

# Frecuencia de relaciones sexuales y número de parejas concurrentes entre personas casadas o cohabitantes de Monterrey, Nuevo León, México

José Moral de la Rubia<sup>1</sup>

## Resumen

Las personas suelen percibir la infidelidad conyugal como un problema para su relación de pareja, por lo que se sienten menos comprometidas con la relación cuando creen que su pareja les engaña, y la confirmación de este suceso suele conducir a la ruptura de la relación. Esta investigación tiene como objetivos describir la conducta sexual en personas casadas o cohabitantes de Monterrey, Nuevo León, México, y estudiar la consistencia interna y validez de constructo de la Escala de Frecuencia y Número de Parejas Concurrentes (EFN\_PC). Se empleó un muestreo probabilístico de rutas aleatorias y se colectó una muestra de 807 participantes. Se aplicó el Cuestionario de Conducta Sexual para Personas Casadas o que Cohabitan, el cual incluye la EFN\_PC, y dos escalas psicométricas. El 53.4 por ciento de los participantes lo formaron mujeres y 46.6, ciento hombres; 90.1 por ciento, casados y 9.9 por ciento, cohabitantes. El promedio de relaciones sexuales con la pareja fue de una y dos veces a la semana en ambos sexos. Seis de cada 10 hombres y tres de cada 10 mujeres reportaron haberse masturbado en el último año. Tener al menos un contacto sexual concurrente fue más frecuente en hombres —30.6 por ciento, IC de 95 por ciento: 25.9 por ciento, 35.3 por ciento— que en mujeres —12.8 por ciento, IC de 95 por ciento: 9.6 por ciento, 16 por ciento—. En 85.9 por ciento de los casos, estos contactos fueron heterosexuales; en 11.2 por ciento, homosexuales; y en 2.9 por ciento, bisexuales, sin diferencia entre ambos sexos. El estado civil no tuvo efecto significativo sobre estas conductas sexuales. Con los 12 ítems de la EFN\_PC se definió un modelo de dos factores correlacionados. Este modelo tuvo un buen ajuste a los datos

<sup>1</sup> Doctor en Filosofía y Ciencias de la Educación con especialidad en Psicología por la Universidad de Alcalá de Henares (Programa de doctorado de especialidades médicas, Facultad de Medicina), Psicólogo especialista en Psicología Clínica por el Programa de tres años de Psicólogo Interno Residente (Madrid, España). Licenciado en Filosofía y Ciencias de la Educación con especialidad en Psicología por la Universidad Pontificia de Comillas (Madrid, España). Profesor-investigador de la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL), cargo que desempeña desde agosto de 1999. Miembro del Sistema Nacional de Investigadores (SNI) con nivel 2, posee Perfil PROMEP (docente de calidad) y es miembro de Cuerpo Académico consolidado de Psicología Social y de la Salud, estando inscrito en la línea de investigación: variables psicosociales relacionadas con la salud y estudios de familia. Posee numerosas publicaciones como artículos, capítulos y libros sobre psicología de la salud, clínica y social. Forma parte del comité editorial de varias revistas científicas y del comité de doctorado de la Facultad de Enfermería de la UANL.

—parejas concurrentes del sexo contrario,  $\alpha = .893$ , y parejas concurrentes del mismo sexo,  $\alpha = .828$ — y fue válido para mujeres y hombres. El efecto de la deseabilidad social sobre la EFN\_PC fue pequeño, con una varianza compartida menor de tres por ciento. Se concluye que una de cada cuatro personas casadas o cohabitantes ha tenido al menos una relación sexual concurrente, y los 12 ítems de la EFN\_PC permiten definir una escala confiable y con validez de constructo. Se sugiere el uso de la EFN\_PC en el estudio de parejas.

**Palabras clave:** conducta sexual, parejas concurrentes, sexo, estado civil, bisexualidad.

### **Abstract**

Persons often perceive conjugal infidelity as a problem for their couple relationship. They feel less committed to the relationship when they believe that their partner cheats them, and the confirmation of this event usually leads to the breakdown of the relationship. The objectives of this research are to describe sexual behavior in married or cohabitant persons from Monterrey, Mexico, and to study the internal consistency and construct validity of the Frequency and Number of Concurrent Couples Scale (EFN\_PC). A probabilistic sampling of random routes was used, and a sample of 807 participants was collected. The Sexual Behavior Questionnaire for Married or Cohabiting Persons, which includes the EFN\_PC, and two psychometric scales were applied. The 53.4% of the participants were women and 46.6% men; 90.1% were married and 9.9% cohabiting. The average number of sexual intercourse with the couple was between once and twice a week in both sexes. Six out of ten men and three out of ten women reported having masturbated in the last year. Having at least one concurrent sexual contact was more frequent in men (30.6%, 95% CI: 25.9%, 35.3%) than in women (12.8%, 95% CI 9.6%, 16%). In 85.9% of cases, these contacts were heterosexual, in 11.2% homosexual and 2.9% bisexual, with no difference between both sexes. Marital status had no significant effect on these sexual behaviors. A two-factor model with correlated factors was defined with the 12 items of the EFN\_PC. This model had a good fit to the data (concurrent partners of the opposite sex,  $\alpha = .893$ , and concurrent partners of the same sex,  $\alpha = .828$ ), and was valid across women and men. The effect of social desirability on the EFN\_PC was small with a shared variance less than 3%. It is concluded that one out of four married or cohabiting persons have had at least one concurrent sexual relationship, and the 12 items of the EFN\_PC allow to define a reliable scale and with construct validity. The use of the EFN\_PC in the study of couples is suggested.

**Keywords:** Sexual behavior, concurrent partners, sex, marital status, bisexuality.

## Introducción

Esta investigación describe la conducta sexual en parejas casadas o que cohabitan de la ciudad de Monterrey, Nuevo León, México, a través de un nuevo cuestionario con la comprobación previa de sus propiedades de confiabilidad, validez de constructo y efecto del sesgo de la deseabilidad social. Aunque se exploran tres conductas sexuales —sexo con la pareja, masturbación o sexo sin pareja y sexo con parejas concurrentes— el análisis se centra más en esta última, al poder poner en riesgo la estabilidad de la pareja (Huang, C., S. Cassels y R. Winer, 2015).

La *Primera Encuesta Nacional sobre Sexo en México* releva que 72 por ciento de los hombres y 70 por ciento de las mujeres se divorciarían en caso de infidelidad de su pareja; y 51.6 por ciento de los hombres y 21.9 por ciento de las mujeres se atreverían a ser infieles a su pareja en caso de insatisfacción diádica (Consulta Mitofsky, 2004). Las estimaciones de la conducta infiel varían de un estudio a otro, a lo que contribuye lo delicado de la información por sus implicaciones interpersonales y legales (Huang, C. et al., 2015). En los estudios poblacionales de Estados Unidos (EU) de América y México la prevalencia media para ambos sexos se ubica entre dos y tres de cada 10 personas (tabla 1). No obstante, se estima que esta es más alta en los casos que llegan al divorcio, ubicándose entre cinco y seis de cada 10 hombres, y entre cuatro y cinco de cada 10 mujeres (Baucom, D. et al., 2017).

**Tabla 1. Porcentajes de conducta al menos una vez en la vida en Estados Unidos (EU) de América y México estimados por encuestas poblacionales**

País	Fuente	Autores	Porcentajes
Estados Unidos de América	Encuesta social general	Edward O. Laumann, John H. Gagnon, Robert T. Michael y Staruat Michaels (1994)	25% de los hombres 15% de las mujeres Sexo extramarital
		Michael W. Wiederman (1997)	22% de los hombres 12% de las mujeres Sexo extramarital
		Lindsay T. Labrecque y Mark. A. Whisman (2017)	17.8% en 2000 16.3% en 2016 Ambos sexos Sexo extramarital
México	Primera Encuesta Nacional sobre Sexo	Consulta Mitofsky (2004)	40.4% de los hombres 13.3% de las mujeres Infidelidad extradiádica.

Fuente: elabora por el autor.

En relación con las discrepancias de los estudios, Mark A. Whisman y Douglas K. Snyder (2007) indican que las entrevistas domiciliarias generan tasas bajas de reconocimiento; por el contrario, los cuestionarios de autorreporte anónimos, especialmente en la red —internet o ciberespacio—, obtienen estimaciones más altas, lo que se atribuye al efecto del manejo de la impresión e implicaciones de reconocer una conducta ilícita y reprobada moralmente. Probablemente, la verdadera tasa de incidencia sea igual o mayor que 25 por ciento, y una variable que afecta y se puede controlar es la deseabilidad social (Krumpal, I., 2013).

Cabe señalar que la prevalencia es menor cuando la definición de la infidelidad se reduce al sexo extramarital. Si se consideran otras modalidades, como involucramiento emocional sin sexo, esta es más grande (Espinoza, A. F. Correa y L. García, 2014). No obstante, el dato más consistente, estable y con menor sesgo por deseabilidad social es el de la infidelidad sexual (Twenge, J., R. Sherman y B. Wells, 2015).

En México se ha desarrollado un inventario para evaluar la conducta infiel, motivos de infidelidad y concepto de la infidelidad (Romero, A., S. Rivera y R. Díaz-Loving, 2007). La ventaja de este instrumento es su riqueza de contenidos. Su desventaja es su amplitud y que no explora aspectos relevantes en relación con infecciones de transmisión sexual, como es el sexo de la pareja concurrente —hombre o mujer—, el tipo de relación —comercial, eventual o estable— y el número de parejas (Huang, C. et al, 2015), para lo cual se puede diseñar un instrumento más breve y específico. Por otra parte, se tienen las encuestas sociológicas de cobertura poblacional, como la de la Consulta Mitofsky (2004). En estas se incluyen unas pocas preguntas cerradas para explorar la actividad sexual concurrente. No obstante, la desventaja de estas preguntas es que están formuladas en un sentido vago, lo que provoca que los datos sean ambiguos e imprecisos.

El propósito de este estudio fue describir la conducta sexual en personas casadas o cohabitantes de Monterrey, Nuevo León, México, y validar una escala breve de frecuencia de relaciones sexuales y número de parejas concurrentes (EFN\_PC), la cual fue desarrollada ex profeso para este estudio que distingue entre tres tipos de parejas —sexoservidores, aventuras pasajeras y amantes— y especifica el sexo de las parejas —del mismo sexo o del sexo contrario—. Con este propósito se plantearon siete objetivos:

- Describir la conducta sexual respecto a relaciones con la pareja, masturbación y con parejas concurrentes, y hacer comparaciones de porcentajes y tendencia central entre ambos sexos y entre casados y cohabitantes.
- Valorar las propiedades de distribución, discriminabilidad y consistencia interna de los ítems de la EFN\_PC.

- Explorar la estructura factorial de la EFN\_PC, verificando que los factores presenten consistencia interna, validez convergente y discriminante.
  - Contrastar la invarianza factorial del modelo entre ambos sexos.
  - Comparar la tendencia central en la puntuación total y factores de la EFN\_PC entre ambos sexos.
  - Comprobar la validez de constructo, verificando la relación directa con la escala de infidelidad sexual del inventario de Angélica Romero et al. (2007) y frecuencia de masturbación, e inversa con frecuencia de relaciones con la pareja.
  - Determinar el efecto de la deseabilidad social sobre la EFN\_PC.
- En correspondencia con los siete objetivos se formularon como hipótesis:
- Un promedio de relaciones sexuales con la pareja entre uno a dos veces por semana (Consulta Mitofsky, 2004; Moral, J., 2011), una proporción de haberse masturbado al menos una vez en el año previo de seis de cada 10 hombres y cuatro de 10 mujeres (Das, A., 2007; Laumann, E. et al., 1994), y un porcentaje promedio de infidelidad de 25 por ciento, siendo significativamente mayor en hombres que en mujeres (Consulta Mitofsky, 2004; Frisco, M. M. Wenger y D. Kreager, 2017; Laumann, E. et al., 1994; Twenge, J. et al., 2015; Wiederman, M. 1997), sin diferencia en estas conductas sexuales entre casados y cohabitantes.
  - Una fuerte asimetría positiva y leptocurtosis en la distribución en los ítems, siendo 0 —ninguna y nunca— el valor modal, aunque con casos atípicos de alta frecuencia de relaciones y muchas parejas concurrentes (Shulman, E. et al., 2015).
  - Una estructura de dos factores por el sexo de la pareja —contrario o mismo sexo— o de tres factores por la relación entablada —comercial con sexoservidores, lúdica con aventuras pasajeras, o emocional con amantes—.
  - Invarianza del modelo factorial entre mujeres y hombres.
  - Mayor promedio en la escala y los factores en hombres que en mujeres (Consulta Mitofsky, 2004; Laumann, E. et al., 1994; Twenge, J. et al., 2015; Wiederman, M., 1997).
  - Correlación muy fuerte con infidelidad sexual, y moderada o débil con frecuencia de relaciones sexuales con la pareja y frecuencia de masturbación.
  - Independencia o correlación débil con deseabilidad social, al estarse evaluando el aspecto más objetivo de la concurrencia de parejas, como es la conducta sexual explícita (Twenge, J. et al., 2015).

## Método

Se realizó un estudio descriptivo-correlacional con un diseño *ex post facto* transversal, y se usó un muestreo por rutas al azar y se aplicó un cuestionario de autorreporte impreso.

## Participantes

Los criterios de inclusión fueron: tener al menos 18 años, estar casado o vivir en unión libre con una pareja del sexo opuesto, residir en la ciudad de Monterrey, Nuevo, León, México, saber leer y escribir y dar el consentimiento informado. Los criterios de eliminación fueron: cuestionario incompleto e informar que la pareja estuvo presente en el momento de ser contestado.

Se contactó con 1 mil personas —500 mujeres y 500 hombres— que cumplían criterios de inclusión. El 17.8 por ciento de las personas contactadas, 61 de las 500 mujeres —12.2 por ciento— y 117 de los 500 hombres —23.4 por ciento—, se rehusó a participar. Los motivos expresados fueron falta de tiempo o estar muy ocupado —61 por ciento—; desinterés en participar en encuestas —19 por ciento—; desconfianza en dar datos personales —12 por ciento—; que esté presente la familia o la pareja —siete por ciento—; y otros motivos —uno por ciento—. En 15 casos —siete hombres y ocho mujeres— se aplicaron criterios de eliminación: en 12 por presencia del cónyuge —siete mujeres y cinco hombres— y en tres por datos incompletos —una mujer y dos hombres—. La muestra analizada con todos sus datos completos fue de 807 participantes, de los cuales 53.4 por ciento fueron mujeres y 46.6 por ciento, hombres, sin diferencia de frecuencia estadísticamente significativa entre ambos sexos por la prueba binomial — $p = .057$ —. Sus características sociodemográficas se presentan en la tabla 2.

**Tabla 2. Distribución de frecuencias de las variables sociodemográficas**

Variable	Valor	<i>n</i> ( <i>p</i> )	<i>N</i> ( <i>P</i> )
Sexo	Mujer	431 (53.4%)	
	Hombre	376 (46.6%)	
Años de edad	[18, 30)	285 (35.5%)	285 (35.3%)
	[30, 40)	230 (28.5%)	515 (63.8%)
	[40, 50)	220 (27.3%)	735 (91.1%)
	[50, 60)	60 (7.4%)	795 (98.5%)
	[60, 94]	12 (1.5%)	807 (100%)

Escolaridad	Primaria	173 (21.4%)	173 (21.4%)
	Secundaria	231 (28.6%)	404 (50.1%)
	Media superior	218 (27%)	622 (77.1%)
	Licenciatura	164 (20.3%)	786 (97.4%)
	Posgrado	21 (2.6%)	807 (100%)
Casado	Sí	727 (90.1%)	
	No	80 (9.9%)	
Años de matrimonio o unión libre	[0, 7.17)	361 (44.7%)	361 (44.7%)
	[7.17, 14,34)	146 (18.1%)	507 (62.8%)
	[14.34, 21,51)	171 (21.2%)	678 (84%)
	[21.51, 28,67)	91 (11.3%)	769 (95.3%)
	[28.67, 35.84)	27 (3.3%)	796 (98.6%)
	[35.84, 43]	11 (1.4%)	807 (100%)
Ingresos económicos familiares al mes en el último año en pesos mexicanos	< 3000	61 (7.6%)	61 (7.6%)
	[3 000, 6 000)	220 (27.3%)	281 (34.8%)
	[6 000, 12 000)	226 (28%)	507 (62.8%)
	[12 000, 24 000)	174 (21.6%)	681 (84.4%)
	[24 000, 48 000)	77 (9.5%)	758 (93.9%)
	[48 000, 92 000)	34 (4.2%)	792 (98.1%)
	≥ 92 000	15 (1.9%)	807 (100%)
Número total de hijos	0	130 (16.1%)	130 (16.1%)
	1	149 (18.5%)	279 (34.6%)
	2	237 (29.4%)	516 (63.9%)
	3	211 (26.1%)	727 (90.1%)
	4	60 (7.4%)	787 (97.5%)
	≥ 5	20 (2.5%)	807 (100%)

Fuente: elaborada por el autor.

Notas. *n* = frecuencia absoluta simple, *p* = porcentaje simple, *N* = frecuencia absoluta acumulada,

*P* = porcentaje acumulado.

## Instrumentos

El Cuestionario de Conducta Sexual para Personas Casadas o que Cohabitan está integrado por dos preguntas sobre frecuencia de relaciones sexuales con la pareja y masturbación en el último año. Ambas preguntas se responden usando una escala de cinco categorías ordenadas: de 0 = “ninguna vez” a 4 = “varias veces a la semana”. Además, consta de una tercera pregunta que solicita indicar, ante seis tipos de parejas concurrentes, la frecuencia de relaciones sexuales y número de parejas que se han tenido a lo largo del matrimonio. Para su respuesta se usan dos escalas de cinco categorías ordenadas, una para la frecuencia —de 0 = “nunca” a 4 = “con mucha frecuencia”— y la otra para el número de parejas —de 0 = “ninguna” a 4 = “más de 10”—. Sumando estos 12 puntajes, se obtiene la puntuación en la Escala de Frecuencia de Relaciones y Número de Parejas Concurrentes (EFN\_PC), la cual tiene un rango potencial de 0 a 48. Véase Anexo.

La Escala de infidelidad sexual del Inventario Multidimensional de Infidelidad, de Angélica Romero et al. (2007), consta de 21 ítems directos con cinco categorías ordenadas de respuesta: de 1 = “nunca” a 5 = “siempre”. Su rango varía de 21 a 84. Una mayor puntuación refleja infidelidad sexual más frecuente. Su consistencia interna fue excelente:  $\alpha = .97$ . Con los presentes datos, su consistencia interna calculada por la alfa de Cronbach también fue excelente:  $\alpha = .99$  en la muestra total,  $.98$  en mujeres y  $.99$  en hombres.

En lo tocante al Inventario Balanceado de Deseabilidad Social (BIDR), se usó la adaptación mexicana (Moral, J., C. H. García y C. J. Antona, 2012). Se aplicó la versión de 20 ítems directos con siete categorías ordenadas de respuesta, de 1 = “nada de acuerdo” a 7 = “totalmente de acuerdo”. Esta versión quedó constituida por los 10 ítems directos de autoengaño — $\alpha = .76$ — y los 10 ítems directos de manejo de la impresión — $\alpha = .71$ —, con la que se logró optimizar la consistencia interna total:  $\alpha = .77$ . El modelo de dos factores correlacionados mostró buen ajuste a los datos por mínimos cuadrados generalizados — $\chi^2/gf = 1.74$ , RMSEA =  $.03$ , GFI =  $.95$  y AGFI =  $.94$ —, siendo los dos factores diferenciables, con una varianza compartida de 45 por ciento (Moral, J. et al., 2012). Las puntuaciones en la escala y los dos factores se obtienen por suma simple. Mayor puntuación refleja mayor tendencia a sesgar el autorreporte en un sentido socialmente deseable, esto es, menor sinceridad. Con los presentes datos, la consistencia interna total fue buena — $.87$  en la muestra total,  $.82$  en mujeres, y  $.83$  en hombres—, así como la de sus dos factores:  $.87$  en la muestra total,  $.83$  en mujeres, y  $.83$  en hombres para autoengaño; y  $.86$  en la muestra total,  $.82$  en mujeres, y  $.83$  en hombres para manejo de la impresión.

## Procedimiento

Se empleó un muestreo de rutas aleatorias, seleccionándose de forma aleatoria 81 calles a partir de la Guía Roji. La muestra fue reclutada de enero a mayo de 2014. Para determinar el tamaño de la muestra se usó la fórmula para la estimación bilateral de un porcentaje con población infinita:  $n \geq (Z^2_{1-(\alpha/2)} * p * (1-p)) / EE^2$ , al ser el tamaño poblacional mayor que 100 mil. Al esperarse una proporción de infidelidad marital ( $p$ ) de  $.25$  —para la muestra total—, con un error de estimación ( $EE$ ) de  $.03$  y un intervalo de confianza a dos colas del 95 por ciento — $Z^2_{1-(\alpha/2)} = 3.84$ —, se requería una muestra mínima de 801 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 ningún dato de identificación personal. Así, se respetaron las normas éticas de investigación de la Asociación Americana de Psicología (2017).

## **Análisis de datos**

Los cálculos estadísticos se realizaron con el SPSS 24, módulo R 4.1, Excel 2007 y AMOS 16. Se usó un nivel de significación de .05. Los datos perdidos fueron eliminados de los análisis. La comparación de proporciones entre dos grupos independientes se realizó por la prueba chi-cuadrado de Pearson con la significación exacta bilateral de Fisher. El tamaño del efecto se calculó por la oportunidad relativa (*OR*) y su transformación en una *d* de Cohen a través de la fórmula:  $d = \text{Ln}(OR)/1.81$ . Valores de *d* entre 0.20 y 0.49 se interpretaron como un tamaño del efecto pequeño; de 0.50 a 0.79, mediano; y mayores o iguales que 0.80, grande. Se parcializó el efecto de los grupos de discapacidad social —baja-media y alta—, usando la prueba de Mantel-Haenszel y se calculó la oportunidad relativa corregida. En caso de tres o más grupos se usó la prueba chi-cuadrado de Pearson y el tamaño del efecto se estimó por la *V* de Cramer. Las comparaciones en frecuencia de masturbación y relaciones sexuales y número de parejas concurrentes se hicieron por la prueba *U* de Mann-Whitney. El tamaño del efecto se estimó por la correlación *r* de Rosenthal. Valores absolutos de *V* y *r* de Rosenthal entre .10 y .29 se interpretaron como una fuerza de la asociación débil; entre .30 y .49, moderada; entre .50 y .69, fuerte; e igual o mayor que .70 muy fuerte.

La discriminabilidad de cada ítem del CFN\_PC se verificó por una diferencia de tendencia central en el ítem, al comparar al grupo de puntuaciones altas —≥ percentil 90— y bajas en la escala —≤ percentil 10—; el contraste se hizo por la prueba *U* de Mann-Whitney. A su vez, la consistencia interna se verificó por medio de dos criterios: una correlación significativa entre el ítem y el resto de la escala, al ser calculada por el coeficiente de rangos de Spearman; y un no incremento del coeficiente alfa estandarizado de la escala al ser eliminado el ítem.

El número de factores se determinó por la convergencia del análisis paralelo de Horn —percentil 95 como punto de intersección—, coordenadas óptimas y media mínima de las correlaciones parciales al cuadrado y a la cuarta potencia. La extracción de factores se hizo por mínimos cuadrados no ponderados, y la rotación de la matriz factorial por Promax. Desde la matriz estructural, se calculó la varianza media extraída (AVE) y el coeficiente omega de McDonald o de confiabilidad compuesta ( $\omega$ ). Valores de AVE > .50 y  $\omega \geq .70$  se interpretaron

como indicadores de validez convergente (Fornell, C. y D. Larcker, 1981). Con una AVE > .40 se puede hablar de una validez convergente adecuada, si se compensa con un valor de  $\omega > .80$ . A su vez, una varianza compartida entre dos factores —cuadrado del coeficiente producto-momento de Pearson— menor que .50 y menor que la AVE de cada factor refleja validez discriminante (Fornell, C. y D. Larcker, 1981). Los valores de consistencia interna de la escala y los factores se calcularon por el coeficiente alfa estandarizado, usando la matriz de correlación de Spearman; valores menores que .50 se interpretaron como una consistencia interna inaceptable; entre .50 y .59, pobre; de .60 a .69, cuestionable; de .70 a .79, aceptable; de .80 a .89, buena; y  $\geq .90$ , excelente.

Se determinó el ajuste del modelo a los datos —análisis unigrupo— y su invarianza entre sexos —análisis multigrupo— por mínimos cuadrados no ponderados, usando como datos de entrada matrices de correlación de Spearman. Los intervalos de confianza a 95 por ciento para los estimadores se calcularon por el método percentil con la extracción de 2 mil muestras aleatorias. Se evaluó el ajuste a través de seis índices: chi-cuadrada relativa ( $\chi^2/gl$ ); índice de bondad de ajuste de Jöreskog y Sörbom (GFI), y su fórmula corregida (AGFI); índice de ajuste normado de Bentler y Bonett (NFI); índice de ajuste relativo de Bollen (RFI); y error cuadrático medio (SRMR). Se estipuló como buen ajuste:  $\chi^2/gl \leq 2$ , GFI, NFI y RFI  $\geq .95$ , AGFI  $\geq .90$ , y SRMR  $\leq .05$ ; y como aceptable:  $\chi^2/gl \leq 3$ , GFI, NFI y RFI  $\geq .90$ , AGFI  $\geq .85$ , y SRMR  $\leq .08$  (Byrne, B. M., 2016).

En el contraste multigrupo se especificaron cuatro modelos anidados: sin restricciones; con restricciones en los pesos de medida; con restricciones en las varianzas-covarianzas estructurales; y con restricciones en los pesos de medida. Se consideró que la bondad de ajuste es equivalente entre dos modelos cuando la diferencia entre los valores chi-cuadrado son estadísticamente equivalentes o el cociente entre su diferencia y la diferencia de sus grados de libertad es menor que dos — $\Delta\chi^2/\Delta gl$ —, y la diferencia entre los índices de ajuste entre ambos modelos — $\Delta GFI$ ,  $\Delta AGFI$ ,  $\Delta NFI$  y  $\Delta RFI$ — es menor que .01 (Byrne, B., 2016).

La comparación de tendencia central en la escala y los factores entre ambos sexos se realizó por la prueba U de Mann-Whitney; el tamaño del efecto se calculó por la correlación  $r$  de Rosenthal. Las correlaciones con la escala de infidelidad sexual, frecuencia de masturbación, frecuencia de relaciones sexuales con la pareja y deseabilidad social se calcularon por el coeficiente de correlación por rangos de Spearman ( $r_s$ ). Valores absolutos  $r_s$  se interpretaron igual que los valores  $V$  de Cramer y  $r$  de Rosenthal.

## Resultados

### Conducta sexual: comparación entre ambos sexos y entre casados y cohabitantes

Se estudió la distribución de la escala de deseabilidad social para definir los grupos de deseabilidad social baja-media y alta. Su distribución fue simétrica — $Sk = -0.48$ , IC de 95 por ciento:  $-1.86, 0.90$ — y mesocúrtica — $K = 0.09$ , IC de 95 por ciento:  $-0.25, 0.42$ —, su perfil en el histograma fue acampanado y con base en la prueba de D'Agostino-Pearson — $JB = 0.71, p = .700$ — se ajustó a una distribución normal. Consecuentemente, se definió al grupo con alta deseabilidad social con los participantes con puntuaciones iguales o mayores a una desviación estándar por encima de la media, lo que presenta 16.4 por ciento de la muestra: 132 de 807. La proporción de mujeres y hombres fue estadísticamente equivalente entre los grupos de deseabilidad social alta y baja-media:  $\chi^2[1, N = 807] = 2.05, p = .152$ ; significación bilateral exacta de Fisher:  $p = .154$ . Asimismo, la proporción de casados y cohabitantes fue estadísticamente equivalente:  $\chi^2[1, N = 807] = 0.44, p = .507$ ; significación bilateral exacta de Fisher:  $p = .532$ .

### Frecuencia de relaciones sexuales con la pareja en el último año

El 2.6 por ciento de los participantes reportó no haber tenido relaciones sexuales con su pareja en el último año; 8.9 por ciento, menos de una vez al mes; 17 por ciento, al menos una vez al mes; 35.3 por ciento, al menos una vez a la semana; y 36.2 por ciento, varias veces a la semana sin diferencia entre ambos sexos:  $Z_U = -0.10, p = .919$ . Así, 71.5 por ciento de los participantes reportó relaciones sexuales con la pareja al menos una vez a la semana, y en este reporte no tuvo efecto la deseabilidad social:  $OR = 0.973$ , IC de 95 por ciento:  $0.642, 1.473$ . Estar casado o cohabitar tampoco tuvo efecto sobre la frecuencia de relaciones sexuales:  $OR = 1.31$ , IC de 95 por ciento:  $0.77, 2.25$  para al menos una vez a la semana; comparación de tendencia central:  $Z_U = -0.14, p = .887$  y  $r$  de Rosenthal  $< .01$ .

### Frecuencia de masturbación en el último año

El 43 por ciento de los participantes se ha masturbado en el último año. Los hombres presentaron un mayor promedio en frecuencia de masturbación en el último año — $Z_U = -8.87, p < .001$ — que la mujeres, siendo el tamaño del efecto mediano:  $r$  de Rosenthal =  $.31$ . Ser hombre triplica la probabilidad de masturbarse en comparación con ser mujer — $OR = 3.16$ , IC de 95 por ciento:  $2.36, 4.22$ —, teniendo el sexo un tamaño del efecto mediano:  $d = \text{Ln} [3.16]/1.81 = 0.64$ . Al menos se masturbó una vez 57.7 por ciento de los hombres, frente a 30.2 por ciento de las mujeres.

El porcentaje de masturbación fue significativamente mayor — $\chi^2[1] = 6.99, p = .008$ ; significación exacta bilateral de Fisher:  $p = .009$ — en el grupo de deseabilidad baja-media —45 por ciento, 304 de 675— que en el grupo de deseabilidad social alta —32.6 por ciento, 43 de 132—, aunque el tamaño del efecto de la deseabilidad social sobre el reporte de masturbación fue pequeño:  $d = \text{Ln} [1.70]/1.81 = 0.29$ . Al calcular la oportunidad relativa del sexo corregida del efecto de la deseabilidad social, esta descendió — $OR_c = 2.98$ , IC de 95 por ciento: 2.08, 4.27—, pero la relación entre el sexo y haberse masturbado al menos una vez en el último año siguió siendo significativa: prueba de Mantel-Haenszel:  $\chi^2[1, N = 807] = 59.50, p < .001$ .

Estar casado o cohabitar no tuvo efecto sobre la conducta de masturbación:  $OR = 1.368$ , IC de 95 por ciento: 0.862, 2.172 para al menos una vez en el último año; comparación de tendencia central:  $Z_U = -1.41, p = .159$  y  $r$  de Rosenthal = 0.05.

### **Sexo con parejas concurrentes del sexo contrario**

Respecto a parejas concurrentes del sexo contrario a lo largo de su matrimonio, los hombres reportaron una mayor frecuencia de relaciones sexuales con sexoservidoras — $Z_U = -5.87, p < .001$ — y número de sexoservidoras con las que se ha tenido relaciones sexuales — $Z_U = -5.88, p < .001$ —, al menos una vez 12.2 por ciento de los hombres, frente a 1.9 por ciento de las mujeres; también informaron de una mayor frecuencia de relaciones sexuales con aventuras pasajeras — $Z_U = -6.08, p < .001$ — y número de aventuras pasajeras — $Z_U = -6.13, p < .001$ —, al menos 23.9 por ciento de los hombres, frente a 8.4 por ciento de las mujeres; asimismo, una mayor frecuencia de relaciones sexuales con amantes — $Z_U = -4.67, p < .001$ — y número de amantes — $Z_U = -4.70, p < .001$ —, al menos 18.9 por ciento de los hombres, frente a 7.7 por ciento de las mujeres.

El 21.1 por ciento —IC de 95 por ciento: 18.3, 23.9— de los participantes reportó alguna pareja concurrente, siendo este porcentaje significativamente menor al esperado de 25 por ciento —prueba binomial con significación exacta unilateral:  $p = .005$ —. Al comparar este porcentaje entre los grupos de deseabilidad social alta y baja-media, se halló diferencia significativa por la prueba chi-cuadrado:  $\chi^2[1, N = 807] = 4.23, p = .040$ ; con la significación exacta bilateral de Fisher  $p = .047$ . Entre los 675 participantes con deseabilidad social baja-media, este porcentaje subió a 22.4 por ciento —IC de 95 por ciento: 19.3, 25.5—, y fue estadísticamente equivalente al esperado de 25 por ciento: prueba binomial con significación exacta unilateral:  $p = .061$ . El ser más sincero aumenta en 1.7 veces la probabilidad de reportar al menos una pareja concurrente en comparación con ser menos sincero — $OR = 1.71$ , IC del 95 por ciento: 1.02, 2.88—, siendo el tamaño del efecto de la deseabilidad social pequeño:  $d = \text{Ln}[OR = 1.71]/1.81 = 0.30$ .

Con diferencia significativa  $-\chi^2[1, N = 807] = 38.37, p < .001$ ; significación exacta bilateral de Fisher:  $p < .001$ —, el porcentaje de tener al menos una pareja concurrente fue más frecuente en hombres —30.6 por ciento, IC de 95 por ciento: 25.9 por ciento, 35.3 por ciento— que en mujeres —12.8 por ciento, IC de 95 por ciento: 9.6 por ciento, 16 por ciento—, siendo el tamaño del efecto del sexo sobre esta conducta mediano:  $d = \ln[OR = 3.01]/1.81 = 0.61$ . Ser hombre triplica la probabilidad de tener pareja concurrente en comparación con ser mujer:  $OR = 3.01$ , IC del 95 por ciento: 2.11, 4.31. En el grupo de participantes con deseabilidad social baja o media se conserva la diferencia significativa de tres hombre por cada mujer: 32 por ciento versus 13.6 por ciento — $OR = 2.99$ , IC de 95 por ciento: 2.04, 4.39;  $d = 0.61$ —. Así, al calcular la oportunidad relativa del sexo corregida del efecto de la deseabilidad social, esta descendió — $OR_c = 2.13$ , IC de 95 por ciento: 2.34, 4.18—, pero la relación entre el sexo y haber tenido al menos una pareja sexual concurrente siguió siendo significativa —prueba de Mantel-Haenszel:  $\chi^2[1, N = 807] = 37.26, p < .001$ —. Estar casado o cohabitar no tuvo efecto sobre tener al menos una pareja concurrente:  $OR = 1.59$ , IC de 95 por ciento: 0.95, 2.67.

### Sexo con parejas concurrentes del mismo sexo

Respecto a parejas concurrentes del mismo sexo a lo largo de su matrimonio, no hubo diferencia entre ambos sexos en frecuencia de relaciones sexuales con sexoservidores — $Z_U = -0.53, p = .598$ — y número de sexoservidores con los que se ha tenido relaciones sexuales — $Z_U = -0.54, p = .591$ —, frecuencia de relaciones sexuales con aventuras pasajeras — $Z_U = -1.93, p = .054$ — y número de aventuras pasajeras — $Z_U = -1.94, p = .052$ —, así como frecuencia de relaciones sexuales con amantes — $Z_U = -0.80, p = .424$ — y número de amantes — $Z_U = -0.80, p = .422$ —.

El tres por ciento de los participantes —24 de 807— tuvo parejas concurrentes de su mismo sexo. Este porcentaje fue estadísticamente equivalente entre ambos sexos — $\chi^2[1, N = 807] = 2.32, p = .128$ ; significación exacta bilateral de Fisher:  $p = .158$ —. Al calcular la oportunidad relativa del sexo corregida del efecto de la deseabilidad social, esta siguió siendo no significativa — $OR_c = 0.54$ , IC de 95 por ciento: 0.23, 1.29; prueba de Mantel-Haenszel:  $\chi^2[1, N = 807] = 1.48, p = .225$ —. No obstante, las oportunidades relativas del sexo en los dos grupos de deseabilidad social fueron heterogéneas en su variabilidad —prueba de Breslow-Day:  $\chi^2[1, N = 807] = 4.41, p = .036$ —, lo que indica interacción sexo-deseabilidad social.

Entre las 170 personas que reportaron algún contacto sexual concurrente, en 85.9 por ciento de los casos fue solo con personas del sexo contrario; en 11.2 por ciento, solo con personas del mismo sexo; y 2.9 por ciento, con personas del mismo sexo y del sexo contrario, sin diferencia significativa entre hombres y mujeres — $\chi^2[2, N = 170] = 2.90, p = .235$ —. El reporte de parejas concurrentes del mismo sexo fue significativamente mayor — $\chi^2[1, N = 170] = 5.38, p = .020$ ; significación

exacta bilateral de Fisher:  $p = .032$ — en el grupo de deseabilidad social alta —31.6 por ciento, seis de 19— que en el grupo de deseabilidad social baja-media —11.9 por ciento, 18 de 151—. Pertener al grupo de deseabilidad social baja-media disminuye en 3.4 veces la probabilidad de tener una pareja concurrente del mismo sexo en comparación con pertenecer al grupo de deseabilidad social alta — $OR = 0.29$ , IC de 95 por ciento: 0.10, 0.87—, siendo el tamaño del efecto de la deseabilidad social mediano — $d = \text{Ln}[1/0.29]/1.81 = 0.68$ —. Al ser este dato contrario a la expectativa de que la deseabilidad social disminuya el porcentaje y al existir un efecto de interacción sexo-deseabilidad social significativo, se calculó la oportunidad relativa del sexo en cada grupo de deseabilidad social.

El ser hombre actuó como factor protector de tener al menos una pareja concurrente del mismo sexo en el grupo de deseabilidad baja-media — $OR = 0.32$ , IC de 95 por ciento: 0.12, 0.87—, y como factor de riesgo en el grupo de deseabilidad social alta — $OR = 4.29$ , IC de 95 por ciento: 0.39, 47.62—. Efectivamente, al revisar los contactos concurrentes entre los hombres con alta deseabilidad social, 58.3 por ciento —siete de 12— fueron contactos exclusivamente heterosexuales; 41.7 por ciento —cinco de 12—, exclusivamente homosexuales; y no hubo casos de contactos con ambos sexos. Por el contrario, entre los hombres con deseabilidad social baja o media, 92.2 por ciento —95 de 103— fueron contactos exclusivamente heterosexuales; 5.8 por ciento —seis de 103—, exclusivamente homosexuales; y 1.9 por ciento —dos de 103—, con ambos sexos. Al cruzar deseabilidad social y pareja concurrente del mismo sexo entre los 115 hombres con parejas concurrentes, la diferencia de porcentajes fue significativa — $\chi^2[2, N = 115] = 16.06, p < .001$ ; significación bilateral exacta de Fisher:  $p = .012$ —, con un tamaño del efecto mediano — $V$  de Cramer = .37—. Entre las 55 mujeres con parejas concurrentes, deseabilidad social y pareja concurrente del mismo sexo fueron independientes — $\chi^2[1, N = 55] = 0.16, p = .686$ ; significación bilateral exacta de Fisher:  $p = 1$ —. En el apartado de discusión se ahonda en el significado o posible interpretación de estos datos.

### **Distribución, discriminabilidad y consistencia interna de los ítems de la EFN\_PC**

Más de 80 por ciento de la distribución se concentró en el primer valor —nunca o ninguna pareja— en los 12 ítems, por lo que todos ellos presentaron asimetría positiva —cola larga hacia la izquierda— y platicurtosis —colas engrosadas— con valores extremos a través del coeficiente de asimetría percentílico —1 o indefinido = 0/0— y el coeficiente de curtosis percentílico corregido: -0.26 o indefinido = 0/0. Presentaron discriminabilidad al diferenciar de forma significativa al grupo de puntuaciones bajas — $\leq$  percentil 10— y puntuaciones altas — $\geq$  percentil 90— en la escala. Los seis ítems de sexo concurrente con personas de sexo contrario presentaron consistencia interna, al ser la correlación con el resto de la

escala —excluido el ítem— significativa y mayor .30, y disminuir el valor del alfa de Cronbach de la escala al eliminarse el ítem. Los ítems de sexo concurrente con personas de mismo sexo tuvieron correlaciones significativas con la escala excluido el ítem, y estas fueron mayores que .30, salvo los dos ítems de relaciones con amantes, cuyos valores fueron mayores que .25. Con la eliminación del ítem de frecuencia de relaciones sexuales con amantes del mismo sexo, el valor del alfa de Cronbach se incrementó en una milésima; en el caso de los ítems de número de aventuras pasajeras o amantes del mismo sexo se mantuvo y en los tres casos restantes descendió (tabla 3). Desde la matriz de correlaciones de Spearman, la consistencia interna de los 12 ítems fue buena — $\alpha$  estandarizado = .85—.

**Tabla 3. Distribución, discriminabilidad y consistencia interna de los ítems de la EFN\_PC**

Ítems	Porcentaje					Descriptivos		Discrim.	Consistencia		
	0	1	2	3	4	<i>Mdn</i>	<i>R<sub>SIC</sub></i>	<i>Z<sub>U</sub></i>	<i>rs(t, i)</i>	<i>rs(t-1, i)</i>	$\alpha_{t-i}$
<i>Sexos servidores</i>											
Frecuencia_SC	93.3	3.1	2.9	0.7	0	0	0	-21.021***	.586***	.571***	.832
Número_SC	93.3	3.5	2.6	0.4	0.2	0	0	-21.021***	.586***	.571***	.836
Frecuencia_MS	98.4	0.7	0.5	0.1	0.2	0	0	-9.337***	.278***	.271***	.845
Número_MS	98.4	1	0.1	0.4	0.1	0	0	-9.337***	.278***	.269***	.852
<i>Aventuras pasajeras</i>											
Frecuencia_SC	84.4	10.3	3.6	1.4	0.4	0	0	-25.795***	.857***	.842***	.827
Número_SC	84.4	10.8	3.5	0.9	0.5	0	0	-25.796***	.857***	.842***	.825
Frecuencia_MS	97.6	2	0.2	0.1	0	0	0	-8.852***	.304***	.291***	.854
Número_MS	97.6	2	0.2		0.1	0	0	-9.337***	.306***	.293***	.852
<i>Amantes</i>											
Frecuencia_SC	87.1	8.2	2.2	2	0.5	0	0	-23.922***	.781***	.758***	.841
Número_SC	87.1	9.4	3.0	0.4	0.1	0	0	-23.925***	.781***	.765***	.832
Frecuencia_MS	98.3	0.7	0.5	0.2	0.2	0	0	-7.795***	.271***	.251***	.855
Número_MS	98.3	1.2	0.2	0	0.2	0	0	-7.795***	.271***	.257***	.854

Fuente: elabora por el autor.

*Notas.* SC = del sexo contrario, MS = del mismo sexo. Frecuencia: 0 = nunca, 1, = una o dos veces, 2 = varias veces, 3 = con frecuencia, y 4 = con mucha frecuencia. Número de parejas: 0 = ninguna, 1 = una, 2 = de dos a cuatro, 3 = de cinco a diez, 4 = más de diez. Estadísticos descriptivos: *Mdn* = mediana y *R<sub>SIC</sub>* = rango semiintercuartílico. Discriminabilidad: *Z<sub>U</sub>* = comparación de tendencia central entre el grupo de puntuaciones bajas ( $\leq$  percentil 10) y puntuaciones altas ( $\geq$  percentil 90) en la escala (suma de los 12 ítems) a través de la prueba U de Mann-Whitney; significación en un contraste a dos colas: \*\*\*  $p < .001$ . Consistencia interna: *rs(t, i)* = correlación por el coeficiente de Spearman entre el ítem y la escala, *rs(t-1, i)* = correlación por el coeficiente de Spearman entre el ítem y la escala excluido el ítem, significación en un contraste a dos colas: \*\*\*  $p < .001$ ,  $\alpha_{t-i}$  = valor del coeficiente alfa de Cronbach estandarizado de la escala excluido el ítem, usando las correlaciones de Spearman.

### Estructura factorial de la EFN\_PC

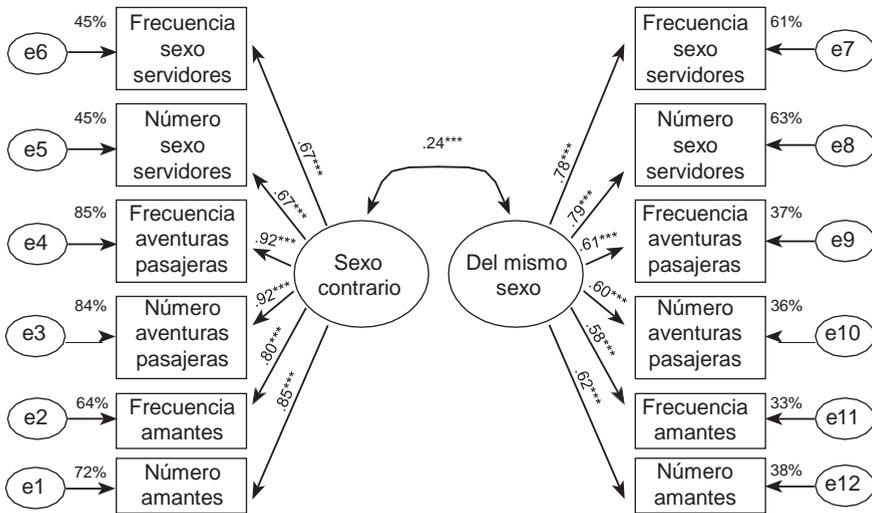
La matriz de correlación de rangos de Spearman entre los 12 ítems mostró propiedades adecuadas para la extracción de factores. Su determinante fue próximo a cero — $|R| < .001$ —, se rechazó la hipótesis nula de equivalencia de la matriz de correlaciones a una matriz identidad por la prueba de Bartlett — $\chi^2[66, N = 807] = 32,234.56, p < .001$ — y la medida de adecuación de la muestra fue mayor que .50 — $MSA = .61$ —. El 39.4 por ciento de las correlaciones fueron mayores que .30; 21.2 por ciento, mayores que .50; y 9.1 por ciento, mayores que .70. El número de factores fue dos por el criterio de Velicer —valor mínimo de la media de las correlaciones parciales al cuadrado y a la cuarta potencia—, y fue tres factores por el análisis paralelo de Horn y el de coordenadas óptimas.

Al extraer dos factores, se explicó 60.7 por ciento de la varianza total. Tras la rotación, se configuró un primer factor con los seis ítems sobre frecuencia de relaciones sexuales y número de parejas concurrentes del sexo contrario con consistencia interna buena — $\alpha$  estandarizado = .89— y validez convergente — $AVE = .70$  y  $\omega = .94$ —. El otro factor quedó configurado por los seis ítems sobre frecuencia de relaciones sexuales y número de parejas concurrentes del mismo sexo con consistencia interna buena — $\alpha$  estandarizado = .83— y con validez convergente por el criterio del coeficiente de confiabilidad compuesta — $\omega = .83 > .70$ —, quedando la varianza media extraída próxima a .50 — $AVE = .48$ —. La correlación entre ambos factores fue débil — $r = .20, p < .001$ —.

Al extraer tres factores, se explicó 74.4 por ciento de la varianza total. Tras la rotación, el primer factor coincidió con el primero de la configuración anterior. El segundo quedó conformado por cuatro ítems sobre frecuencia y número de relaciones sexuales con aventuras pasajeras y amantes del mismo sexo; presentó consistencia interna buena — $\alpha$  estandarizado = .84— y validez convergente — $AVE = .60$  y  $\omega = .84$ —. El tercero quedó definido por dos ítems sobre frecuencia y número de relaciones sexuales con sexoservidores del mismo sexo; mostró consistencia interna muy buena — $\alpha$  estandarizado = .91— y validez convergente — $AVE = .88$  y  $\omega = .94$ —. La varianza compartida entre los factores varió de 0.6 por ciento a 11.6 por ciento, por lo que tuvieron validez discriminante.

Se especificaron dos modelos: de dos y tres factores correlacionados. En el modelo de dos factores (gráfica 1), todos los parámetros fueron significativos por el método de muestreo repetitivo. El factor de parejas concurrentes del sexo contrario presentó validez convergente — $AVE = .657$  y  $\omega = .885$ —. El factor de parejas concurrentes del mismo sexo mostró validez convergente por el criterio del coeficiente de confiabilidad compuesta — $\omega = .828 > .70$ —, quedando la varianza media extraída próxima al valor de .50 — $AVE = .449$ —. Ambos factores mostraron validez discriminante con una varianza compartida de 5.8 por ciento. El ajuste fue bueno por cuatro índices — $\chi^2/df < 2$ , GFI y AGFI  $> .95$  y SRMR  $< .05$ —; y aceptable por dos: NFI y RFI  $> .90$  (tabla 4). El modelo de tres factores presentó una solución no admisible.

**Gráfica 1. Modelo de dos factores correlacionados en una muestra total**



Fuente: elabora por el autor.

Notas. Datos de entrada: Matriz correlación por rangos de Spearman. Método: mínimos cuadrados no ponderados. Significación: método de muestreo repetitivo de percentiles corregidos de sesgo con la creación de 2,000 muestras al azar: \*\*\*  $p < .001$ .

Se contrastó la invarianza del modelo de dos factores entre hombres y mujeres. El modelo sin restricciones presentó un ajuste que varió de bueno — $\chi^2/gl < 2$ , GFI y AGFI  $> .95$  y SRMR  $< .05$ — a aceptable —NFI y RFI—, al igual que el modelo con restricciones en los pesos de medida, siendo la bondad de ajuste equivalente entre estos dos modelos:  $\Delta\chi^2[\Delta gl] = 10] = 7.066$ ,  $p = .719$ ;  $\Delta\chi^2/\Delta gl = .7066$ ;  $\Delta GFI$ ,  $\Delta AGFI$ ,  $\Delta NFI$  y  $\Delta SRMR < .01$ , y  $\Delta NFI = .011$ . No obstante, los modelos con restricciones en las varianzas-covarianzas y en los residuos presentaron índices de mal ajuste y la bondad de ajuste fue diferencialmente peor (tabla 4). Las estimaciones de los parámetros no fueron invariantes —intervalos de confianza a 95 por ciento sin solapamiento—. En mujeres, en comparación con los hombres, las relaciones con sexoservidores tuvieron menos peso en ambos factores; las relaciones con amantes tuvieron más peso en el factor de relaciones concurrentes con personas del mismo sexo; la correlación entre ambos factores fue mayor; los residuos del factor de relaciones concurrentes con personas del sexo contrario fueron más heterogéneos; y los residuos del factor de relaciones concurrentes con personas del mismo sexo fueron más homogéneos.

**Tabla 4. Índices de ajuste en el contraste unigrupo y entre sexos del modelo bifactorial**

Modelos	Índices de ajuste							
	$\chi^2$	gl	$\chi^2/gl$	GFI	AGFI	NFI	RFI	SRMR
Unigrupo	31.168	53	0.588	.959	.939	.941	.926	.022
Multigrupo								
SR	38.975	106	0.368	.956	.935	.936	.921	.026
RPM	46.041	116	0.397	.948	.930	.925	.914	.028
RVE	169.257	119	1.422	.808	.748	.723	.693	.052
RRM	219.562	131	1.676	.751	.703	.641	.638	.066

Fuente: elabora por el autor.

*Notas.* Datos de entrada: Matriz de correlación por rangos de Spearman. Método: mínimos cuadrados no ponderados. Modelos en el contraste multigrupo (entre mujeres y hombres): SR = sin restricciones, RPM = con restricciones en los pesos de medida, RVE, con restricciones en las varianzas-covarianzas estructurales y RRM = con restricciones en los pesos de medida. Índices de ajuste:  $\chi^2$  = valor mínimo de la función de discrepancia o chi-cuadrado de la razón de verosimilitud, gl = grados de libertad,  $\chi^2/gl$  = chi-cuadrado relativo, GFI = índice de bondad de ajuste de Jöreskog y Sörbom, AGFI = índice de bondad de ajuste corregido de Jöreskog y Sörbom, NFI = índice de ajuste normado de Bentler, RFI = índice relativo de ajuste por el coeficiente rho de Bollen, y SRMR = residuo estandarizado cuadrático medio.

### Distribución de la puntuación total y los factores de la EFN\_PC

Las distribuciones la puntuación total y los dos factores mostraron asimetría positiva y marcada leptocurtosis, por lo que no se ajustaron a una distribución normal. La mediana y la moda coincidieron en 0. Una puntuación mayor o igual que 1 permite definir a los grupos de puntuaciones altas tanto en la escala —percentil 85— como en los factores —percentil 86 con parejas del sexo contrario y percentil 97 con personas del mismo sexo—.

### Comparaciones de tendencia central en la EFN\_PC por sexo

Por la prueba U de Mann-Whitney-Wilcoxon, la tendencia central fue significativamente mayor en hombres que en mujeres, teniendo el sexo un tamaño del efecto pequeño en la puntuación total y el factor de parejas concurrentes del sexo contrario, y trivial en el factor de parejas concurrentes del mismo sexo. Al parcializar el efecto de la puntuación total de BIDR o su factor de manejo de la impresión, las correlaciones de la puntuación total y los dos factores de la EFN\_PC con el sexo siguieron siendo significativas (tabla 5).

**Tabla 5. Comparación de tendencia central entre ambos sexos**

EFR_PC	Hombres	Mujeres	U de M-W		T. del efecto	$r_p$	$r_p$
	<i>M</i> (IC del 95%)	<i>M</i> (IC del 95%)	$Z_U$	$p$	<i>R</i>	(BIDR)	(MI)
PT	1.88 (1.51, 2.25)	0.66 (0.43, 0.89)	-6.45	< .001	.23	-.25***	-.22***
HET	1.64 (1.32, 1.96)	0.53 (0.35, 0.70)	-6.28	< .001	.22	-.21***	-.21***
HOM	0.24 (0.11, 0.36)	0.13 (0.04, 0.22)	-2.17	.030	.08	-.07*	-.07*

Fuente: elabora por el autor.

Notas. EFR\_PC = Escala de frecuencia de relaciones sexuales y número de parejas concurrentes: PT = Puntuación total, HET = con parejas concurrentes del sexo contrario, y HOM = con parejas concurrentes del mismo sexo. *M* (IC del 95%) = media aritmética con un intervalo de confianza del 95% estimado por muestreo repetitivo con la extracción de 2,000 muestras al azar,  $Z_U$  = estadístico estandarizado de la prueba U de Mann-Whitney-Wilcoxon,  $p$  = probabilidad en un contraste a dos colas,  $r$  = correlación de Rosenthal como estimador del tamaño del efecto, y  $r_p$  = coeficiente de correlación por rangos parcial de Spearman, parcializando la puntuación total del BIDR y su factor de manejo de la impresión (MI).

### Validez de constructo concurrente y relación con deseabilidad social

La correlación de la puntuación total de la EFN\_PC fue positiva y con una fuerza de asociación muy fuerte con la escala de infidelidad sexual de Angélica Romero et al. (2007); positiva y con una fuerza de asociación moderada con la frecuencia de relaciones sexuales con la pareja; y negativa y con una fuerza de asociación débil con frecuencia de masturbación. En el factor de parejas concurrentes del sexo contrario, estas tres correlaciones tuvieron una fuerza de asociación fuerte, moderada y débil; y en el factor de parejas concurrentes del mismo sexo, las tres correlaciones fueron débiles (tabla 6).

La escala y el factor de parejas concurrentes del sexo contrario presentaron una correlación negativa y con una fuerza de asociación débil con la puntuación total y el factor de manejo de la impresión de la escala de deseabilidad social. El factor de parejas concurrentes del mismo sexo fue independiente de la deseabilidad social (tabla 6).

Al parcializar el manejo de la impresión, usando la correlación parcial por rangos, las correlaciones de la puntuación total de la EFR\_PC y el factor de parejas concurrentes del sexo contrario con frecuencias de relaciones sexuales con la pareja, frecuencia de masturbación e infidelidad sexual permanecieron significativas (tabla 6), al igual que ocurrió al parcializar la puntuación total del BIDR.

**Tabla 6. Correlaciones por el coeficiente de rangos de Spearman en la muestra total**

EFR_PC	C.	Relaciones			Deseabilidad social		
		con la pareja	Masturbación	Infidelidad sexual	PT	Auto-engaño	Manejo impresión
PT	$r_s$	-.128***	.343***	.702***	-.129***	-.023 <sup>ns</sup>	-.172***
	$r_p$	-.125***	.318***	.692***			
HET	$r_s$	-.104***	.307***	.670***	-.132***	-.030 <sup>ns</sup>	-.174***
	$r_p$	-.101***	.281***	.657***			
HOM	$r_s$	-.120***	.178***	.287***	-.022 <sup>ns</sup>	.025 <sup>ns</sup>	-.043 <sup>ns</sup>

Fuente: elabora por el autor.

Notas.  $N = 807$ . EFR\_PC = Escala de frecuencia de relaciones sexuales y número de parejas concurrentes: PT = puntuación total, HET = con parejas concurrentes del sexo contrario, y HOM = con parejas concurrentes del mismo sexo. Relaciones con la Pareja = En el último año, ¿con qué frecuencia ha tenido relaciones sexuales con su pareja? Masturbación = En el último año, ¿con qué frecuencia se ha masturbado a solas? Infidelidad sexual = Factor de infidelidad sexual del Inventario Multidimensional de Infidelidad de Romero, Rivera y Díaz (2007). Escala de Deseabilidad Social: PT = Puntuación total de los 20 ítems directos, manejo de la impresión = con sus 10 ítems directos y autoengaño = con sus 10 ítems directos. Coeficientes de correlación:  $r_s$  = correlación por rangos de Spearman y  $r_p$  = correlación parcial por rangos. Significación en un contraste bilateral: ns  $p > .05$ , \* $p < .01$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$ .

## Discusión

Se formuló como primer objetivo describir la conducta sexual en personas casadas o en unión libre con una pareja del sexo contrario. En los 12 meses previos a la encuesta, siete de cada 10 personas reportaron una frecuencia de relaciones sexuales con su pareja de una o más veces a la semana. Este porcentaje fue equivalente entre ambos sexos y estuvo libre del efecto de la deseabilidad social. Por tanto, se puede considerar una estimación confiable. Precisamente, coincide con la estimación de estudios previos realizados en México (Consulta Mitofsky, 2004; Moral, J., 2011) y otros países, como por ejemplo EU (Laumann, E. et al., 1994; Theiss, J., 2016) o Alemania (Schröder, J. y C. Schmiedeberg, 2015). En estudios de cohorte o seguimiento, se observa una caída temprana en la frecuencia de relaciones sexuales con la pareja, situándose en una media de una a dos relaciones por semana; no obstante, el hecho de cohabitar o estar casados no afecta a esta frecuencia (Schröder, J. y C. Schmiedeberg, 2015; Theiss, J. A., 2016). Con los datos retrospectivos del presente estudio, se constata que el estado civil de casado no tiene efecto sobre la frecuencia de relaciones sexuales. También se observa una correlación débil y negativa con el tiempo de casados o

cohabitando. No obstante, al ser la unidad de tiempo los años, el descenso de la pendiente no es brusco, sino suave y constante.

En los 12 meses previos a la encuesta, seis de cada 10 hombres y tres de cada 10 mujeres reportaron haberse masturbado sin diferencia entre casados y cohabitantes. Estas proporciones por sexo son semejantes a las reportadas en población general de adultos estadounidenses, en la cual 60-61 por ciento de los hombres y 38-40 por ciento de las mujeres reportaron haberse masturbado en el año previo al estudio (Das, 2007; Laumann, E. et al., 1994), y son ligeramente más bajas que las reportadas en población general de adultos británicos, en la cual 73 por ciento de los hombres y 37 por ciento de las mujeres reportaron haberse masturbado en las cuatro semanas anteriores al estudio (Gerressu, M. et al., 2008). Ser hombre tuvo efecto con un tamaño mediano sobre esta conducta sexual; a su vez, la proporción de masturbación se vio afectada por la deseabilidad social, aunque con un tamaño del efecto pequeño. Cabe señalar que el tamaño del efecto mediano del sexo, triplicando la probabilidad de masturbarse en hombres comparados con mujeres, también se observa en otras poblaciones, como en estudiantes mexicanos de psicología (Moral, J., 2012) o estudiantes suecos de educación media superior (Driemeyer, W. et al., 2017).

Conjuntando los tres tipos de relación —comercial, eventual y con vínculo— y dos tipos de parejas —sexo contrario y mismo sexo—, se esperaba que una de cada cuatro personas reportarse parejas sexuales concurrentes (Consulta Mitofsky, 2004; Frisco, M. et al., 2017; Laumann, E. et al., 1994; Twenge, J. et al., 2015; Wiederman, M., 1997). En la presente muestra, una de cada cinco personas reportó parejas sexuales concurrentes, siendo una proporción menor que la esperada. No obstante, al eliminar al grupo de participantes con alta deseabilidad social, el porcentaje correspondió al esperado. Al encontrarse el autorreporte de las relaciones sexuales con parejas concurrentes afectado por el sesgo de la deseabilidad social, la estimación procedente del grupo de deseabilidad social baja o media debe considerarse más válida.

Con base en datos estadounidenses (Laumann, E. et al., 1994; Frisco, M. et al., 2017; Twenge, J. et al., 2015; Wiederman, M., 1997), se esperaba que tres de cada 10 hombres y una o dos de cada 10 mujeres reportasen parejas sexuales concurrentes. En la muestra total, se observó la diferencia esperada. Esta diferencia se conservó en el grupo de participantes con deseabilidad social baja o media, y al comparar al grupo de personas casadas y cohabitantes, por tanto es estable. También en otros estudios (Frisco, M. et al., 2017; Roddy, M. et al., 2018), la proporción de infidelidad es equivalente entre casados y personas en unión libre, no resultando el estado civil un factor significativo.

La deseabilidad social no afecta al reporte de relaciones sexuales con la pareja, lo que podría indicar que esta conducta no presenta propiedades a favor o en contra de lo socialmente deseable entre adultos casados o cohabitantes

(Krumpal, I., 2013). Sin embargo, un alto nivel de deseabilidad social disminuye el reporte de parejas concurrentes y masturbación. Esto se podría explicar porque este rasgo implica una falta de sinceridad en la autodescripción ante conductas no deseables desde los valores morales socialmente compartidos — católicos o cristianos—, como la infidelidad y la masturbación (Rasmussen, K. et al., 2017). Por el contrario, una vez que se reconocen parejas concurrentes, tener un alto nivel de deseabilidad social actúa como factor de riesgo de parejas concurrentes del mismo sexo con un tamaño del efecto mediano. Al revisar los contactos concurrentes entre los hombres con alta deseabilidad social, cuatro de cada 10 presentaban contactos exclusivamente homosexuales. Por el contrario, entre los hombres con deseabilidad social baja o media, nueve de cada 10 fueron contactos exclusivamente heterosexuales. Así, hubo una interacción significativa: hombre-alta deseabilidad social. Una posible explicación es que los hombres con preferencias homosexuales, quienes optaron por casarse con una mujer por deber y conformismo social, están sobrerrepresentados entre los hombres con alta deseabilidad social que reconocen parejas concurrentes. Incluso este reconocimiento y estas parejas concurrentes podrían estar motivado por un deseo de “salir del closet”, esto es, de revelar su preferencia sexual oculta. Los presentes datos no permiten derivar estas afirmaciones como deducciones. Son afirmaciones conjeturales que requieren futuros estudios con instrumentos que evalúen estos aspectos (Gochros, J., 1989; Singh, S. et al., 2015).

Se formuló como segundo objetivo valorar las propiedades de distribución, discriminabilidad y consistencia interna de los 12 ítems sobre frecuencia de relaciones y número de parejas concurrentes que integran la EFN\_PC. Se esperaba que el valor modal fuese 0 —ninguna y nunca— y presencia de casos atípicos de alta frecuencia de relaciones y muchas parejas concurrentes en la distribución en los ítems, lo que genera fuerte asimetría positiva —cola larga a la derecha— y platicurtosis —colas engrosadas—. Los 12 ítems presentaron la distribución esperada, lo que puede dificultar que muestren discriminabilidad, consistencia interna y valor estructural. No obstante, los 12 fueron discriminativos al diferenciar al grupo de puntuación altas y bajas en EFN\_PC. Además, mostraron consistencia interna, salvo los ítems sobre frecuencia y número de amantes del mismo sexo. Debido a su buen desempeño en el análisis factorial, su contenido, tener correlaciones mayores que .25 con el resto de la escala y no afectar sustancialmente a la consistencia interna total, estos dos ítems se retuvieron.

El tercer objetivo fue explorar la estructura factorial de los 12 ítems de la EFN\_PC. Se adelantaron dos posibles soluciones: de dos factores por el sexo de la pareja concurrente —contrario o mismo sexo— o de tres factores por la relación entablada —comercial con sexoservidores, lúdica con aventuras pasajeras o de vínculo con amantes—. El modelo de tres factores por el tipo de relación entablada no se validó. Por el contrario, el modelo de dos factores por el sexo de la

pareja concurrente se sostuvo en cuanto a su número de factores por el criterio de Velicer —media mínima de las correlaciones parciales al cuadrado— y el criterio de Velicer revisado —a la cuarta potencia—. Además, se sostuvo en cuanto a la integración de los factores por la configuración de los mismos en la matriz de patrones y estructural, por la validez convergente y discriminante e índices de ajuste al ser especificado un modelo de dos factores correlacionados.

Se enunció como cuarto objetivo contrastar la invarianza factorial del modelo entre ambos sexos. Se validó el modelo de dos factores —parejas concurrentes del mismo sexo y del sexo contrario— en ambos sexos, al presentar los modelos sin constricciones y con constricciones en los pesos de medida un ajuste bueno y equivalente entre sí. No obstante, no fue estrictamente invariante, ya que hubo diferencias significativas en estimaciones y en la bondad de ajuste de los modelos con restricciones en las varianzas-covarianzas y en los residuos de medida. Estos dos últimos modelos tuvieron valores de mal ajuste en algunos índices, y presentaron un ajuste diferencialmente peor que los dos modelos anteriores. En relaciones concurrentes con el sexo contrario, las relaciones con sexoservidores fueron mucho más representativas en hombres que en mujeres. Esta diferencia resulta comprensible desde la mayor tolerancia social hacia la infidelidad masculina que hacia la infidelidad femenina, especialmente si se da en la forma de una relación comercial, al justificarse como menos dañina para la estabilidad marital (Birch, P., 2015). Otro parámetro diferencial fue la correlación entre ambos factores, la cual fue mayor en mujeres que en hombres. La mayor separación o disociación entre lo homosexual y heterosexual en hombres puede ser explicada por la homofobia cultural que recae más sobre los hombres; la infidelidad masculina está más tolerada, siempre que sea con mujeres, pero es incluso más estigmatizada que la femenina si se da con hombres (Rasmussen, K. et al., 2017). Además, esta menor correlación en hombres es concordante con el hallazgo antes mencionado en relación con la deseabilidad social, en cuanto que hay un subgrupo de hombres con relaciones concurrentes exclusivamente homosexuales, frente al resto de los hombres cuyas parejas concurrentes muy raramente son del mismo sexo. El hombre al ser infiel tiende a serlo exclusivamente con mujeres, salvo que sea un “homosexual casado”, ya que en ese caso tenderá a serlo exclusivamente con hombres (Gochros, J., 1989). Finalmente, los residuos del factor de relaciones concurrentes con personas del mismo sexo fueron más grandes y más homogéneos en mujeres, lo que indica que este factor es menos característico de la conducta sexual concurrente en la mujer. El factor es más significativo en hombres, probablemente por el subgrupo de hombres con relaciones concurrentes exclusivamente homosexuales. Además, este factor es disparejo en el peso de sus indicadores, ya que los hombres casados tienden más al sexo comercial y aventuras pasajeras que a tener amantes masculinos (Singh, S. K. et al., 2015).

El quinto objetivo formulado fue comparar la tendencia central en puntuación total y factores de la EFN\_PC entre ambos sexos. Conforme a la expectativa (Consulta Mitofsky, 2004; Laumann, E. et al., 1994; Twenge, J. et al., 2015; Wiederman, M., 1997), el promedio de los hombres fue mayor que el de las mujeres en la puntuación total y en los dos factores. El tamaño del efecto fue pequeño, salvo en el factor de parejas concurrentes del mismo sexo, que fue trivial. Esta asociación con el sexo masculino fue sustantiva aun controlando el efecto de la deseabilidad. Por tanto, al usarse la puntuación suma del factor de parejas concurrentes del mismo sexo, se evidencia como significativa la diferencia esperada entre ambos sexos, cuando el porcentaje o los ítems tomados individualmente no son capaces de revelar. Esta expectativa se fundamenta en el hecho de que, aunque la diferencia en la frecuencia de fantasías y deseos homosexuales entre ambos sexos no es significativa, sí lo es la diferencia en frecuencia de conductas homosexuales manifiestas (Valentova, J. y M. Varella, 2016).

El sexto objetivo fue comprobar la validez de constructo, tomando como criterios una escala de infidelidad sexual y la frecuencia de relaciones sexuales con la pareja y de masturbación. Con la escala de infidelidad sexual se esperaba una correlación positiva con una fuerza de asociación muy fuerte, ya que ambas escalas miden el mismo constructo (Romero, A. et al., 2007). Esta expectativa se confirmó en la correlación entre las puntuaciones totales. Con el factor de parejas concurrentes de distinto sexo se aproximó la correlación positiva a .70. No obstante, la correlación positiva y significativa con el factor de parejas concurrentes de mismo sexo fue débil. Con una menor frecuencia de relaciones sexuales con la pareja y una mayor frecuencia de masturbación se esperaban asociaciones moderadas o débiles. También se cumplieron las expectativas tanto con la puntuación total como con los dos factores de la EFN\_PC. En la medida en que se busca sexo fuera de la pareja, las relaciones con la pareja disminuyen, ya que la energía sexual se canaliza hacia fuera de la pareja (Barbaro, N., M. Pham y T. Shackelford, 2015). Por otra parte, la masturbación puede actuar como incentivo y motivación de las relaciones concurrentes ante el aburrimiento o insatisfacción con la pareja, o puede aparecer como una modalidad de infidelidad virtual ante la universalidad y amplio uso de las nuevas tecnologías en comunicación (Blanc, G., 2018). Desde estos argumentos, la asociación del sexo con parejas concurrentes aparece más clara y justificada con la reducción de las relaciones sexuales con la pareja que con el aumento de la frecuencia de masturbación, lo que fue corroborado por los datos. Cabe señalar que a estas últimas correlaciones significativas podrían subyacer terceras variables, como insatisfacción marital (McDaniel, B., M. Drouin, y J. Cravens, 2017) y búsqueda de sensaciones sexuales (Li, D. y L. Zheng, 2017), y finalmente resultar espurias al ser controladas.

El séptimo objetivo fue determinar el impacto de la deseabilidad social sobre las puntuaciones en la EFN\_PC. La fuerza de la asociación fue débil y debida al factor de manejo de la impresión. Al controlar este factor, las correlaciones de validez concurrente siguieron siendo significativas, por lo que son sustantivas ante este sesgo de respuesta, lo que proporciona mayor validez a la escala.

Al emplearse un muestreo de rutas al azar, una limitación de las inferencias es que solo son válidas para personas casadas o cohabitantes con una pareja del sexo contrario que residen en Monterrey, Nuevo León, México, en los meses de muestreo, de enero a mayo de 2014. Con la debida precaución se podrían generalizar o usar como hipótesis para poblaciones afines, esto es, urbanas de cultura latina, o hacia el futuro. Otra segunda limitación del estudio es un diseño *ex post facto* transversal, por lo que los datos no permiten inferencias causales, ni estimar la confiabilidad temporal de las puntuaciones, ni la estabilidad temporal de la estructura factorial.

Se concluye que en parejas casadas o en unión libre con una pareja del sexo contrario residentes en Monterrey, el promedio de relaciones sexuales con la pareja se ubica entre una y dos veces a la semana; seis de cada 10 hombres y tres de cada 10 mujeres reportan haberse masturbado en el último año; y aproximadamente una de cada cuatro personas han tenido al menos una pareja concurrente, sin diferencias entre casados y cohabitantes. El sexo actúa sobre la conducta sexual con parejas concurrentes como un factor de riesgo; ser hombre triplica la probabilidad de pareja concurrente en comparación con ser mujer. La mayoría de estas parejas concurrentes son heterosexuales. Solo tres de cada 100 han tenido una pareja concurrente del mismo sexo. Los 12 ítems de la Escala de Frecuencia y número de parejas concurrentes son discriminativos y 10 de ellos muestran consistencia interna. Aunque los ítems sobre frecuencia y números de amantes del mismo sexo presentan debilidades en su consistencia interna, pueden ser retenidos por su papel en la configuración del modelo factorial. La distribución de los ítems es asimétrica positiva y leptocúrtica. Con estos 12 ítems se define una estructura de dos factores correlacionados: por una parte, está el factor de parejas concurrentes de distinto sexo; y por otra, el factor de parejas concurrentes del mismo sexo. Ambos factores muestran consistencia interna, así como validez convergente y discriminante. El ajuste a los datos de este modelo bifactorial es bueno. No resulta estrictamente invariante por sexo, pero resulta válido para mujeres y hombres. Como se esperaba, la tendencia central en puntuación total y factores es mayor en hombres que en mujeres. La escala muestra validez de constructo concurrente al presentar correlación positiva y muy fuerte con la escala de infidelidad sexual de Angélica Romero et al. (2007); correlación negativa y moderada con frecuencia de relaciones sexuales con la pareja; y correlación positiva y débil con frecuencia de masturbación. El impacto de la deseabilidad social es pequeño y debido al manejo de la impresión, siendo la

varianza compartida menor de tres por ciento. Al controlar la deseabilidad social, las correlaciones para establecer la validez concurrente son sustantivas, así como las diferencias entre ambos sexos. Además, esta variable de sesgo revela que entre los hombres con parejas concurrentes hay un subgrupo de hombres con alta deseabilidad social que tienen parejas concurrentes exclusivamente homosexuales, lo que sugiere una tendencia sexual oculta ante la homofobia cultural que recae más sobre el hombre que sobre la mujer.

Se sugiere el uso de la EFN\_PC para el estudio de las parejas concurrentes en parejas casadas o cohabitantes con una pareja del sexo contrario. La escala también se podría validar y ser útil en el estudio en parejas homosexuales. Se sugiere estudiar la estabilidad de las puntuaciones y de la estructura factorial.

## Bibliografía

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.

Barbaro, Nicole, Michael N. Pham y Todd D. Shackelford, 2015, "Solving the problem of partner infidelity: Individual mate retention, coalitional mate retention, and in-pair copulation frequency", *Personality and Individual Differences*, vol. 82, núm. 1, pp. 67-71.

Baucom, Donald H., Kimberly Z. Pentel, Kristina Coop Gordon y Douglas K. Snyder, 2017, "An integrative approach to treating infidelity in couples", en Jennifer Fitzgerald (ed.), *Foundations for couples' therapy*, Oxon, UK, Taylor & Francis, pp. 206-215.

Birch, Philip, 2015, *Why men buy sex: Examining sex worker clients*, New York, NY, Routledge.

Blanc, Gonzalo Aza, 2018, "Internet infidelity in the cultural framework of Spain", en Sanjeev P. Sahni y Garima Jain (eds.), *Internet infidelity*, Singapore, Springer, pp. 85-104.

Byrne, Barbara M., 2016, *Structural equation modelling with AMOS basic concepts, applications, and programming*, 3rd ed., New York, Routledge.

Consulta Mitofsky, 2004, *Primera encuesta nacional sobre sexo*. Disponible en: <http://consulta.mx/index.php/estudios-e-investigaciones/mexico-opina/item/654-primera-encuesta-nacional-sobre-sexo> (Recuperado el 5 de junio de 2017.)

Das, Aniruddha, 2007, "Masturbation in the United States", *Journal of Sex and Marital Therapy*, vol. 33, núm. 4, pp. 301-317.

Driemeyer, Wiebke, Erick Janssen, Jens Wiltfang y Eva Elmerstig, 2017, "Masturbation experiences of Swedish senior high school students: gender differences and similarities", *The Journal of Sex Research*, vol. 54, núm. 4-5, pp. 631-641.

Espinoza, Alejandra Viridiana, Fredi Everardo Correa y Luis Felipe García y Barragán, 2014, "Percepción social de la infidelidad y estilos de amor en la pareja", *Enseñanza e Investigación en Psicología*, vol. 19, núm. 1, pp. 135-147.

Fornell, Claes y David F. Larcker, 1981, "Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error", *Journal of Marketing Research*, vol. 18, núm. 1, pp. 39-50.

Frisco, Michelle L., Marin R. Wenger y Derek A. Kreager, 2017, "Extradysadic sex and union dissolution among young adults in opposite-sex married and cohabiting unions", *Social Science Research*, vol. 62, núm. 1, pp. 291-304.

Gerressu, Makeda, Catherine H. Mercer, Cynthia A. Graham, Kaye Wellings y Anne M. Johnson, 2008, "Prevalence of masturbation and associated factors in a British national probability survey", *Archives of Sexual Behavior*, vol. 37, núm. 2, pp- 266-278.

Gochros, Jean Schaar, 1989, *When husbands come out of the closet*, New York, NY, Haworth Press.

Huang, Claire E., Susan L. Cassels y Rachel L. Winer, 2015, "Self-reported sex partner dates for use in measuring concurrent sexual partnerships: correspondence between two assessment methods", *Archives of Sexual Behavior*, vol. 44, núm. 3, pp. 873-883.

Krumpal, Ivar, 2013, "Determinants of social desirability bias in sensitive surveys: A literature review", *Quality & Quantity*, vol. 47, pp. 2025–2047.

Labrecque, Lindsay T. y Mark A. Whisman, 2017, "Attitudes toward and prevalence of extramarital sex and descriptions of extramarital partners in the 21st century", *Journal of Family Psychology*, vol. 31, núm. 7, pp. 952-957.

Laumann, Edward O., John H. Gagnon, Robert T. Michael y Stuart Michaels, 1994, *The social organization of sexuality: Sexual practices in the United States*, Chicago, University of Chicago Press.

Li, Diandian y Lijun Zheng, 2017, "Relationship quality predicts online sexual activities among Chinese heterosexual men and women in committed relationships", *Computers in Human Behavior*, vol. 70, núm. 1, pp. 244-250.

McDaniel, Brandon T., Michelle Drouin, y Jaclyn D. Cravens, 2017, "Do you have anything to hide? Infidelity-related behaviors on social media sites and marital satisfaction", *Computers in Human Behavior*, vol. 66, núm. 1, pp. 88-95.

Moral, José, 2011, "Frecuencia de relaciones sexuales en parejas casadas: diferencias entre hombres y mujeres", *Estudios sobre las Culturas Contemporáneas*, vol. 27, núm. 33, pp. 45-76.

Moral, José, 2012, "Frecuencia y balance de emociones al masturbarse en estudiantes universitarios", *Sexología*, vol. 17, núm. 2, pp. 20-35.

Moral, José, Cirilo Humberto García y César Jesús Antona, 2012, "Traducción y validación del Inventario Balanceado de Deseabilidad Social al Responder en una muestra probabilística de estudiantes universitarios mexicanos", *Revista de Psicología GEPU*, vol. 3, núm. 2, pp. 20-32.

Rasmussen, Kyler R., Joshua B. Grubbs, Kenneth I. Pargament y Julie J. Exline, 2017, "Social desirability bias in pornography-related self-reports: The role of religion", *The Journal of Sex Research*, vol. 55, núm. 3, pp. 381-394.

Roddy, McKenzie K., Karen Rothman, Larisa N. Cicila y Brian D. Doss, 2018, "Why do couples seek relationship help online? Description and comparison to in-person interventions", *Journal of Marital and Family Therapy*, pp. 1-12. Disponible en: <https://doi.org/10.1111/jmft.12329> (Recuperado el 5 de junio de 2017)

Romero, Angélica, Sofía Rivera y Rolando Díaz-Loving, 2007, "Desarrollo del inventario multidimensional de infidelidad (IMIN)", *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, vol. 23, núm. 1, pp. 121-147.

Schrödera, Jette y Claudia Schmiedeberg (2015). "Effects of relationship duration, cohabitation, and marriage on the frequency of intercourse in couples: Findings from German panel data", *Social Science Research*, vol. 52, núm. 1, pp. 72-82.

Shulman, Elizabeth P., K. Paige Harden, Jason M. Chein y Laurence Steinberg, 2015, "Sex differences in the developmental trajectories of impulse control and sensation-seeking from early adolescence to early adulthood", *Journal of Youth and Adolescence*, vol. 44, núm. 1, pp. 1-17.

Singh, Shri Kant, Nidhi Sharma, Nima Tshering y Ankita Siddhanta, 2015, "Living a dual life: Multiplicity of sexual risks among men who have sex with men 'and' women in Bhutan", *Journal of AIDS and HIV Infections*, vol. 1, núm. 2, pp. 203-211.

Theiss, Jennifer A., 2016, *Frequency of sexual relations in marriage*, Hoboken, NJ, Wiley Online Library.

Twenge, Jean M., Ryne A. Sherman y Brooke E. Wells, 2015, "Changes in American adults' sexual behavior and attitudes, 1972-2012", *Archives of Sexual Behavior*, vol. 44, núm. 8, pp. 2273-2285.

Valentova, Jaroslava Varela y Marco Antonio Corrêa Varela, 2016, "Further Steps toward a truly integrative theory of sexuality", *Archives of Sexual Behavior*, vol. 45, núm. 3, pp. 517-520.

Whisman, Mark A. y Douglas K. Snyder, 2007, "Sexual infidelity in a national survey of American women: differences in prevalence and correlates as a function of method of assessment", *Journal of Family Psychology*, vol. 21, núm. 2, pp. 147-154.

Wiederman, Michael W., 1997, "Extramarital sex: Prevalence and correlates in a national survey", *Journal of Sex Research*, vol. 34, núm. 2, pp. 167-174.

## Anexo

Cuestionario de conducta sexual para personas casadas o que cohabitan.

**En el último año, ¿con qué frecuencia ha tenido relaciones sexuales con su pareja?**

- Ninguna vez ( )
- Menos de una vez al mes ( )
- Al menos, una vez al mes ( )
- Al menos, una vez a la semana ( )
- Varias veces a la semana ( )

**En el último año, ¿con qué frecuencia se ha masturbado a solas?**

- Ninguna vez ( )
- Menos de una vez al mes ( )
- Al menos, una vez al mes ( )
- Al menos, una vez a la semana ( )
- Varias veces a la semana ( )

**Durante su matrimonio ¿con qué frecuencia ha tenido sexo en las siguientes situaciones y con cuántas personas? Indique la frecuencia y el número considerando los siguientes valores numéricos.**

Frecuencia	Número de parejas
0. Nunca	0. Ninguna
1. Una o dos veces	1. Una
2. Varias veces	2. De dos a cuatro
3. Con frecuencia	3. De cinco a 10
4. Con mucha frecuencia	4. Más de 10

	Frecuencia	Número de parejas
Prostitutas o sexoservidores del sexo contrario al suyo		
Prostitutas o sexoservidores del mismo sexo		
Aventuras pasajeras del sexo contrario al suyo		
Aventuras pasajeras del mismo sexo		
Amantes del sexo contrario al suyo		
Amantes del mismo sexo		

Fuente: elabora por el autor.