



## Validación de la Escala de Valoración de la Relación en una muestra mexicana

José Moral de la Rubia<sup>1</sup>  
Facultad de Psicología. UANL.

### RESUMEN

El objetivo del artículo es validar una medida de satisfacción marital desarrollada en población estadounidense en una muestra mexicana, determinando su distribución, consistencia interna, estructura factorial y relación con otras escalas. Se emplea una muestra de 100 parejas casadas. Como instrumentos de medida se aplican la Escala de Valoración de la Relación (RAS), Escala de Satisfacción Marital (ESM), Escala de Ajuste Diádico (DAS) e Índice de Insatisfacción Sexual (IIS). Los datos se analizan con la prueba de Kolmogorov-Smirnov, alfa de Cronbach, análisis factorial y correlación lineal. La Escala Valoración de la Relación (RAS) tiene una estructura unifactorial, su consistencia interna es de .81, su distribución es asimétrica positiva y presenta correlaciones altas con ESM, DAS e IIS. Se concluye que es una medida útil y válida.

**Palabras clave:** satisfacción marital, ajuste diádico, satisfacción sexual, psicometría.

### ABSTRACT

The objective of the article is to validate a measure of marital satisfaction developed in American population in a Mexican sample, determining its distribution, internal consistency, factor structure and relation with other scales. A sample of 100 married couples is used. The Relationship Assessment Scale (RAS), the Marital Satisfaction Scale (MAS), the Dyadic Adjustment Scale (DAS) and the Index of Sexual Satisfaction (ISS) are applied as measure instruments. The data are analyzed with the Kolmogorov-Smirnov's test, Cronbach's alpha, factor analysis and lineal correlation. The Relationship Assessment Scale (RAS) has a one-factor structure, its internal consistency is .81, its distribution is asymmetric positive and it presents high correlations with MAS, DAS and ISS. It is concluded that it is a useful and valid measure.

**Keywords:** marital satisfaction, dyadic adjustment, sexual satisfaction, psychometrics.

**Agradecimientos:** A Keila Irene Rodríguez Gómez y María del Carmen García González, estudiantes de licenciatura de psicología, por su colaboración en la captura de datos, siendo becarias del proyecto PAICYT DS1217-05.

---

<sup>1</sup> Dirección de contacto:  
correo electrónico: jose\_moral@hotmail.com



## 1.- Introducción

Debido al daño en el desarrollo de los hijos que provocan los divorcios, tanto autoridades públicas como científicos sociales y de la salud están preocupados por bajar sus tasas. México tiene un porcentaje de divorcio en torno al 12% (INEGI, 2007) casi la mitad que los países latinos europeos, como España e Italia, cuyas tasas se hallan en torno al 28% (INE, 2007; ISTAT, 2007) y cuatro veces menos que Estados Unidos que cuenta con una proporción próxima al 50% (CDCP, 2007). No obstante, en México como en España e Italia en 10 años se han duplicado los porcentajes. La incidencia es creciente y es probable que evolucione hacia el valor asintótico de Estados Unidos. A fin de lograr intervenciones efectivas es necesario conocer los predictores y determinantes del divorcio. Uno de sus predictores más importantes es la satisfacción marital (Fincham y Beach, 1999), de ahí la relevancia de medir ésta y estudiar sus vías de determinación.

Se han proporcionado diversas definiciones de satisfacción marital. Boland y Follingstad (1987) consideran a la satisfacción como una descripción general de actitudes, sentimientos y valoraciones del matrimonio, en términos tales como feliz/infeliz, satisfactorio/insatisfactorio. Blood y Wolfe (1960) conceptualizan la satisfacción como la evaluación global y subjetiva que se hace del cónyuge. En esa misma línea, Roach, Frazier y Bowden (1981) definen la satisfacción como una actitud de favorabilidad o desfavorabilidad hacia la propia relación matrimonial Hendrick (1988) la concibe como una dimensión valorativa global del cónyuge y la relación. Por otra parte, Chadwick, Albrecht y Kunz (1976) la contemplan desde la evaluación de aspectos específicos de la vida marital, tales como factores socio-económicos, similitud con la pareja, adecuación en las funciones y roles dentro del sistema diádico.

Desde la revisión de la literatura, se puede colegir la existencia de tres grandes modelos en la conceptualización de la satisfacción:

a) El modelo unidimensional: Es la base de la investigación clásica y parte de la consideración de una dimensión subyacente valorativa: placer-displacer. Bajo este modelo han trabajado autores como Locke y Wallace (1959) y Hendrick (1988), quienes señalan que la satisfacción es producto de un balance entre aspectos positivos y negativos del matrimonio.

b) El modelo de bidimensional: Larson y Bahr (1980) concluyen que la felicidad en la vida no es unidimensional sino un estado complejo resultante de dos dimensiones independientes: satisfacciones e insatisfacciones. Así la felicidad marital es la resultante del balance entre esas dos dimensiones.

c) Modelo multidimensional: Pick y Andrade (1988) definen la satisfacción como una actitud multidimensional hacia el cónyuge y la relación marital, donde hay aspectos diferenciales como la interacción, la expresión de afectos, los aspectos de organización y estructura diádicos.

Spainier (1976) separa el ajuste diádico de la satisfacción, cuando ambos conceptos con frecuencia se han utilizado como sinónimos. Define el ajuste marital como un proceso de acomodación entre dos personas que se ve reflejado en cuatro aspectos básicos: consenso, satisfacción, cohesión y expresión afectiva. Así, este autor incluye a la satisfacción dentro del ajuste como una dimensión valorativa del cónyuge y la relación.



Existen varias medidas de satisfacción marital. Una breve, con buenas propiedades psicométricas, muy empleada en la literatura internacional, es la Escala de Valoración de la Relación (RAS) de Hendrick (1988), donde se maneja el concepto desde un modelo unidimensional. Al no existir ningún estudio de validación de esta escala en México, el objetivo del presente artículo es describir la distribución, asimismo estudiar la consistencia interna, estructura factorial y validez criterial, convergente y divergente de la Escala de Valoración de la Relación (RAS) en una muestra mexicana. Se emplea como criterio la satisfacción marital, medida por una escala desarrollada en México por Pick y Andrade (1988), como constructo convergente, el ajuste diádico, medido por la Escala de Ajuste Diádico (DAS) de Spanier (1976), y como constructo divergente, la satisfacción sexual, medida por el Índice de Insatisfacción Sexual (IIS) de Hudson (1982).

## **2.- Método**

Se trata de un estudio descriptivo-correlacional de validación de una escala psicométrica, con un diseño no experimental de carácter transversal; se emplea una muestra no probabilística de sujetos voluntarios remunerados, con garantías de aleatoriedad, independencia de los pares de sujetos y datos de calidad.

### **2.1.- Sujetos**

La muestra consta de 100 parejas casadas. Sin diferencia de género ( $t=.848$ ,  $g.l.=198$ ,  $p=.398$ ), la media de edad fue de 34 años, con una desviación estándar de 10 y un rango de 18 a 60 años. La mediana de escolaridad corresponde a preparatoria. Un 4% tiene primaria sin terminar, 6% primaria terminada, 24% secundaria, 25% preparatoria, 15% estudios tecnológicos, 23% estudios universitarios y 3% estudios de postgrado. Los hombres, con tendencia a la significación estadística ( $U=4291$ ,  $Z_U=-1.659$ ,  $p=.097$ ), promedian más escolaridad que las mujeres (ver figura 1).

La mediana y la moda de la clase social a la que se cree pertenecer corresponden a media-media. El 66% se considera de media-media, 26% media-baja, 5% media-alta y 3% baja. Las mujeres indican un promedio de pertenencia a clase social más alto que los hombres ( $U=4249$ ,  $Z=-2.198$ ,  $p=.028$ ) (Ver figura 2).

La media de años de matrimonio es de 11 años con una desviación estándar de 9 años, mediana de 8 y un rango de 1 mes a 37 años. Un 5% de los encuestados ha tenido un divorcio. La media de hijos es de 2 y la desviación estándar de 1, coincidiendo mediana y moda en 2, con un rango de 0 a 5 hijos.

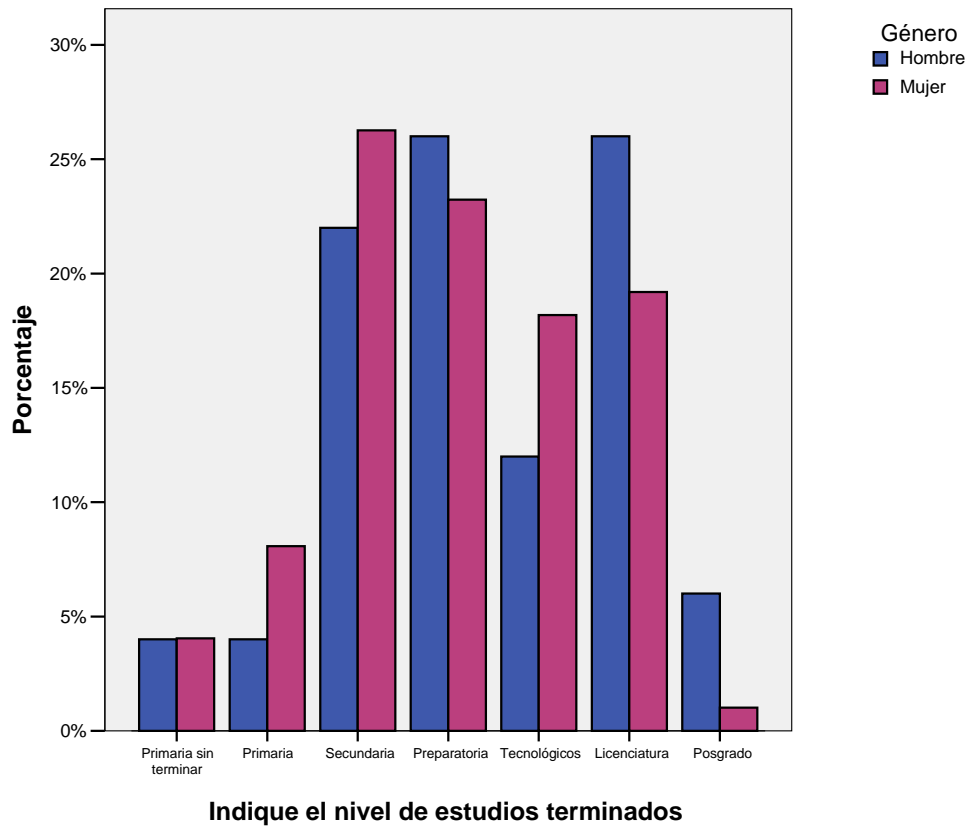


Figura 1. – Diagrama de barras de la escolaridad por género

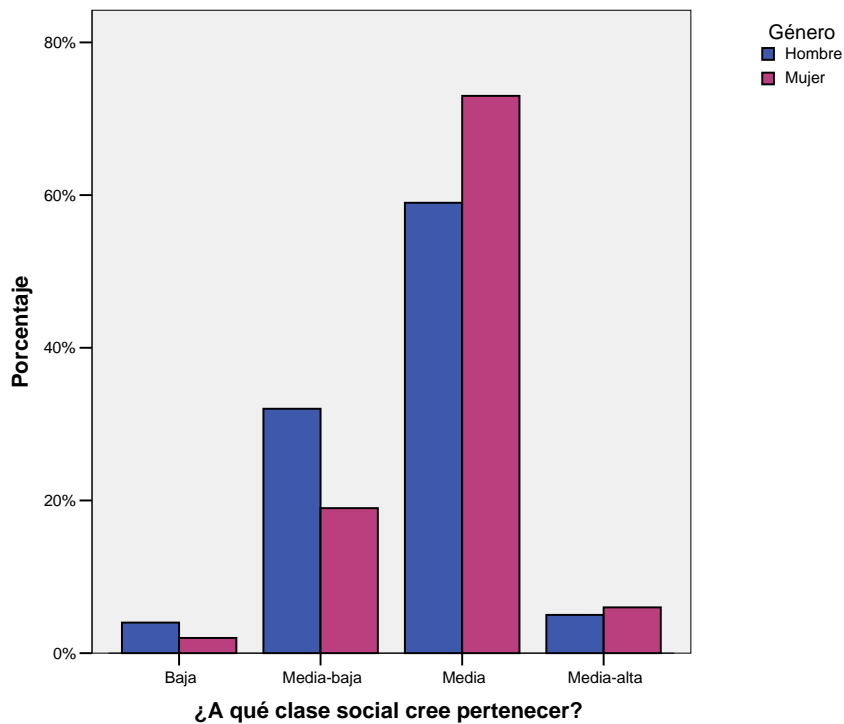


Figura 2. – Diagrama de barras de la clase social a la que se cree pertenecer por género



## 2.2.- Instrumentos de medida

Escala de Valoración de la Relación (*Relationship Assessment Scale*, RAS) de Hendrick (1988). Es una escala tipo Likert de medida global de la satisfacción de la relación con 7 reactivos que varían en un rango de 1 a 5, por lo que la escala presenta un recorrido potencial de 7 a 35. Tiene una consistencia alta, por la alfa de Cronbach, de 0.86 y una estructura unifactorial. En cuanto a su validez criterial, muestra una correlación moderada de .48 con el Test de Ajuste Marital de Locke-Wallace (1959), correlaciones altas con la Escala de Ajuste Diádico (DAS) y sus subescalas variando de .51 a .82 y buena capacidad para discriminar entre parejas con y sin problemas, empleando como criterio la DAS, en muestra control (Hendrick, 1988) y clínica (Vaughin y Martyastik, 1999).

Escala de Satisfacción Marital (ESM). Fue creada por Pick y Andrade (1988) en México. Consta de 24 reactivos con tres opciones de respuesta. Presenta una estructura de 3 factores ortogonales: (1) satisfacción con la interacción conyugal, (2) satisfacción con los aspectos emocionales del cónyuge, y (3) satisfacción con los aspectos organizacionales y estructurales de la relación. Su consistencia interna y las de sus factores son superiores a .80 (Pick y Andrade, 1988).

Escala de Ajuste Diádico (*Dyadic Adjustment Scale*, DAS) de Spanier (1976). Se compone de cuatro factores relacionados: 1) consenso sobre asuntos de importancia para el funcionamiento de la pareja, 2) satisfacción, 3) cohesión y 4) expresión de cariño, con consistencias internas que varían de .73 a .94. Es una escala tipo Likert de 32 reactivos, con seis puntos de amplitud cada uno, salvo dos elementos con cinco puntos y otros dos dicotómicos. Cuanto más se puntúa, mayor es el ajuste. La puntuación se obtiene por suma simple de elementos, variando de 0 a 151. Su distribución se ajusta a una curva normal. Su consistencia interna es de .96. Asimismo muestra validez criterial con una correlación de .86 con el Test de Ajuste Marital de Locke-Wallace (1959) y capacidad para diferenciar parejas casadas y en proceso de divorcio con una diferencia media de 44 puntos (Spanier, 1976). Los estudios factoriales con la DAS no han conseguido reproducir la estructura deseada de 4 factores interrelacionados. Eso sí, la escala presenta consistencia interna alta, fiabilidad temporal, validez discriminativa y criterial (Spanier, 1985).

El Índice de Insatisfacción Sexual (IIS) de Hudson (1982). Debido a que los reactivos están redactados en sentido negativo, cuanto más alta es la puntuación, menor disfrute o satisfacción con la sexualidad en la pareja se reporta. El rango de puntuación de cada reactivo es de 1 (en ningún momento) a 7 (todo el tiempo). La escala está integrada por 25 elementos, así su rango potencial varía de 25 a 175. La consistencia interna de la escala es alta de .92. Muestra validez convergente al correlacionar significativamente con el Test de Ajuste Marital de Locke-Wallace (1959). También, posee buena validez discriminativa, al clasificar correctamente al 80% de la pareja con o sin problemas sexuales, resultando la correlación biserial-puntual entre la escala y la pertenencia o no al grupo con problemas sexuales de .76 (Hudson, 1982).

## 2.3.- Procedimientos

Las escalas RAS, DAS e IIS fueron traducidas por el método de doble traducción independiente: inglés-español y español-inglés, con la participación de dos expertos (ver la



escala RAS en la tabla 1). Los miembros de cada pareja contestaron sus cuestionarios en salones separados para evitar toda comunicación. La muestra fue capturada de septiembre de 2005 a abril de 2006, remunerándose por la participación voluntaria. Las parejas fueron obtenidas a través de anuncios en forma de cartel publicitario. El estudio fue financiado por PAICYT2005 (UANL). Todo cuestionario iba encabezado por una hoja informativa, donde se garantizaba la confidencialidad y anonimato de las respuestas, terminando con una pregunta cerrada de si deseaba o no tomar parte del estudio. Los análisis estadísticos se realizaron con base en la prueba de Kolmogorov-Smirnov para contrastar el ajuste de la distribución a una curva normal; alfa de Cronbach para estimar la consistencia interna, análisis factorial exploratorio por Ejes Principales y análisis factorial confirmatorio por Máxima Verosimilitud desde la matriz de correlaciones, dejando todos los residuos independientes, para determinar la estructura factorial; y correlación lineal de Pearson para contrastar los tipos de validez criterial, convergente y divergente. El nivel de significación estadística se fijó en .05. Los cálculos se realizaron con el SPSS12 y STATISTICA6.

<b>Por favor indique con una X el número que responde mejor como opción de respuesta a cada pregunta sobre su relación marital. Conteste lo más sinceramente posible.</b> <i>(Se han juntado las versiones de hombre y mujer que tienen formatos separados)</i>				
1) ¿De qué manera considera usted que su esposa/o satisface sus necesidades?				
1	2	3	4	5
Pobremente		Término medio		Extremadamente bien
2) ¿En general, hasta qué punto está satisfecho/a con su relación marital?				
1	2	3	4	5
Insatisfecho		Término medio		Muy satisfecho
3) ¿En comparación con la mayoría de las/os esposas/os cómo calificaría a la/al suya/o?				
1	2	3	4	5
Pobremente		Término medio		Excelente
4) ¿Con qué frecuencia desea NO haberse casado con su esposa/o?				
1	2	3	4	5
Nunca		Con frecuencia		Muy frecuentemente
5) ¿Hasta qué punto su matrimonio satisface sus expectativas iniciales?				
1	2	3	4	5
En absoluto		Término medio		Totalmente
6) ¿Cuánto ama a su esposa/o?				
1	2	3	4	5
Muy poco		Término medio		Mucho
7) ¿Cuántos problemas hay en su relación marital?				
1	2	3	4	5
Muy pocos		Lo normal		Muchos
<b>Compruebe que no ha dejado ninguna frase sin contestar</b>				

Tabla 1. - Escala de Valoración de la Relación (RAS)

### 3.- Resultados

#### 3.1.- Estructura factorial y consistencia interna de RAS

En la muestra de 100 parejas (n=200), se aplicó un Análisis Factorial Exploratorio. La matriz de correlaciones presenta buenas propiedades de factorización. Su determinante es



menor a .000. La medida de adecuación de la muestra de Kaiser-Meyer-Olkin fue de .792. Por la prueba de la esfericidad de Bartlett se rechaza la hipótesis nula de matriz identidad o independencia entre todas las variables ( $\chi^2=409.894$ , g.l.=21,  $p=.000$ ). Se empleó como método de factorización Ejes Principales. Con base en la regla 1 de Kaiser (autovalores mayores a 1) se obtiene un único factor que explican el 38.52% de la varianza total, convergiendo la solución en la sexta iteración. Todos los reactivos saturan con cargas mayores a .40, variando de .44 a .76. Por el contenido de los reactivos, el factor único se puede interpretar como “satisfacción marital”, entendida como una valoración positiva global del cónyuge y la relación. Su consistencia interna por la alfa de Cronbach es de .81 (ver tabla 2).

Reactivos	Comunalidad		Factor
	Inicial	Extracción	
(1) ¿De qué manera considera usted que su esposa/o satisface sus necesidades?	.480	.398	.631
(2) En general, ¿hasta qué punto está satisfecho/a con su relación marital?	.528	.580	.761
(3) ¿En comparación con la mayoría de las/os esposas/os como calificaría a la/al suya/o?	.445	.505	.711
(4) ¿Con qué frecuencia desea NO haberse casado con su esposa/o?	.235	.197	.444
(5) ¿Hasta qué punto su matrimonio satisface sus expectativas iniciales?	.306	.346	.588
(6) ¿Cuánto ama a su esposo/a?	.331	.353	.594
(7) ¿Cuántos problemas hay en su relación marital?	.299	.318	.564
<b>Autovalor</b>			2.697
<b>Proporción de varianza total explicada</b>			38.523%
<b>Alfa de Cronbach</b>			.807

Tabla 2. – Solución factorial de los 7 reactivos de la Escala de Valoración de la Relación (RAS)

Se procede a comprobar la replicabilidad del modelo unidimensional por medio del Análisis Factorial Confirmatorio. La interpretación de la bondad de ajuste se centra en los diez estadísticos reportados con más frecuencia (Moral, 2006): Error cuadrático medio de aproximación de Steiger-Lind (RMS EA) y residuo estandarizado cuadrático medio (RMS SR), que son estimaciones de la desviación estándar de los residuos, los cuales deben tomar valores menores a .075, y de preferencia menores a .05; los dos índices gamma poblacionales y los dos índices de Joreskog que deben tomar valores mayores a .90 (el índice de ajuste de Joreskog no corregido, de preferencia mayor a .95); el parámetro poblacional y la función de discrepancia que deben tomar valores menores a 3, de preferencia menores a 2 y cuanto más próximos a 0 reflejarán mejor ajuste; y finalmente los tres índices de Bentler que deben ser mayores a .90. Se suele reportar el valor del estadístico chi-cuadrado de ajuste del modelo, no obstante, al ser muy sensible al número de indicadores de la variable latente y el tamaño muestral, suele resultar significativo, es decir, rechaza la hipótesis nula de ajuste. En su lugar se suele tomar el cociente entre el estadístico y sus grados de libertad, cuanto menor sea el valor, refleja mejor ajuste, especialmente al compararse varios modelos competitivos.

La solución convergió en la novena iteración. En conjunto los índices de ajuste se pueden considerar buenos y la estructura replicable. Los 14 parámetros del modelo tienen valores significativamente mayores a 0. El parámetro de no centralidad poblacional y la función de discrepancia toman valores próximos a 0. Estos dos índices se ven favorecidos por el número pequeño de parámetros del modelo. RMS SR y RMS EA toman valores menores a .75 y próximos de .05. Ambos índices gamma poblacionales alcanzan valores por encima de .90. El índice de bondad de ajuste de Joreskog es mayor a .90 y el ajustado queda a un valor



próximo a .90. Los tres índices de ajuste Bentler son mayores a .90, y como es usual el comparativo alcanza el mejor valor (.976). Los índices de Joreskog son los que se mostraron más débiles. El modelo por el estadístico chi-cuadrado se rechaza ( $p=.000$ ), pero el cociente entre el estadístico y sus grados de libertad ( $43.154/14=3.082$ ) está próximo a 3 que es un valor bajo (ver tabla 3).

Estadísticos descriptivos básicos	
Función de discrepancia	.317
Chi-cuadrado de ML, grados de libertad, prob.	$\chi^2=43.154$ , g.l.=14, $p=0.000$
RMS SR	.063
Índices de ajuste no basados en la centralidad (punto medio)	
Parámetro de no centralidad poblacional	.230
Índice RMS EA de Steiger-Lind	.068
Índice gamma poblacional	.938
Índice gamma poblacional ajustado	.907
Otros índices de ajuste de muestra simple	
GFI de Joreskog	.921
AGFI de Joreskog	.892
Índice de ajuste normado de Bentler-Bonett	.948
Índice de ajuste no normado de Bentler-Bonett	.913
Índice de ajuste comparativo de Bentler	.976

Tabla 3. – Índices de ajuste para el modelo unidimensional

### 3.2.- Distribución de RAS

Por la prueba de Kolmogorov-Smirnov ( $Z_{K-S}=1.757$ ,  $p=.004$ ), se rechaza la hipótesis nula de ajuste a una curva normal. La distribución de la Escala de Valoración de la Relación (RAS) es ligeramente asimétrica negativa ( $-.834 \pm .172$ ). La distribución se concentra más en los valores superiores a la media. Así, la media de 29.34 queda por debajo de la mediana (30) y la moda (35). La distribución toma el valor máximo de la escala (35), pero no el mínimo de 7. El valor mínimo observado fue de 13. No obstante, el perfil de la distribución es mesocúrtico ( $.427 \pm .342$ ). Precisamente, la desviación estándar fue de 4.490, representando un quinto del recorrido.

### 3.3.- Validez criterial, convergente y divergente de RAS

La Escala de Satisfacción Marital (ESM) de Pick y Andrade (1988), en la muestra de 100 parejas, presenta una consistencia interna de .80 y su distribución se ajusta a una curva normal ( $Z_{K-S}=1.214$ ,  $p=.124$ ). Factorizando por Ejes Principales, con base en el criterio de Cattell y tras una rotación ortogonal por el método Oblimín directo, se definen dos factores que explican el 37% de la varianza total: El primero de satisfacción interaccional-emocional, con una consistencia interna de .74; y el segundo de satisfacción con aspectos no interactivos ni emocionales, con una consistencia de .71.

La Escala de Ajuste Diádico (DAS) de Spanier (1976), en la muestra de 100 parejas, presenta una consistencia interna de .93, se ajusta a una curva normal ( $Z_{K-S}=1.196$ ,  $p=.144$ ). Factorizando por Ejes Principales, con base en el criterio de Cattell y tras una rotación ortogonal por el método Oblimín directo, se definen dos factores que explican el 35% de la varianza total: El primer factor de consenso y cohesión afectiva, con una consistencia interna de .91; y el segundo de satisfacción diádica, con una consistencia interna es de .83.





El Índice de Insatisfacción Sexual (IIS) de Hudson (1982), en la muestra de 100 pareja, presenta una consistencia interna de .90, y su distribución muestra tendencia estadística a la normalidad ( $Z_{K-S}=1.578$ ,  $p=.014$ ). Factorizando por Ejes Principales, con base en el criterio de Cattell y tras una rotación ortogonal por el método Oblimín directo, se definen tres factores que explican el 46% de la varianza total: El primer factor de insatisfacción sexual con la pareja y con el sexo conyugal, con una consistencia interna de .92; el segundo de rechazo del sexo conyugal, con una consistencia interna de .72; y el tercero de evitación sexual por parte de la pareja o incompatibilidad sexual, con una consistencia interna de .77.

La correlación de RAS con el criterio, la Escala de Satisfacción Marital (ESM), es alta y directa, de .806, así la varianza compartida es del 65%. Respecto a los factores de ESM, la relación está más definida con los aspectos de interacción y emocionales (.791) que con los no interaccionales ni emocionales (.682). Por otra parte, la correlación de RAS con la Escala de Ajuste Diádico (DAS) fue positiva y alta de .794. Ambas escalas comporten un 63% de la varianza. Congruentemente la correlación fue más alta con el factor de satisfacción (.741) que con el factor de consenso y satisfacción (.736). La correlación de RAS con IIS es inversa y moderadamente alta (-.540), siendo incluso más alta con su primer factor de insatisfacción sexual con el cónyuge (-.550), resultando débil con sus otros dos factores (ver **tabla 4**).

	<b>RAS</b>
Escala de Satisfacción Marital ( <b>ESM</b> )	$r=.806$ , $p=.000$
<b>ESMF1</b> : Satisfacción interaccional-emocional	$r=.791$ , $p=.000$
<b>ESMF2</b> : Satisfacción con aspectos no interactivos ni emocionales	$r=.682$ , $p=.000$
Escala de Ajuste Diádico ( <b>DAS</b> )	$r=.794$ , $p=.000$
<b>DASF1</b> : Consenso y cohesión afectiva	$r=.736$ , $p=.000$
<b>DASF2</b> : Satisfacción diádica	$r=.741$ , $p=.000$
Índice de Insatisfacción Sexual ( <b>IIS</b> )	$r=-.540$ , $p=.000$
<b>IISF1</b> : Insatisfacción sexual con la pareja	$r=-.550$ , $p=.000$
<b>IISF2</b> : Rechazo del sexo conyugal	$r=-.281$ , $p=.000$
<b>IISF3</b> : Evitación sexual por parte de la pareja	$r=-.156$ , $p=.028$

**Tabla 4.** – Correlaciones de RAS con ESM, DAS, IIS y sus factores

#### **4.- Discusión y conclusiones**

Se puede afirmar que se reproducen bien las propiedades psicométricas de la escala RAS en población mexicana. La consistencia interna en el estudio original fue de .86 y en el presente de .81, habiendo sólo 5 centésimas de diferencia. En ambos estudios la escala resulta unifactorial. Además, el hecho de que este modelo de un factor presente buenos índices de ajuste indica que es fácil de replicar o reproducir. Su nivel de validez criterial es aceptable, con dos tercios de varianza compartida. La correlación de RAS con DAS fue de .79, en el intervalo de correlaciones para muestra control de .51 a .82 encontradas en muestras estadounidenses (Hendrick, 1988). Asimismo, de forma congruente, la correlación es más alta con el factor de satisfacción que con el de consenso y cohesión de DAS. Además, la correlación es moderadamente alta con insatisfacción sexual como se esperaba. El hecho que la correlación sea fuerte con el factor de insatisfacción sexual con la pareja, pero débiles con rechazo y evitación sexual remarca la naturaleza evaluativa de la escala RAS.



La escala RAS prueba un modelo unidimensional de la satisfacción general, frente a modelos bi o multifactoriales. Con RAS la satisfacción aparece como una valoración global de la pareja y la relación, ya sea positiva (puntuación alta) o negativa (puntuación baja). La diferencia de modelos entre RAS y ESM puede explicar el tercio de varianza no compartida.

Al trabajar con satisfacción marital autorreportada debe señalarse el fuerte sesgo hacia la deseabilidad social que presentan estas medidas, especialmente si este sesgo en el autorreporte es estimado por una medida específica a la evaluación de la pareja, como la Escala de Engrandecimiento Marital de O'Rourke y Cappeliez (2002), que por una medida general, como la escala de Crowne y Marlowe (1960). En la presente muestra, la correlación de RAS con la Escala de Engrandecimiento Marital de O'Rourke y Cappeliez (2002) es de .667, y con la Escala de Deseabilidad Social de Crowne y Marlowe (1960), de .357. De ahí la importancia de controlar este sesgo. No obstante, en un trabajo anterior (Moral, en prensa) se discutía que la Escala de Engrandecimiento Marital más que un sesgo en el autorreporte puede estar midiendo una estrategia de afrontamiento de las dificultades dentro del matrimonio con idealización del cónyuge, exaltación de los aspectos positivos de la relación, negación de defectos y aminoración de problemas, acompañado de un sentimiento próximo al enamoramiento.

La perspectiva etnopsicológica (Pick y Jones, 1981) es de suma importancia para la comprensión de la idiosincrasia de una cultura y país. Esta plantea que constructos y escalas desarrolladas en poblaciones extranjeras, especialmente de países desarrollados u otras culturas no son aplicables a los países latinos en vías de desarrollo, como México. No obstante, la falta de instrumentos de comparación entre poblaciones puede limitar mucho la inferencia de diferencias y semejanzas, especialmente en un mundo globalizado como es el actual. El contar con instrumentos de uso internacional validados en México puede ser de gran ayuda a la investigación, de ahí la importancia de adaptar instrumentos foráneos y compararlos con los desarrollados dentro. Con la RAS tenemos una escala breve, de 7 reactivos, con buenas propiedades psicométricas y semejantes a las obtenidas en población estadounidense, que se ajusta a una concepción unidimensional de la satisfacción, y que puede ser de gran utilidad en México.

Como limitación del presente estudio debe señalarse el origen de la muestra, población urbana de una ciudad industrial del noreste de México, donde existe una mayor proximidad a la cultura estadounidense. Quizá el resultado no sea el mismo en zonas rurales o el sur del país. Así, con estos datos se pretende estimular estudios que contemplen escalas desarrolladas en países extranjeros, junto con las creadas en México. Se sugiere replicar la investigación con muestras probabilísticas en diversas poblaciones dentro de la república mexicana y en otros países.



## 5.- Referencias

- Boland, J., y Follingstad, D. (1987). The relationships between communication and marital satisfaction: A review. *Journal of Sex and Marital Therapy*, 13, 286-313.
- Blood, R. O., y Wolfe, D. M. (1960) *Husband and Wives: The Dynamics of Married Living*. New York: The Free Press.
- Centers for Disease Control and Prevention (CDCP) (2007). *Vital statistics for 2006*. Washington, DC: Centers for Disease Control and Prevention.
- Chadwick, B. A., Albrecht, S. L., y Kunz, P. R. (1976) Marital and the family role satisfaction. *Journal of Marriage and the Family*, 38(3), 431-439.
- Crowne, D. P, y Marlowe, D. (1960). A new scale of social desirability independent of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology*, 24, 349-354.
- Fincham, F. D., y Beach, S. R. H. (1999). Conflict in marriage: Implications for working with couples. *Annual Review of Psychology*, 50, 147-177.
- Hendrick, S. S. (1988). A generic measure of relationship satisfaction. *Journal of Marriage and the Family*, 50, 93-98.
- Hudson, W. W. (1982). *The clinical measurement package: A field manual*. Chicago: Dorsey.
- Instituto Nacional de Estadística (INE) (2007). *Estadística de nulidades, separaciones y divorcios 2005*. Madrid: Instituto Nacional de Estadística.
- Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática (INEGI) (2007). *Estadísticas Vitales de México*. México: Instituto Nacional de Estadística, Geografía e Informática.
- Istituto Nazionale di Statistica (ISTAT) (2007). *Le percentuali delle nullità, separazioni e divorzi in Italia 2006*. Roma: Istituto Nazionale di Statistica.
- Larson, M. L., y Bahr, H. M. (1980). The Dimensionality of Marital Role Satisfaction. *Journal of Marriage and the Family*, 42(1), 45-55.
- Locke, H. J., y Wallace, K. M. (1959). Short multi-adjustment and prediction tests: Their reliability and validity. *Marriage and Family Living*, 21, 329-343.
- Moral, J. (2006). Análisis factorial confirmatorio. En R. Landero y M. T. González (Eds.), *Estadística con SPSS y metodología de la investigación* (pp. 445-528). México: Trillas.
- Moral, J. (en prensa). Modelos predictivos y explicativos de ajuste diádico por género en parejas casadas, *Revista Ciencia UANL*.



- O'Rourke, N., y Cappeliez, P. (2002). Development and validation of a couples measure of biased responding: The Marital Aggrandizement Scale. *Journal of Personality Assessment*, 78, 301-320.
- Pick, S., y Jones, D. A. (1981). Problemas relacionados con la aplicación de cuestionarios de alternativa fija y de escalas de actitudes en un país en vías de desarrollo. *Revista de la Asociación Latinoamericana de Psicología Social*, 1, 287-303.
- Pick, S., y Andrade, P. (1988). Desarrollo y validación de la Escala de Satisfacción Marital (ESM). *Psiquiatría*, 4(1), 9-20.
- Roach, J. A., Frazier, P. L., y Bowden, R. S. (1981). The marital satisfaction scale: Development of measure for intervention research. *Journal of Marriage and the Family*, 43(3), 537-546.
- Spanier, G. B. (1976). Measuring dyadic adjustment: New scales for assessing the quality of marriage and similar dyads. *Journal of Marriage and the Family*, 38, 15-28.
- Spanier, G. B. (1985). Improve, refine, recast, expand, clarify-don't abandon. *Journal of Marriage and Family Therapy*, 47, 1073-1074.
- Vaughn, M. J., y Martyastik, M. E (1999). Reliability and validity of the Relationship Assessment Scale. *The American Journal of Family Therapy*, 27, 137-147.