



Salud & Sociedad

E-ISSN: 0718-7475

saludysociedad@ucn.cl

Universidad Católica del Norte

Chile

MORAL DE LA RUBIA, JOSÉ  
DIFERENCIAS EN SATISFACCIÓN CON LA RELACIÓN ENTRE VARIABLES  
DEMOGRÁFICAS Y RELIGIOSIDAD  
Salud & Sociedad, vol. 6, núm. 2, mayo-agosto, 2015, pp. 122-137  
Universidad Católica del Norte  
Antofagasta, Chile

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=439742867002>

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

redalyc.org

Sistema de Información Científica

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

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

# DIFERENCIAS EN SATISFACCIÓN CON LA RELACIÓN ENTRE VARIABLES DEMOGRÁFICAS Y RELIGIOSIDAD

## DIFFERENCES IN RELATIONSHIP SATISFACTION ACROSS DEMOGRAPHIC VARIABLES AND RELIGIOSITY

Recibido: 19 de Marzo del 2015 | Aceptado: 25 de Junio del 2015

JOSÉ MORAL DE LA RUBIA <sup>1</sup>

(UNIVERSIDAD AUTÓNOMA DE NUEVO LEÓN, Nuevo León, México)

### RESUMEN

**INTRODUCCIÓN:** La tendencia central de la satisfacción con la relación y su asociación con variables poblacionales se suelen estimar usando muestreos no probabilísticos. **OBJETIVOS:** describir la distribución de la Escala de Valoración de la Relación (RAS) de Hendrick en población general de la ciudad de Monterrey, México; estudiar su asociación con variables demográficas y de religiosidad; especificar un modelo predictivo; y contrastar su invarianza entre ambos sexos. **METODO:** Se empleó un muestreo probabilístico, usando el método de rutas aleatorias, y se aplicó la RAS a 431 mujeres y 376 hombres. **RESULTADOS:** La distribución de la RAS presentó asimetría negativa. La RAS mostró diferencia entre personas casadas y en unión libre, pero no entre ambos sexos; correlacionó con el número de hijos, convicción religiosa, práctica religiosa, escolaridad, ingresos económicos y estatus laboral; y fue independiente de la edad y años de relación. Con buen ajuste e invarianza entre ambos sexos, estar casado, menor número de hijos y mayor práctica religiosa predijeron mayor satisfacción con la relación. **CONCLUSION:** la escala debe ser baremada por cuantiles, requiriendo baremos diferenciales por estado civil, pero no por sexo. Un modelo integrado sólo por variables demográficas y de religiosidad tiene capacidad predictiva pequeña.

**PALABRAS CLAVES:** Estado civil, religiosidad, satisfacción con la relación, sexo.

### ABSTRACT

**INTRODUCTION:** Central tendency of satisfaction with the relationship and its association with population variables tend to be measured by means of nonprobability sampling. **OBJECTIVES:** 1. Describe the distribution of Hendrick's RAS in the general population of Monterrey city, Mexico. 2. Study the association of such distribution across demographic variables and religiosity. 3. Specify a predicting model for satisfaction with the relationship. 4. Contrast its invariance in both sexes. **METHOD:** A probability sampling was employed, using the random routes method. Also, the RAS was applied to 431 women and 376 men. **RESULTS:** The RAS distribution resulted in negative asymmetry. This scale registered differences between married couples and non-married couples, but not between sexes. It correlated with number of children, religious orientation, religious practice, school level, economic income and occupational status, but was independent from age and years of relationship. With invariance between both sexes, being married, less number of children and more religious practice predicted higher satisfaction with the relationship. **CONCLUSION:** The scale should be divided by quantiles, requiring different scales for marital status but not for sex. An integrated model consisting only of demographic variables and religiosity has a small predicting capacity.

**KEY WORDS:** Marital status, religiosity, satisfaction with the relationship, sex.

<sup>1</sup>. Afiliado a la Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León. c/Dr. Carlos Canseco 110. Col. Mitras Centro. C.P. 64460. Monterrey, Nuevo León, México. Tel. 8183338233. Ext. 423. Fax. Ext. 103. E-mail: jose\_moral@hotmail.com.

## INTRODUCCIÓN

La actitud o juicio valorativo hacia la relación y la pareja es englobada bajo el término de satisfacción con la relación, y es considerada uno de los predictores principales de estabilidad de la pareja (Hirschberger, Srivastava, Marsh, Cowan, & Cowan, 2009). La evaluación de la satisfacción se puede realizar por medio de escalas unidimensionales y breves, que tienen correlaciones muy altas con las escalas multidimensionales de ajuste diádico y de calidad de la relación (Gottman & Notarius, 2002).

Entre los instrumentos unidimensionales de satisfacción con la relación sobresale la Escala de Valoración de la Relación (Relationship Assessment Scale [RAS]; Hendrick, 1988), al ser el más ampliamente usado y estudiado en la evaluación de parejas (Gottman & Notarius, 2002). La RAS se halla validada en México, reportándose consistencia interna buena y unidimensionalidad (Moral, 2008; Sáenz, 2014).

En una muestra no probabilística de 100 parejas heterosexuales casadas o en unión libre ( $n = 200$ ), reclutada en la ciudad de Monterrey en México, Moral (2008) reportó que la distribución de la RAS es asimétrica positiva y no se ajusta a una curva normal; en un rango de 7 a 35, se obtuvo una media de 29.34 y una desviación estándar de 4.49. La RAS no presentó diferencia significativa de tendencia central entre ambos. En una muestra no probabilística de 305 parejas heterosexuales casadas o en unión libre ( $n = 610$ ), reclutada en la misma ciudad, Sáenz (2014) también observó que la distribución de la RAS muestra asimetría negativa y falta de ajuste a una curva normal; en un rango de 1 a 5, obtuvo una media de 4.17 y una desviación estándar de 0.59. La tendencia central de ambos sexos fue estadísticamente equivalente en la RAS.

Se ha señalado que las mujeres se quejan de menor satisfacción con la relación

que los hombres; no obstante, el estudio de meta-análisis de Jackson, Miller, Oka y Henry (2014) reveló que este efecto significativo de tamaño muy pequeño era atribuible a las muestras clínicas. Una menor satisfacción con la relación se ha relacionado con mayor edad (Britt, Grable, Goff, & White, 2008; Dellner, 2008), más años de relación (Dellner, 2008; Hendrick, Dicke, & Hendrick, 1998), mayor número de hijos (Carlson, Barden, Daire, & Greene, 2014; Dinkel & Balck, 2005; Twenge, Campbell, & Foster, 2003; Wendorf, Lucas, Imamoglu, Weisfeld, & Weisfeld, 2011), menor escolaridad (Britt et al., 2008; Dinkel & Balck, 2005), menores ingresos económicos (Carlson et al., 2014; Glenwright & Fowler, 2013), mayor religiosidad (Ahmadi, Azad-Marzabadi, & Nabipoor, 2008; Glenwright & Fowler, 2013), así como peor estatus laboral (Bodenmann, Ledermann, & Bradbury, 2007). Estas correlaciones suelen ser bajas ( $< .30$ ), destacando el efecto del número de hijos y la religiosidad (Wendorf et al., 2011).

Aunque existe dos estudios previos realizados con la RAS en población general de la ciudad de Monterrey, estos han empleado muestras no probabilísticas y sólo han reportado la relación de la RAS con el sexo, pero no con otras variables demográficas ni con la religiosidad. Así, la presente investigación en población general de Monterrey tiene como objetivos: describir la distribución de la RAS, estudiar su relación con variables demográficas (sexo, edad, estado civil, años de relación, número de hijos, escolaridad, ingresos económicos y ocupación laboral) y con la religiosidad (afiliación, convicción y frecuencia de práctica); especificar y contrastar el ajuste de un modelo predictivo de satisfacción con la relación por medio de las variables demográficas y de religiosidad; y contrastar la invarianza del dicho modelo entre ambos sexos.

Conforme a los estudios publicados, se espera: asimetría negativa en la distribución de la RAS, correspondiendo su promedio a

una respuesta de satisfacción con la relación; equivalencia de medias de la RAS entre ambos sexos, pero diferencia significativa entre personas en unión libre y casadas; las medias más bajas en desempleados y trabajadores manuales; y menor satisfacción a mayor edad, más años de relación, más hijos, menor escolaridad, menores ingresos, menor convicción y práctica religiosa; un modelo con potencia explicativa limitada, destacando el número de hijos y la práctica religiosa entre sus predictores; e invarianza del modelo entre ambos sexos. Entre los alcances del estudio se tiene el empleo de un muestreo probabilístico y de técnicas de análisis adecuadas para la escala de medida y la distribución de cada variable.

## MÉTODO

### 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 Monterrey, saber leer y escribir y prestar el consentimiento informado. Los criterios de eliminación fueron: cuestionario incompleto e informar que la pareja estuvo presente al momento de ser contestado.

En el último censo de población y viviendo, la población de la ciudad de Monterrey fue de 1, 135,550 individuos; la población adulta representa dos tercios de la pirámide poblacional, con lo que 750,000 regiomontanos son adultos; entre los adultos, 55.7% están casados o en unión libre, 34.6% solteros, 5% viudos, 2.8% separados y 1.9% divorciados, con lo que la población objeto de estudio se reduciría a 417,750 adultos (Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática [INEGI], 2011). Si se desea estimar la media de la RAS con una desviación estándar esperada de 4.49 en un rango de 7 a 35 (Moral, 2008) y con un error absoluto de estimación de 0.31, se requeriría una muestra de 806 individuos. Se requeriría este mismo tamaño de muestra, si la desviación estándar

esperada fuese 0.59 en un rango de 1 a 5 (Sáenz, 2014) y el error absoluto sería 0.04.

Se empleó un muestreo probabilístico usando el método de las rutas aleatorias. De forma aleatoria se seleccionaron 80 direcciones de la ciudad a partir de la Guía Roji (2 por cada encuestador). Cada dirección se tomó como punto de partida de un itinerario. En cada itinerario se recolectó 10 unidades. Se pretendía que fueran 5 mujeres y 5 hombres independientes, uno por casa participante. El encuestador tocaba el timbre o puerta de la casa. Si esta era abierta, se presentaba el entrevistador como un ayudante de investigación, se informaba de los objetivos del estudio (estudio sobre dinámica de la vida marital o de convivencia por medio de un cuestionario), del responsable del mismo (autor del artículo) y criterios de inclusión. Si la persona deseaba participar voluntariamente y satisfacía los criterios de inclusión, se dejaba un cuestionario para recogerlo media hora después o cuando lo indicase la persona. Se instruía que debía contestarlo a solas, sin que su pareja leyese las preguntas o respuestas. Al recogerlo se preguntaba si la pareja había estado presente a la hora de contestar y había visto sus contestaciones. En caso de que no, se revisaba que estuviera todo contestado; si había preguntas vacías, se pedía amablemente que se respondiesen. En caso de que sí, no se incluía en la base de datos.

Los entrevistadores fueron alumnos de primer semestre de la facultad de psicología de la universidad Autónoma de Nuevo León que cursaban la materia de Investigación en Psicología. Recibieron entrenamiento por parte del responsable del proyecto de investigación para coleccionar los casos y fueron compensados con puntos extras en su calificación. La muestra fue reclutada de enero a mayo de 2014.

Se analizó una muestra de 807 participantes voluntarios con todos sus datos completos, 431 (53.4%) mujeres y 376 (46.6%) hombres, siendo

estadísticamente equivalente la frecuencia de ambos sexos (prueba binomial:  $p = .057$ ). Con respecto al estado civil, 727 (90%) de los 807 participantes indicaron estar casados y 80 (10%) en unión libre. La media de años de matrimonio o vivir en unión libre fue 11.61 ( $DE = 9.33$ ), variando de 6 meses a 43 años. De los 807 encuestados, 677 (84%) dijeron tener hijos y 130 (16%) no tenerlos. La media de hijos fue 1.99 ( $DE = 1.303$ ), variando de 0 a 9.

La media de edad fue 35.40 años ( $DE = 10.41$ ) y la mediana 34, variando de 18 a 94 años. La mediana de escolaridad ( $Mdn = 2$ ) correspondió a secundaria (de 7 a 9 años de escolaridad) y la media ( $M = 2.544$ ) quedó entre estudio de secundaria y media superior (en torno a 10 años de escolaridad). Con un perfil diferencial entre ambos sexos ( $\chi^2[7, N = 807] = 263.671, p < .001$ ), la ocupación más frecuente entre las mujeres fue ama de casa (45.7%), seguida de empleada técnica (con requisito de un título de enseñanza media superior o secundaria técnica) (18.3%) y empleada manual o de servicios generales (11.4%); y entre los hombres, empleado técnico (34%), seguido de empleado manual o de servicios generales (21.5%) y empleado profesional (con requisito de título universitario) (21.1%). La mediana y la media de ingreso mensual de la familia correspondieron al rango de 6,000 a 11,999 pesos. Con respecto a la afiliación religiosa, 662 (82%) de los 807 participantes dijeron ser cristianos católicos, 76 (9.4%) cristianos no católicos, 13 (1.6%) pertenecer a otras religiones y 56 (6.9%) no pertenecer a ninguna.

El INEGI (2011), en la población de Monterrey, reportó 98 hombres por cada 100 mujeres, una mediana de 30 años de edad que sube a 34 al eliminar al 31% de la población menor de 18 años, una media de 9.5 años de escolaridad, una media de ingresos mensuales de 6,700 pesos mexicanos, una media de 2 hijos, afiliación religión cristiana católica en el 83.2% de la población, cristiana no católica en el 7.4%, a

otra religión en el 2.5% y a ninguna religión en el 6.9%. Estos datos son estadísticamente equivalentes a los muestrales en frecuencia de sexos ( $\chi^2[1, N = 807] = 1.87, p = .171$ ) y de afiliación religiosa ( $\chi^2[3, N = 807] = 7.13, p = .068$ ) y en la media de hijos ( $t[806] = -0.270, p = .787$ ), y son muy semejantes en las medianas de edad, escolaridad e ingresos.

#### Instrumento

Escala de Valoración de la Relación (RAS; Hendrick, 1988) con la validación en México por Moral (2008). La escala está integrada por 7 ítems tipo Likert que tienen un rango de valores de 1 a 5. La puntuación se obtiene por suma simple de los ítems. Dos ítems están redactados en sentido contrario a satisfacción (ítems 4 y 7). La escala presenta un recorrido potencial de 7 a 35. Una mayor puntuación refleja una mayor satisfacción con la relación de pareja.

Moral (2008) exploró la estructura factorial de los 7 ítems de la RAS que mostraron consistencia interna buena ( $\alpha$  de Cronbach = .81). El número de factores fue uno por el criterio de Kaiser. Tras la extracción del factor por Ejes Principales se explicó el 38.52% de la varianza total. El ajuste a los datos del modelo unidimensional con 7 indicadores fue adecuado por Máxima Verosimilitud:  $\chi^2/gf = 3.08$ ,  $RMSEA = .068$ ,  $GFI = .921$ ,  $AGFI = .982$  y  $CFI = .976$ .

En la presente muestra, la consistencia interna entre los 7 ítems de la RAS fue excelente por el coeficiente alfa ordinal en la muestra conjunta ( $\alpha$  ordinal = .931), en la de mujeres ( $\alpha$  ordinal = .943) y en la de hombres ( $\alpha$  ordinal = .915); y por el coeficiente alfa de Cronbach, fue excelente en la muestra de mujeres ( $\alpha = .912$ ) y buena en la muestra conjunta ( $\alpha = .889$ ) y en la de hombres ( $\alpha = .882$ ).

#### Procedimiento

El estudio fue aprobado en sus aspectos éticos por el Comité de Doctorado de la

Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León (UANL) y 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 (2002).

#### Análisis de datos

En relación con el primer objetivo de describir la distribución de la RAS, se contrastó el ajuste a una curva normal por la prueba de Kolmogorov-Smirnov-Lilliefors, y se calcularon la media ( $M$ ), desviación estándar ( $DE$ ), cuantiles, coeficientes de asimetría ( $S$ ) y curtosis ( $C$ ) de Fisher con sus respectivos errores estándares ( $EE$ ).

En relación con el segundo objetivo de estudiar la relación de la RAS con las variables demográficas y de religiosidad, se contrastó la diferencia de medias en la RAS entre ambos sexos y entre personas casadas o en unión libre, usando la prueba  $t$  de Student para dos muestras independientes. La equivalencia de varianzas se contrastó por la prueba de Levene. El tamaño del efecto se estimó por la  $d$  de Cohen. Valores de  $d < .2$  reflejan un tamaño de efecto trivial, de  $.2$  a  $.49$  pequeño, de  $.5$  a  $.79$  mediano,  $\geq .8$  grande (Ellis, 2010). Se optó por una prueba paramétrica al ser robusta al incumplimiento de normalidad con una variable numérica continua con distribución acampanada y apuntamiento pequeño ( $C/EE < 10$ ) (Sawilowsky & Blair, 1992). La asociación entre el sexo (variable dicotómica) y la RAS (variable numérica) se estimó por la correlación poliserial ( $CPS$ ).

También, en relación con el segundo objetivo, se contrastó la diferencia de medias en la escala entre los grupos por ocupación laboral y afiliación religiosa, usando análisis de varianza de una vía. El supuesto de igualdad de varianzas entre los grupos se contrastó por la prueba de Levene. La asociación entre las variables cualitativas policotómicas (ocupación y religión) y la numérica (RAS) se estimó por el coeficiente eta ( $\eta$ ) y el tamaño del efecto por el coeficiente eta al cuadrado ( $\eta^2$ ). Valores de  $\eta^2 < .015$  reflejan un tamaño de efecto trivial, de  $.015$  a  $.124$  pequeño, de  $.125$  a  $.254$  mediano,  $\geq .255$  grande (Ellis, 2010). Se optó por una prueba paramétrica al ser robusta al incumplimiento de normalidad con variable numérica con distribución acampanada sin apuntamiento excesivo (Khan & Rayner, 2003).

Finalmente, en relación con el segundo objetivo, se estimó la relación lineal entre la RAS con las otras variables demográficas y de religiosidad, usando la correlación poliserial con las variables ordinales (escolaridad, ingresos económicos, convicción religiosa y práctica religiosa) y el correlación de Pearson ( $r$ ) con las numéricas (edad, años de matrimonio o unión libre y número de hijos).

Con respecto al tercer objetivo de predecir la satisfacción con la relación, se especificó un modelo de análisis de sendero desde la matriz de correlaciones heterogéneas (policóricas, poliseriales y de Pearson). Se usó esta técnica porque se predice una variable numérica (RAS) con variables dicotómicas, ordinales y numéricas que presentan colinealidad. Las asociaciones lineales entre dos variables ordinales y entre una dicotómica y una variable ordinal se calcularon por la correlación policórica ( $CPC$ ), entre dos variables numéricas por la correlación de Pearson y entre una numérica y una ordinal o dicotómica por la correlación poliserial. Las correlaciones policóricas y poliseriales se estimaron por el método de 2 pasos para Máxima Verosimilitud. Los valores de  $r$ ,

$CPC$  y  $CPS < .3$  se consideraron correlaciones bajas, de .3 a .49 moderadas, de .5 a .69 altas, de .7 a .89 muy altas y  $\geq .9$  unitarias (Hoffmann, Stover, de la Iglesia, & Fernández, 2013).

La función de discrepancia del modelo se estimó por máxima verosimilitud (ML). La significación de parámetros también se contrastó por el método de percentiles corregidos de sesgo, extrayendo 2,000 muestras (Byrne, 2010). Un porcentaje de varianza explicada de 2 al 12% refleja un tamaño de efecto pequeño de los predictores, de 13 a 25% mediano, de 26 a 49% grande y  $\geq 50\%$  muy grande (Ellis, 2010). Se contemplaron ocho índices de ajuste: prueba chi-cuadrada ( $\chi^2$ ), prueba de muestreo repetitivo de Bollen-Stine ( $p$  de B-S) con la extracción de 2,000 muestras, índice de bondad de ajuste ( $GFI$ ) y su modalidad corregida ( $AGFI$ ), índice normado ( $NFI$ ) y comparativo de ajuste ( $CFI$ ), residuo estandarizado cuadrático medio ( $SRMR$ ) y error de aproximación cuadrático medio ( $RMSEA$ ). Se estipularon como valores de buen ajuste:  $p$  de  $\chi^2$  y  $p$  de B-S  $> .05$ ,  $GFI$ ,  $NFI$  y  $CFI \geq .95$ ,  $AGFI \geq .9$  y  $SRMR$  y  $RMSEA \leq .05$ ; y como valores adecuados:  $p$  de  $\chi^2$  y  $p$  de B-S  $> .01$ ,  $GFI$ ,  $NFI$  y  $CFI \geq .9$ ,  $AGFI \geq .85$ ,  $SRMR \leq .1$  y  $RMSEA \leq .075$  (Byrne, 2010).

En relación con el cuarto objetivo de contrastar la invarianza del modelo entre ambos sexos, se realizó un análisis multigrupo por ML desde las matrices de correlaciones heterogéneas. Se definieron 4 modelos anidados: sin restricciones, con restricciones en los pesos estructurales, en las varianzas-covarianzas estructurales y en los residuos estructurales. Los cálculos se realizaron con SPSS22, menú R 2.3.2, y con AMOS16.

## RESULTADOS

### Descripción de la distribución de la RAS

La distribución de la RAS, con media = 27.80 (IC 95%: 27.45, 28.16) y desviación

estándar = 5.17, mostró asimetría negativa ( $S = -0.87$ ) y apuntamiento ( $C = 0.60$ ), y no se ajustó a una curva normal ( $D = .10$ ,  $p < .001$ ) (véase Tabla 1).

Si se divide el valor suma por el número de ítems sumados (7), se obtiene una puntuación continua en un rango de 1 a 5. Al dividir este rango de valores continuos en 5 intervalos de amplitud constante ( $[Max - Min]/número\ de\ intervalos = [5 - 1]/5 = 0.8$ ), se puede establecer su correspondencia con los 5 valores discretos de respuesta a cada ítem y así facilitar la interpretación de las puntuaciones:  $[1, 1.8] = 1 = \text{"muy insatisfecho"}$ ,  $[1.801, 2.6] = 2 = \text{"insatisfecho"}$ ,  $[2.601, 3.4] = 3 = \text{"término medio"}$ ,  $[3.401, 4.2] = 4 = \text{"satisfecho"}$  y  $[4.201, 5] = 5 = \text{"muy satisfecho"}$ . La media ( $M = 3.97$ , IC 95%: 3.92, 4.02) y la mediana ( $Mdn = 4.14$ ) correspondieron a una respuesta de satisfacción (véase Tabla 1).

Con un rango de 7 a 35, la media y la mediana obtenidas en la presente muestra fueron significativamente menores que las reportadas por Moral (2008) ( $M = 29.34$ , IC 95%: 28.71, 29.97;  $Mdn = 30$ ). Con un error absoluto de estimación de 0.31 y una muestra de 807 participantes, si la media poblacional fuese equivalente a la reportada por Moral (2008), con un intervalo del 95% debería haber quedado en el intervalo [28.73, 29.95].

Con un rango potencial de 1 a 5, también la media ( $M = 3.97$ , IC 95%: 3.92, 4.02) fue significativamente menor que la reportada por Sáenz (2014) ( $M = 4.17$ , IC 95%: 4.17, 4.17). Con un error absoluto de estimación de 0.04 y una muestra de 807 participantes, si la media poblacional fuese equivalente a la reportada por Sáenz (2014), con un intervalo del 95% debería haber quedado en el intervalo [4.09, 4.25].

En un rango de 1 a 5, la media del estudio de Moral (2008) fue 4.19 (IC 95%: 4.10, 4.28) y su desviación estándar 0.64, siendo estadísticamente equivalente ( $p > .05$ ) a la de Sáenz (2014). La media

ponderada de los tres estudios hechos en Monterrey sería 4.07 (IC 95%: 4.04,

4.11), su desviación estándar 0.69 y su error estándar 0.02.

TABLA 1.

Estadísticos descriptivos de la RAS en la muestra conjunta, de mujeres y de hombres.

Estadísticos	Rango de 7 a 35			Rango de 1 a 5		
	Conjunta ( <i>n</i> = 807)	Casados ( <i>n</i> = 727)	Un. libre ( <i>n</i> = 80)	Conjunta ( <i>n</i> = 807)	Casados ( <i>n</i> = 727)	Un. libre ( <i>n</i> = 80)
<i>M</i>	27.80	28.02	25.84	3.97	4	3.69
<i>DE</i>	5.17	5.03	5.97	0.74	0.72	0.85
<i>S</i>	-0.87	-0.82	-0.98	-0.87	-0.82	-0.98
( <i>EE</i> )	(0.09)	(0.09)	(0.27)	(0.09)	(0.09)	(0.27)
<i>C</i>	0.60	0.36	0.90	0.60	0.36	0.90
( <i>EE</i> )	(0.17)	(0.18)	(0.53)	(0.17)	(0.18)	(0.53)
Percentiles	10	21	16.2	3	3	2.31
	20	23	22	3.29	3.43	3.14
	25	25	23	3.57	3.57	3.29
	30	26	24	3.71	3.71	3.43
	40	27	25.4	3.86	4	3.63
	50	29	27	4.14	4.14	3.86
	60	30	28	4.29	4.29	4
	70	31	29	4.43	4.43	4.14
	75	32	29.75	4.57	4.57	4.25
	80	32	31.8	4.57	4.71	4.54
	90	34	32.9	4.86	4.86	4.70

Comparación de medias en la RAS entre ambos sexos

Debido a la importancia de contar con una variable numérica continua para la aplicación de pruebas paramétricas (Lantz, 2013), se usó el rango continuo de 1 a 5. La media de las 431 mujeres ( $M = 3.97$ , IC 95%: 3.90, 4.05) y la de los 376 hombres ( $3.97$ , IC 95%: 3.90, 4.04) fueron estadísticamente equivalentes ( $t[805] = -0.01$ ,  $p = .990$ , asumiendo igualdad de varianza por la prueba de Levene:  $F[430, 375] = 3.80$ ,  $p = .052$ ).

Comparación de medias en la RAS entre personas casadas y en unión libre

La media de las 727 personas que están casadas ( $M = 4$ , IC 95%: 3.95, 4.06) fue significativamente mayor ( $t[805] = 3.61$ ,  $p < .001$ , asumiendo igualdad de varianza por la prueba de Levene:  $F[726, 79] = 2.48$ ,  $p = .116$ ) que la media de las 80 personas que viven en unión libre (3.69, IC 95%: 3.50, 3.88) (véase Tabla 1). El tamaño del efecto del estar o no casado sobre la satisfacción fue pequeño por la  $d$  de Cohen ( $d = 0.43$ ) y

la correlación entre las dos variables fue baja ( $CPS = -.19$ ,  $p < .001$ ).

Comparación de medias en la RAS entre grupos de afiliación religiosa

Las medias de los cuatro grupos de afiliación religiosa fueron estadísticamente equivalentes (ANOVA:  $F[3, 806] = 2.14$ ,  $p = .094$ ; asumiendo igualdad de varianza por la prueba de Levene:  $F[3, 803] = 0.20$ ,  $p = .898$ ). La asociación entre la afiliación religiosa y la satisfacción fue trivial ( $\eta = .09$ ), al igual que el tamaño del efecto ( $\eta^2 = .01$ ). Al hacer comparaciones por pares, usando la prueba de diferencias mínimas significativas de Fisher que asume igualdad de varianzas, hubo dos comparaciones significativas. La media del grupo sin religión fue significativamente menor que la de los cristianos católicos ( $D = -0.22$ ,  $p = .031$ ) y la de los cristianos no católicos ( $D = -0.27$ ,  $p = .035$ ) (véase Tabla 2); no obstante, ninguna de estas dos diferencias serían estadísticamente significativas si se considera la corrección de Bonferroni ( $p/\text{número de comparaciones} = .05/6 = .008$ ).

TABLA 2.

Estadísticos descriptivos de la RAS entre grupos de afiliación religiosa.

Afiliación religiosa	N	RAS		
		M [IC 95%]	DE	Mdn
Cristiana católica	662	3.98 [3.92, 4.03]	0.73	4.14
Cristiana no católica	76	4.03 [3.85, 4.22]	0.81	4.29
Otra	13	4.19 [3.72, 4.66]	0.78	4.43
Ninguna	56	3.76 [3.56, 3.95]	0.73	3.71

Comparación de medias en la RAS entre grupos de ocupación laboral

Las medias de los ocho grupos de ocupación laboral fueron estadísticamente equivalentes (ANOVA:  $F[7, 799] = 2.01$ ,  $p = .051$ ; asumiendo igualdad de varianza por la prueba de Levene:  $F[7, 799] = 0.86$ ,  $p = .535$ ). La asociación entre afiliación religiosa y satisfacción fue baja ( $\eta = .13$ ) y el tamaño del efecto fue pequeño ( $\eta^2 = .02$ ). Al hacer las comparaciones por pares, usando la prueba de diferencias mínimas significativas, 6 de las 28 comparaciones fueron estadísticamente significativas. La media de las personas desempleadas fue

significativamente menor que las medias de las personas con empresa propia ( $D = -0.61$ ,  $p = .001$ ), de las que trabajan en su hogar ( $D = -0.47$ ,  $p = .004$ ), de los estudiantes ( $D = -0.45$ ,  $p = .018$ ), de los empleados técnicos ( $D = -0.43$ ,  $p = .010$ ) y de los empleados profesionales ( $D = -0.40$ ,  $p = .012$ ); a su vez, la media de los empleados manuales fue significativamente menor que la de las personas con empresa propia ( $D = -0.28$ ,  $p = .022$ ) (véase Tabla 3). No obstante, sólo una de estas seis diferencias sería estadísticamente significativa si se considera la corrección de Bonferroni ( $.05/28 = .002$ ).

TABLA 3.

Estadísticos descriptivos de la RAS entre grupos de ocupación laboral.

Ocupación laboral	N	RAS		
		M [IC 95%]	DE	Mdn
Hogar propio	201	4.02 [3.92, 4.13]	0.75	4.14
Estudiante	42	4 [3.76, 4.25]	0.78	4.14
Desempleado	23	3.55 [3.20, 3.91]	0.82	3.43
Jubilado	18	3.91 [3.59, 4.24]	0.65	4.00
Empleado manual	130	3.88 [3.72, 4.04]	0.81	4.00
Empleado técnico	207	3.98 [3.86, 4.11]	0.72	4.14
Empleado profesional	128	3.96 [3.87, 4.04]	0.70	4.14
Empresa propia	58	4.16 [3.97, 4.34]	0.71	4.286

Asociación de la RAS con las variables demográficas numéricas y ordinales

De las siete correlaciones, dos de ellas no fueron significativas (con la edad y con el tiempo de matrimonio o en unión libre). De las cinco correlaciones significativas, cuatro fueron bajas (con el estado civil, número de

hijos, práctica religiosa y convicción religiosa) y las otras dos fueron triviales (con la escolaridad e ingresos). Estar casado, menor número de hijos, mayor frecuencia de práctica religiosa, mayor convicción religiosa, mayor escolaridad y mayor ingreso económico se asocian con mayor satisfacción (véase Tabla 4).

TABLA 4.

Matrices de correlaciones heterogéneas (de Pearson, policóricas y poliseriales).

Variables	Casado	Escolaridad	Ingreso	Hijos	Convicción	Práctica
Escolaridad	-.07(CPC)					
Ingreso	-.07(CPC)	.53(CPC)***				
Hijos	-.16(CPC)	-.31(CPC)***	-.03(CPC)			
Convicción	-.16(CPC)***	.06(CPC)	.04(CPC)	.04(CPS)		
Práctica	-.20(CPC)***	.06(CPC)	.03(CPC)	.07(CPS)	.74(CPC)***	
RAS	-.23(CPS)***	.10(CPS)**	.07(CPS)*	-.18( $\eta$ )***	.15(CPS)***	.16(CPS)***

Notas: N = 807. (CPC) = correlación policórica (CPS) = correlación poliserial. ( $\eta$ ) = correlación de Pearson. Significación bilateral: ns =  $p > .05$ , \*  $p < .05$ , \*\*  $p < .01$  \*\*\*  $p < .001$ . Casado: 1 = Sí y 2 = No.

#### Especificación y contraste del modelo predictivo de satisfacción con la relación

Desde los correlatos demográficos y de religiosidad con la RAS inicialmente se consideraron 6 variables: estar casado, escolaridad, ingresos, número de hijos, convicción religiosa y práctica religiosa. La matriz de correlaciones heterogéneas fue una matriz definida positiva, por lo que se pudo aplicar el método de Máxima Verosimilitud.

Debido a que no se podría definir la variable latente religiosidad con sólo dos indicadores (convicción y práctica) y por la correlación muy alta entre sus dos indicadores ( $CPS = .74$ ,  $p < .001$ ), se optó por incluir en el modelo la variable más correlacionada con la RAS que fue práctica religiosa. La variable dicotómica del estado civil se incluyó como variable manifiesta al igual que la práctica religiosa. Inicialmente, se intentó definir la variable latente estatus socioeconómico con tres indicadores (escolaridad, ingresos y número de hijos), pero la solución resultó no admisible, debido al modelo de medida de este constructo. Se decidió excluir escolaridad por su alta colinealidad con ingresos y número de hijos, y eliminar la variable latente estatus socioeconómico (véase Tabla 4).

Tras estos cambios, para predecir la satisfacción con la pareja, se definió un modelo recursivo con 4 variables exógenas: estar casado, práctica religiosa, ingresos económicos y número de hijos. Se especificaron dos correlaciones, las correlaciones de estar casado con práctica religiosa y número de hijos. Al no ser significativo el peso de predicción de los ingresos ( $\beta = .05$ , IC 95%: -.01, .12,  $p = .123$ ) o en su sustitución el de la escolaridad ( $\beta = .02$ , IC 95%: -.05, .09,  $p = .569$ ), la variable de ingresos se eliminó del modelo.

El modelo recursivo finalmente quedó con tres predictores: estar casado, práctica religiosa y número de hijos. De las tres variables exógenas, el estar casado se especificó correlacionado con práctica religiosa y número de hijos. Todos los parámetros fueron significativos tanto por ML como por el método de percentiles corregidos de sesgo (véase Figura 1). Las tres variables exógenas tuvieron tamaños de efecto pequeños sobre la variable endógena, y se explicó el 12% de la varianza de la satisfacción con la pareja. Todos los índices mostraron buen ajuste (véase Tabla 5).

FIGURA 1.

Modelo predictivo estimado por máxima verosimilitud en la muestra conjunta.

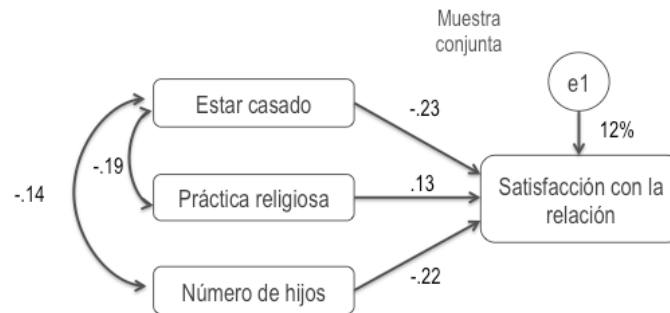


TABLA 5.

Índices de ajuste en el contraste unigrupo y multigrupo.

Índices de ajuste	Unigrupo	Multigrupo (entre ambos sexos)			
		SR	PE	VC	RE
$\chi^2$	3.519	5.246	7.866	11.379	13.587
gl	1	2	5	10	11
p	.061	.073	.164	.329	.257
p de B-S	.057	.069	.147	.308	.240
GFI	.998	.997	.995	.993	.992
AGFI	.978	.968	.981	.987	.985
NFI	.977	.967	.950	.928	.914
CFI	.983	.978	.980	.991	.982
RMSEA	.056	.045	.027	.013	.017
(p de RMSEA $\leq$ .05)	(p = .325)	(p = .483)	(p = .853)	(p = .989)	(p = .987)
SRMR	.022	.035	.035	.038	.037

Método: Máxima verosimilitud. Modelos anidados: SR = sin restricciones, PE = con restricciones en los pesos estructurales, VC = en las varianzas-covarianzas y RE = en los residuos.

Invarianza del modelo entre ambos sexos

Al contrastar la invarianza del modelo entre ambos sexos (contraste multigrupo), los cuatro modelos anidados mostraron soluciones admisibles en las dos muestras y todos los parámetros significativos por ML y

percentiles corregidos de sesgo (véase modelo sin restricciones en las Figuras 2 y 3). Los índices de bondad de ajuste fueron buenos en los cuatro modelos anidados (véase Tabla 5).

FIGURA 2.

Modelo sin restricciones en la muestra de mujeres.

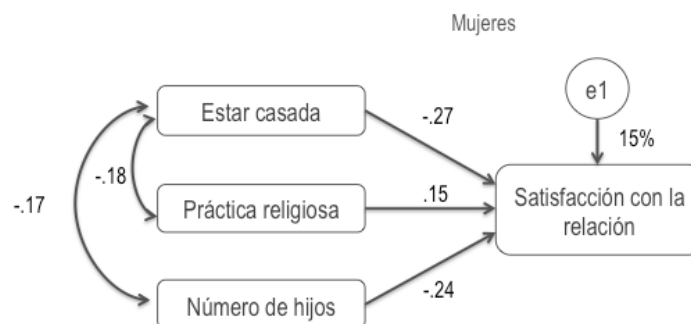
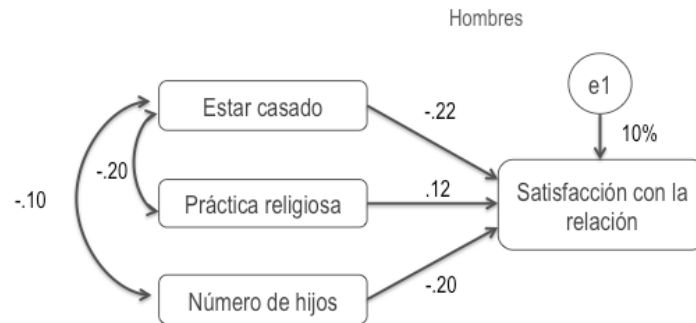


FIGURA 3.

Modelo sin restricciones en la muestra de hombres.



## DISCUSIÓN

Se definió como primer objetivo del estudio describir la distribución de la RAS. En correspondencia con la expectativa (Dinkel & Balck, 2005; Moral, 2008; Sáenz, 2014), la distribución fue asimetría negativa y no se ajustó a un modelo de curva normal, por lo que debe ser baremada por los cuantiles en lugar de la media y la desviación estándar (Fischer & Milfont, 2010). La distribución normal es propia de rasgos adaptativos sometidos a presión evolutiva que permiten una expresión de la singularidad de cada individuo. La distribución con sesgo negativo, hacia las puntuaciones altas, es propia de rasgos con deseabilidad social o presión hacia la conformidad social (Kaplan & Saccuzzo, 2009). Este sesgo es el esperado y se atribuye a una condición de idealización o enamoramiento de la pareja que permite la estabilidad de la relación (O'Rourke & Cappeliez, 2003), así como a lo deseable de un matrimonio feliz ante la mirada de los otros en la cultura latina (Armenta, Sánchez-Aragón, & Díaz Loving, 2014).

Como en los dos estudios previos realizados en Monterrey (Moral, 2008; Sáenz, 2014), se dio una respuesta promedio de satisfacción con la relación; no obstante, la media del presente estudio fue significativamente menor. Este menor promedio se podría atribuir a una mayor proporción de personas de baja escolaridad y bajos ingresos económicos que en los dos

estudios previos realizados en la ciudad de Monterrey, al tener la baja escolaridad y los bajos ingresos económicos un efecto de decremento sobre la satisfacción marital (Britt et al., 2008; Carlson et al., 2014). En la presente muestra, tanto la escolaridad como los ingresos tuvieron correlaciones significativas con la RAS, pero las magnitudes de la asociación lineal fueron triviales, y ambas variables no entraron en el modelo predictivo por falta de peso significativo, por lo tanto no parece una causa muy probable.

En el presente estudio, el 10% de participantes señaló vivir en unión libre; mientras que todos los participantes estaban casados en el estudio de Moral (2008), y el porcentaje de personas en unión libre fue aún mayor (24%) en el estudio de Sáenz (2014) que en el presente estudio, por lo que el efecto de reportar de menor satisfacción entre las personas en unión libre (Hsueh, Morrison, & Doss, 2009; Kim, Capaldi & Crosby, 2007) sobre la media estimada no está claro.

Otra de las causas podría ser el procedimiento de muestreo. En los estudios de Moral (2008) y Sáenz (2014) se realizaron muestreos no probabilísticos. Se señala que los procedimientos de muestreos no probabilísticos suelen incurrir más en sesgos sistemáticos, como incluir a personas más solícitas a participar por conexiones personales con los investigadores o la institución; no obstante,

son los estudios de meta-análisis los que permiten una estimación más exacta del parámetro poblacional y de las fuentes de la heterogeneidad (Botella & Sánchez, 2015). En un rango de 1 a 5, la media ponderada de los tres estudios hechos en Monterrey fue 4.07 que corresponde a una respuesta de satisfacción.

Se definió como segundo objetivo estudiar la relación de la RAS con variables demográficas y de religiosidad. Los presentes datos, al igual que los dos estudios previos realizados de población general de la ciudad de Monterrey (Moral, 2008; Sáenz, 2014), son concordantes con las conclusiones del meta-análisis de Jackson et al. (2014) de igualdad de tendencia central en la escala entre ambos sexos. Así no se requerirían baremos distintos para mujeres y hombres. Probablemente, en una muestra clínica de parejas en crisis, el promedio de la mujeres sea menor que el de los hombres (Jackson et al., 2014).

Díaz-Loving y Sánchez-Aragón (2002) indican que las personas en unión libre suelen mostrar mayor dificultad para manejar conflictos, menor compromiso entre sí, menor duración de la relación y menor satisfacción con la relación; precisamente, una de las razones por la que no desean casarse podrían ser las dudas sobre el compromiso y el amor a largo plazo. Aunque Sáenz (2014) encontró una satisfacción estadísticamente equivalente entre parejas casadas y en unión libre, sí hubo diferencia estadísticamente significativa en el presente estudio, conforme con otras investigaciones (Hsueh et al., 2007; Kim et al., 2007), y resultó la variable más importante en el modelo.

Conforme con las expectativas se halló una menor satisfacción con la relación a mayor número de hijos (Carlson et al., 2014; Dinkel & Balck, 2005; Twenge et al., 2003; Wendorf et al., 2011), menor escolaridad (Britt et al., 2008; Dinkel & Balck, 2005), menores ingresos económicos (Carlson et

al., 2014; Glenwright & Fowler, 2013), así como desempleo y menor estatus laboral (Bodenmann et al., 2007); y, como en las investigaciones citadas, estas correlaciones fueron bajas o triviales ( $< .30$ ). Este conjunto de variables están interrelacionadas y la posible variable latente se podría denominar estatus socioeconómico. El menor estatus socioeconómico actúa como estresor sobre la relación de pareja, debido a los recursos escasos con los que cuenta la familia en una sociedad consumista, en la cual los padres tienen como objetivo proporcionar a sus hijos mejores oportunidades de desarrollo (Maisel & Karney, 2012).

Asimismo, conforme a estudios previos (Ahmadi et al., 2008; Glenwright & Fowler, 2013; Hunler & Gencoz, 2005), mayor práctica religiosa y mayor convicción religiosa se asociaron con mayor satisfacción con la pareja, teniendo la práctica religiosa mayor asociación, por la mayor implicación y refuerzo de los valores por parte de la comunidad. Los valores religiosos de una unión de por vida sancionada por Dios dan una mayor estabilidad a la relación (Glenwright & Fowle, 2012).

La satisfacción no correlacionó con la edad ni con el tiempo de relación, aunque se esperaba una asociación significativa, baja e inversa (Britt et al., 2008; Dellner, 2008; Hendrick et al., 1998). Algunos autores han planteado una relación de parábola inversa, con mayor satisfacción en el adulto joven y en el adulto mayor y menor satisfacción en el adulto de mediana edad; no obstante, esta relación no lineal tampoco fue significativa ni con la edad ( $R^2 = .003$ ,  $F[2, 804] = 1.363$ ,  $p = .257$ ), ni con los años de relación ( $R^2 = .006$ ,  $F[2, 804] = 2.270$ ,  $p = .104$ ). Debe señalarse que en otros estudios, como en el presente, también se ha reportado independencia (Wendorf et al., 2011), debido a que es la pendiente de desgaste temporal lo que propiamente predice la ruptura (Hirschberger et al., 2009).

Se formuló como tercer objetivo especificar y contrastar un modelo predictivo de satisfacción con la relación por medio de las variables demográficas y de religiosidad. Como predictores se tomó una variable de religiosidad (práctica religiosa), el estado civil (casado o en unión libre) y el estatus socioeconómico con tres indicadores (número de hijos, escolaridad e ingresos). La solución del modelo no fue admisible por la variable latente. Finalmente, esta variable quedó reducida al número de hijos que era el correlato más fuerte con la variable predicha. Las personas casadas que asisten más al culto religioso y que tienen menos hijos son las que reportan más satisfacción con la relación. Los ingresos y la escolaridad no resultaron importantes; y el sexo, la edad y el tiempo de relación no tuvieron ningún efecto sobre la satisfacción. El alcance de este modelo con variables demográficas y de religiosidad es limitado por su baja potencia explicativa en comparación con otros estudios que incluyen variables psicológicas, como engrandecimiento (O'Rourke & Cappelliez, 2003), inteligencia emocional (Malouffa et al., 2014), estrategias de manejo del conflicto y conquista del poder (Díaz-Loving & Sánchez-Aragón, 2002), estilo de apego (Olderbak & Figueredo, 2009) y rasgos de ansiedad, ira o depresión (Gonzaga et al., 2007). Se hipotetiza que subyace al modelo unos valores más conservadores (estar casado y mayor práctica religiosa) y una mayor capacidad de planificación (tener menos hijos) entre las personas que reportan mayor satisfacción con la relación.

En relación con el cuarto objetivo, aunque el modelo aparentemente mostró mayor potencia predictiva en mujeres (mediana) que en hombres (pequeña), debe considerarse invariante entre ambos sexos en sus diversos aspectos (pesos estructurales, varianzas-covarianzas y residuos) en función de los índices de ajuste, lo que indica, aunado a la equivalencia de tendencia central en la

escala, una gran semejanza entre mujeres y hombres a la hora de valorar la relación.

Como limitación del estudio debe señalarse que su generalización es válida sólo para la población general de la ciudad de Monterrey, México; en otras poblaciones de México o de países económica y culturalmente afines debe manejarse como hipótesis.

En conclusión, en población general de la ciudad de Monterrey, la distribución de la RAS presenta asimetría negativa y falta de normalidad, por lo que debe ser baremada por cuantiles. Su mediana corresponde a una respuesta de satisfacción con la pareja. La RAS presenta equivalencia de tendencia central entre ambos sexos, por lo que no es necesario desarrollar baremos específicos para mujeres y hombres. Hay diferencia entre personas casadas o en unión libre, pudiéndose definir baremos diferenciales en relación con el estado civil. Se observa mayor satisfacción a menor número de hijos, mayor religiosidad, mayor escolaridad, mayores ingresos económicos y mayor estatus laboral. Con una potencia explicativa pequeña, estar casado, menor número de hijos y mayor práctica religiosa predicen mayor satisfacción con la relación. Este modelo muestra buen ajuste a los datos e invarianza entre ambos sexos.

El modelo sugiere que mujeres y hombres con valores más conservadores y una mayor capacidad de planificación se sienten más satisfechos con su relación y por ende tienen menos riesgo de ruptura, con independencia de la edad y los años de relación. Al no haberse evaluado valores ni habilidades de inteligencia emocional, se formula esta sugerencia interpretativa como hipótesis para estimular estudios posteriores. También se sugiere replicar el estudio en población general de parejas de novios y en población clínica de parejas que acuden a tratamiento por insatisfacción o malos tratos.

## REFERENCIAS

- Ahmadi, K., Azad-Marzabadi, E., & Nabipoor, A. S. M. (2008). The influence of religiosity on marital satisfaction. *Journal of Social Sciences*, 4, 103-110. doi:10.3844/jssp.2008.103.110
- American Psychological Association. (2002). Ethical principles of psychologists and code of conduct. *American Psychologist*, 57, 1060-1073. doi:10.1037/0003-066X.57.12.1060
- Armenta, C., Sánchez-Aragón, R., & Díaz Loving, R. (2014). Efectos de la cultura sobre las estrategias de mantenimiento y satisfacción marital. *Acta de Investigación Psicológica*, 4, 1572-1584. doi:10.1016/S2007-4719(14)70394-1
- Bodenmann, G., Ledermann, T., & Bradbury, T. N. (2007). Stress, sex, and satisfaction in marriage. *Personal Relationships*, 14, 551-569. doi:10.1111/j.1475-6811.2007.00171.x
- Botella, J., & Sánchez, J. (2015). *Meta-análisis en ciencias sociales y de la salud*. Madrid: Síntesis.
- Britt, S., Grable, J. E., Goff, B. S. N. & White, M. (2008). The influence of perceived spending behaviors on relationship satisfaction. *Financial Counseling and Planning*, 19, 31-43.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equations with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2nd ed.). New York, NY: Routledge.
- Carlson, R. G., Barden, S. M., Daire, A. P., & Greene, J. (2014). Influence of relationship education on relationship satisfaction for low-income couples. *Journal of Counseling & Development*, 92, 418-427. doi:10.1002/j.1556-6676.2014.00168.x
- Dellner, D. K. (2008). *Pornography use, relationship functioning and sexual satisfaction: The mediating role of differentiation in committed relationships* (Tesis doctoral). De la base de datos de ProQuest Dissertations & Theses (UMI No. 3335233).
- Díaz-Loving, R., & Rivera-Aragón, S. (2002). *La psicología del amor: Una visión integral de la relación de pareja*. Ciudad de México: Miguel Ángel Porrúa.
- Dinkel, A., & Balck, F. (2005). An evaluation of the German relationship assessment scale. *Swiss Journal of Psychology*, 64, 259-263. doi:10.1024/1421-0185.64.4.259
- Ellis, P. (2010). *The essential guide to effect sizes: Statistical power, meta-analysis, and the interpretation of research results*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Fischer, R., & Milfont, T. L. (2010). Standardization in psychological research. *International Journal of Psychological Research*, 3, 88-96.
- Glenwright, B. J., & Fowler, D. M. (2013). Implications of egalitarianism and religiosity on relationship satisfaction. *Interpersona*, 7, 215-226. doi:10.5964/ijpr.v7i2.137
- Gonzaga, G. C., Campos, B., & Bradbury, T. (2007). Similarity, convergence, and relationship satisfaction in dating and married couples. *Journal of Personality and Social Psychology*, 93, 34-48. doi:10.1037/0022-3514.93.1.34
- Gottman, J. M., & Notarius, C. I. (2002). Marital research in the 20th century and a research agenda for the 21st century. *Family Process*, 41, 159-197. doi:10.1111/j.1545-5300.2002.41203.x
- Hendrick, S. S. (1988). A generic measure of relationship satisfaction. *Journal of Marriage and the Family*, 50, 93-98. doi:10.2307/352430
- Hendrick, S. S., Dicke, A., & Hendrick, C. (1998). The relationship assessment scale. *Journal of Social and Personal Relationships*, 15, 137-142. doi:10.1177/0265407598151009.
- Hirschberger, G., Srivastava, S., Marsh, P., Cowan, C. P., & Cowan, P. A. (2009). Attachment, marital satisfaction, and divorce during the first fifteen years of

- parenthood. *Personality Relationship*, 16, 401-420. doi:10.1111/j.1475-6811.2009.01230.x
- Hoffmann, A. F., Stover, J. B., de la Iglesia, G., & Fernández, M. (2013). Correlaciones policóricas y tetracóricas en estudios factoriales exploratorios y confirmatorios. *Ciencias Psicológicas*, 7(2), 151-164.
- Hsueh, A. C. Morrison, K. R., & Doss, B. D. (2009). Qualitative reports of problems in cohabiting relationships: Comparisons to married and dating relationships. *Journal of Family Psychology*, 23, 236-246. doi:10.1037/a0015364
- Hunler, O. S., & Gencoz, T. (2005). The effect of religiousness on marital satisfaction: testing the mediator role of marital problem solving between religiousness and marital satisfaction relationship. *Contemporary Family Therapy: An international Journal*, 27, 123-136. doi:10.1007/s10591-004-1974-1
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (2011). *Panorama sociodemográfico de Nuevo León*. Ciudad de México: INEGI. Recuperado el 22 de junio de 2015, de [http://www.inegi.org.mx/prod\\_serv/contenidos/espanol/bvinegi/productos/censos/poblacion/2010/panora\\_socio/nl/Panorama\\_NL.pdf](http://www.inegi.org.mx/prod_serv/contenidos/espanol/bvinegi/productos/censos/poblacion/2010/panora_socio/nl/Panorama_NL.pdf)
- Jackson, J. B., Miller, R. B., Oka, M., & Henry, R. G. (2014). Gender differences in marital satisfaction: A meta-analysis. *Journal of Marriage and Family*, 76, 105-129. doi:10.1111/jomf.12077
- Kaplan, R. M., & Saccuzzo, D. P. (2009). *Psychological testing: Principles, applications, and issues* (7 ed.). Belmont, CA: Wadsworth.
- Khan, A., & Rayner, G. D. (2003). Robustness to non-normality of common tests for the many-sample location problem. *Journal of Applied Mathematics and Decision Sciences*, 7(4), 187-206. doi:10.1155/S1173912603000178
- Kim, H. K., Capaldi, D. M. & Crosby, L. (2007). Generalizability of Gottman and colleagues' affective process models of couples' relationship outcomes. *Journal of Marriage and Family*, 69, 55-72. doi:10.1111/j.1741-3737.2006.00343.x
- Lantz, B. (2013). The impact of continuity violation on ANOVA and alternative methods. *Journal of Modern Applied Statistical Methods*, 12(2), Article 6. Extraído de: <http://digitalcommons.wayne.edu/jmas/vol12/iss2/6>
- Maisel, N. C., & Karney, B. R. (2012). Socioeconomic status moderates associations among stressful events, mental health, and relationship satisfaction. *Journal of Family Psychology*, 26, 654-660. doi:10.1037/a0028901.
- Malouffa, J. M., Schutte, N. S., & Thorsteinsson, E. B. (2014). Trait emotional intelligence and romantic relationship satisfaction: A meta-analysis. *The American Journal of Family Therapy*, 42, 53-66. doi:10.1080/01926187.2012.748549
- Moral, J. (2008). Validación de la Escala de Valoración de la Relación en población mexicana. *Revista Electrónica de Metodología Aplicada*, 13(1), 1-12. Recuperado de <http://www.psico.uniovi.es/REMA/v13n1/vol13n1a1.pdf>
- O'Rourke, N., & Cappeliez, P. (2003). Intra-couple variability in marital aggrandizement: Idealization and satisfaction within enduring relationships. *Current Research in Social Psychology*, 8(15), 206-225.
- Olderbak, S., & Figueredo, A. J. (2009). Predicting romantic relationship satisfaction from life history strategy. *Personality and Individual Differences*, 46, 604-610. doi:10.1016/j.paid.2008.12.019
- Sáenz, N. E. (2014). *Modelo para la promoción del sexo seguro en parejas*

- estables (Tesis de doctorado). Monterrey: Facultad de Enfermería, Universidad Autónoma de Nuevo León. Recuperado de <http://eprints.uanl.mx/3983/1/1080253625.pdf>
- Sawilowsky, S. S., & Blair, R. C. (1992). A more realistic look at the robustness and type II error properties of the t test to departures from population normality. *Psychological Bulletin*, 111, 352-360. doi:10.1037/0033-2909.111.2.352
- Twenge, J. M., Campbell, W. K., & Foster, C. A. (2003). Parenthood and marital satisfaction: A meta-analytic review. *Journal of Marriage and Family*, 65, 574-583. doi:10.1111/j.1741-3737.2003.00574.x
- Wendorf, C. A., Lucas, T., Imamoglu, E. O., Weisfeld, C. C., & Weisfeld, G. E. (2011). Marital satisfaction across three cultures: does the number of children have an impact after accounting for other marital demographics? *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 42, 340-354. doi:10.1177/0022022110362637