-70, <https://doi.org/10.18270/chps.v16i1.1969>

Vaillancourt-Morel, Marie Pier, Dugal, Caroline, Poirier-Stewart, Rebecca, Godbout, Natacha, Sabourin, Stephane, Lussier, Yvan y Briere, John, 2016, “Extradynamic sexual involvement and sexual compulsivity in male and female sexual abuse survivors”, in *The Journal of Sex Research*, vol. 53, núm. 4-5, pp. 614-625, <https://doi.org/10.1080/00224499.2015.1061633>

Walker, Alicia M., 2018, *The secret life of the cheating wife: power, pragmatism, and pleasure in women's infidelity*. Lexington books, New York, Pp. 204.

Walton, Michael T. y Bhullar, Navjot, 2018, “Hypersexuality, higher rates of intercourse, masturbation, sexual fantasy, and early sexual interest relate to higher sexual excitation/arousal”, in *Archives of Sexual Behavior*, vol. 47, núm. 8, pp. 2177-2183, <https://doi.org/10.1007/s10508-018-1230-7>

Weis, David L. y Fenton, Judith R., 1987, “Marital exclusivity and the potential for future marital conflict”, in *Social Work*, vol. 32, núm. 1, pp. 45-49, <https://doi.org/10.1093/sw/32.1.45>

Wentzell, Emily, 2017, “How did erectile dysfunction become “natural”? A review of the critical social scientific literature on medical treatment for male sexual dysfunction”, in *The Journal of Sex Research*, vol. 54, núm. 4-5, pp. 486-506, <https://doi.org/10.1080/00224499.2016.1259386>

Yucel, Deniz y Koydemir, Selda, 2015, “Predictors of marital satisfaction in North Cyprus: exploring the gender effects”, in *Journal of Family Studies*, vol. 21, núm. 2, pp. 120-143, <https://doi.org/10.1080/13229400.2015.1017908>

Zapfen, Nicole Marie, 2017, “Decision science, risk perception, and infidelity”, in *SAGE Open*, pp 1-9. Disponible en <https://doi.org/10.1177/2158244016686810>

Zeigler-Hill, Virgil, Seidman, Gwendolyn, Trombly, David R., Ishaq, Jennifer, Shango, Rachel y Roberts, Allison, 2019, “Narcissism and romantic commitment: The role of attitudes toward alternative romantic partners”, in *Self and Identity*, pp. 1-28. Disponible en <https://doi.org/10.1080/15298868.2019.1635521>

RESUMEN CURRICULAR DEL AUTOR

José Moral de la Rubia

Doctor en filosofía y ciencias de la educación, sección de Psicología por la Universidad de Alcalá de Henares (Madrid, España). Psicólogo Especialista en Psicología Clínica por el Programa de Psicólogo Interno Residente (Madrid). Licenciado en filosofía y ciencias de la educación. sección de Psicología por la Universidad Pontificia de Comillas (Madrid). Profesor-investigador de la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León. Miembro del Sistema Nacional de Investigadores, nivel II. Miembro de Cuerpo Académico consolidado de Psicología Social y de

la Salud, línea de investigación: variables psicosociales relacionadas a la salud y estudios de familia.

Correo electrónico: jose_moral@hotmail.com, jose.morald@uanl.edu.mx

Registro ORCID: <http://orcid.org/0000-0003-1856-1458>

Artículo recibido el 18 de octubre de 2019 y aprobado el 12 de julio de 2020.