

DIFERENCIAS EN AUTOESTIMA EN FUNCIÓN DEL GÉNERO

M^a Pilar Matud Aznar
Ignacio Ibáñez Fernández
Rosario J. Marrero Quevedo
Mónica Carballeira Abella

Departamento de Personalidad, Evaluación y Tratamientos Psicológicos.
UNIVERSIDAD DE LA LAGUNA.

RESUMEN

El objetivo de este trabajo es analizar las diferencias de género en autoestima, tanto en la estructura como en el nivel, de mujeres y hombres. La muestra está formada por 3728 personas de la población general, de las que el 59,4% son mujeres y el 40,6% hombres, de edades comprendidas entre 18 y 65 años (edad media de 33,5, D. T. = 11,8). Todas ellas respondieron el SEI (Self-Esteem Inventory, Rector y Roger, 1993), una escala de 58 ítems diseñada para evaluar la autoestima global. Para determinar la estructura factorial y su invarianza, dividimos en primer lugar la muestra en función del género y, posteriormente, cada una de las muestras así formada fue subdividida en dos, de forma aleatoria. Tras realizar análisis factoriales exploratorios y confirmatorios encontramos dos factores que correlacionaban $-.47$, pero no encontramos diferencias de género en la estructura factorial de la escala. Los hombres mostraban mayor autoestima que las mujeres, pero la magnitud de la diferencia era muy baja.

Palabras clave: AUTOESTIMA, GÉNERO, ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO

SUMMARY

The purpose of this article is to examine gender differences in structure an level of self-esteem. A large general population sample (N = 3728) of women (59.4%) and men (40.6%) between 18 and 65 years old (Mean age = 33.5, S. D. = 11.82) responded to SEI (Rector & Roger, 1993), a 58-item scale assessing global self-esteem. In order to determine the factor structure and its invariance, we first divided the sample by gender, and then randomly subdivided each group into two subsamples. Exploratory and confirmatory factor analysis yielded two factors that correlate -.47. We did not find significant gender differences in the factor structure of the scale, although the men scored slightly higher on self-esteem than the women.

Key words: SELF-ESTEEM, GENDER, CONFIRMATORY FACTOR ANALYSIS

INTRODUCCIÓN

Como señala Pelechano (2000) la expresión "autoestima" se emplea con frecuencia en psicología, pese a que su significación no es fácil de apresar. Según este autor, a nivel fenomenológico pueden distinguirse dos componentes: uno afectivo, que se refiere a los sentimientos de satisfacción y/o orgullo en el polo positivo y a los de devaluación o desprecio en el negativo; y otro valorativo, que se interpreta como el resultado de los aspectos positivos y negativos. Pelham y Swann (1989) también destacan la relevancia de los factores cognitivos y afectivos en la autoestima. Sugieren que su organización es compleja y está multideterminada, e identifican tres componentes de la autoestima global: 1) las tendencias a experimentar estados afectivos positivos y negativos; 2) las concepciones específicas de uno mismo, de sus fuerzas y debilidades; y 3) la forma en que las personas "enmarcan" sus auto-imágenes, es decir, la certidumbre y la importancia relativa de las visiones positivas de sí mismo frente a las negativas y la discrepancia entre las visiones reales e ideales de uno mismo.

Brown, Dutton y Cook (2001) realizan tres distinciones teóricas en el uso del término "autoestima": 1) la autoestima global, que es la más común y se refiere a los sentimientos característicos de la persona respecto a sí misma, siendo relativamente consistente transituacional y transtemporalmente; 2) las autovaloraciones, que se refieren a las diferentes formas en que las personas valoran sus distintas capacidades y atributos; y 3) los sentimientos de autovalía, que se refieren a estados emocionales transitorios, sobre todo a los que surgen de valoraciones positivas o negativas. Aunque algunos autores consideran que las diferencias entre este concepto y el de autoestima pueden hacer referencia únicamente a la duración del fenómeno, Brown *et al.* (2001) consideran que son cualitativamente diferentes.

Se han propuesto múltiples definiciones y medidas de autoestima, la mayoría de la cuales son de autoinforme (Robins, Hendin y Trzesniewski, 2001). Y aunque se ha usado como variable predictora, como criterio y también como variable moduladora, su naturaleza y funciones siguen siendo objeto de estudio, si bien se tiende a considerar que la autoestima global puede predecirse a partir del promedio de las autovaloraciones del sí mismo en un grupo de áreas específicas (Showers, 1992), siendo esta organización multidimensional del autoconocimiento la que permite a las personas mantener una imagen diferenciada de sí mismo a través de las situaciones (Marsh, 1986).

Se ha encontrado que las personas con alta autoestima responden menos negativamente ante los fracasos que las personas con baja autoestima, diferencia que parece ocurrir por la tendencia de estas personas a centrarse más en sus debilidades que en sus puntos fuertes (Dodgson y Wood, 1998), aunque se desconoce si dicha respuesta depende de la autoestima global o de las creencias más específicas acerca de los atributos y capacidades propios. Pero, pese a que se reconoce que el tener un autoconcepto complejo puede ser útil porque permite mayor capacidad para acceder a autoconceptos alternativos cuando son necesarios, y hay evidencia de que tener una visión multifacética de sí mismo puede ayudar a amortiguar los efectos de los resultados negativos (Dixon y Baumeister, 1991), existen datos que indican que los efectos de la

autoestima global no son reducibles a sus cualidades constituyentes en las reacciones emocionales ante el éxito y el fracaso (Dutton y Brown, 1997). Así, como señalan estos autores, aunque las concepciones específicas del sí mismo pueden ser mejores predictores de la conducta que la autoestima global, no parece suceder siempre así, por lo que se sigue planteando que la autoestima global tiene un papel crítico en la vida psicológica.

Existe evidencia empírica de que la autoestima se asocia en alguna medida con salud, aunque se desconocen los mecanismos por los que la baja autoestima supone un riesgo para la salud física y mental. Se ha encontrado que influye en la regulación de los estados emocionales negativos (Greenberg *et al.*, 1992; Smith y Petty, 1995), y también se ha planteado que influye en el proceso estrés-enfermedad, aunque la evidencia no es completa y no se conocen con exactitud los mecanismos ni las condiciones bajo las que opera (Brown y Harris, 1978; Roger y Rector, 1994; Rector y Roger, 1996; Whisman y Kwon, 1993). Se ha propuesto que puede influir tanto de forma directa a través del proceso de valoración primaria, como indirectamente a través de los estilos de afrontamiento y de las estrategias de control emocional (Rector y Roger, 1996).

El análisis de las diferencias de género en autoestima también ha sido el objetivo de muchos trabajos, habiéndose esperado tales diferencias debido a los diferentes patrones de socialización y a los distintos roles que la sociedad impone a mujeres y hombres. Mientras que la socialización masculina enfatiza la autonomía, la autoconfianza y la independencia, la femenina promueve la expresión emocional, la búsqueda de intimidad y la dependencia (Olson y Shultz, 1994). Y se reconoce que, tanto en mujeres como en hombres, muchas de las cualidades asociadas con la masculinidad son consistentes con alta autoestima, lo que no sucede con la feminidad. El rol masculino tradicional se asocia con instrumentalidad, que se refiere a la búsqueda de independencia, dominio, logro y asertividad, mientras que el rol femenino tradicional se ha asociado con expresividad, refiriéndose a la conexión con los demás, a la sensibilidad ante las necesidades de los otros y a la apertura emocional. Porque, como señala Eagly (1987), desde prácticamente el nacimiento a mujeres y hombres se les asignan diferentes roles

sociales, roles que tienen un valor jerárquico distinto y que conllevan diferentes características y compromisos.

Así, se ha planteado que la socialización en los roles tradicionales puede llevar a mujeres y hombres a desarrollar capacidades distintas y a utilizar diferentes fuentes de autoestima, aprendiendo criterios distintos para su autovaloración. También se ha postulado que mujeres y hombres tienen oportunidades diferentes para aumentar su autovalía.

Otros factores a los que se ha atribuido las diferencias de género en autoestima aluden al diferente tratamiento que en la escuela se da a chicos y chicas, y al énfasis cultural de la sociedad en la apariencia física de las chicas y las mujeres (Josephs, Markus y Tafarody, 1992; Kling, Hyde, Showers y Buswell, 1999; Schwalbe y Staples, 1991). Y también se ha planteado que la violencia contra la mujer puede contribuir a disminuir su autoestima (Koss, 1990), ya que algunas de las víctimas de violencia desarrollan una serie de síntomas crónicos, entre los que se incluyen alteraciones en el autoconcepto y en la autoeficacia, y se ha encontrado que la victimización activa autoimágenes negativas.

Pero los estudios empíricos han mostrado resultados inconsistentes, cuando no confusos, y también se ha reconocido la relevancia de una serie de variables moduladoras de las diferencias de género en autoestima, tales como la edad, la etnia, la medida de autoestima utilizada, e incluso el país donde se realiza el estudio.

Todo ello, junto con la ausencia de este tipo de estudios en nuestro entorno sociocultural, nos ha llevado a plantearnos el trabajo que presentamos a continuación. El objetivo principal es analizar cómo se estructura la autoestima en mujeres y hombres y, una vez comprobada ésta, ver si hay diferencias de género en la magnitud del factor o factores en que se estructura la autoestima.

El análisis factorial como método para determinar la estructura de un instrumento de evaluación

El análisis factorial es una de las técnicas de análisis multivariadas más empleadas en psicología. Sin embargo, su uso casi generalizado en procedimientos de validación de pruebas psicológicas, como

estrategia de validación de constructo o como mera forma de construcción de la instrumentación psicológica, no está ajeno a la problemática propia de esta técnica de análisis. Una de las cuestiones que ha de plantearse a la hora de llevar a cabo este tipo de análisis es cuántos factores o dimensiones latentes existen en los datos. Es una cuestión central cuya importancia parece menor, pero que puede condicionar los resultados obtenidos. De hecho, Glorfeld (1995) la considera como la más importante a la hora de ejecutar un análisis factorial.

Existe una amplia gama de procedimientos para responder a la cuestión de cuántos factores retener, tales como la regla del valor propio igual o superior a uno de Gutman-Kaiser (Gutman, 1954, Kaiser, 1960); el *Scree test* de Cattell (1966), el test de igualdad de los valores propios de Bartlett (1950, 1951); el test de máxima verosimilitud de Jöreskog (1967); el análisis paralelo (PA) de Horn (1965) y el MAP (*Minimum Average Partial correlation*) de Velicer (1976). De entre ellos, los más usados son aquellos que vienen incluidos en los programas de estadísticos al uso, en particular el método del valor propio igual o superior a uno de Kaiser y, más recientemente, el *Scree test* de Catell. Todos los procedimientos mencionados muestran una mayor tendencia a la sobre-extracción del número de factores que a la infra-estimación (salvo el MAP, que muestra la tendencia contraria). Zwick y Velicer (1986), autores muy relevantes en el estudio de esta cuestión, concluyen que el peor procedimiento es el más usado (la regla de Kaiser), acertando sólo en torno al 25% de las ocasiones. La tasa de aciertos para el *scree test* se duplica (57%) pero, en la práctica, cuando se equivoca, sobreestima el número de factores, lo que parece suceder en el 90% de las veces. Sobre este particular, cabe mencionar que ya el propio Cattell (1966) llamó la atención sobre la subjetividad intrínseca a este método. En el extremo opuesto encontraríamos al MAP y el PA, que mostraron su exactitud en torno al 84 y 92% de las ocasiones, respectivamente. En caso de errar, MAP tendía a la infraestimación (90%) y PA a la sobreestimación (66%). En tal caso, PA tiende a retener factores deficientemente definidos. Así, el análisis paralelo o el MAP son los dos procedimientos más aconsejables, recomen-

dándose su uso conjunto para evitar sus tendencias a la infra o a la sobre-extracción (Zwick y Velicer, 1986).

Ante estos hechos, dos son las razones que justifican el escaso interés que, en la práctica, los investigadores atribuyen al problema del número de factores. La primera, y posiblemente la más importante, sería la facilidad de acceso a los criterios de Kaiser o Cattell (en contraposición a la dificultad en poner en práctica cualquiera o ambos métodos aconsejados). La segunda razón, aunque mucho más sustantiva, posiblemente sea menos conocida (o en todo caso un "salvavidas al que aferrarse"): investigaciones recientes como las de Fava y Velicer (1996) y Wood, Tataryn y Gorsuch (1996) señalan que es más problemático extraer pocos factores que excederse en el número de factores retenidos. Además, interesa resaltar dos aspectos más: por una parte, la infra-extracción se traduce en variables que, saturando en factores no extraídos, muestran pesos en los factores retenidos, lo que provoca distorsiones en las saturaciones de las variables que sí saturan en el factor. Y, por otra parte, la sobre-extracción da lugar a una estimación de pesos factoriales en los factores verdaderos más correcta que en el caso de la infra-extracción. Por tanto, la sobrestimación de uno o dos factores no parece tener efectos importantes (Lawrence y Hancock, 1999) y parece recomendada como un mal menor (Gorsuch, 1997). Pese a todo, la opción más recomendable sería retener el número exacto de factores, lo que implica el uso de PA y MAP como los mejores criterios.

La cuestión de cuántos factores retener es importante en el problema de la invarianza factorial y, por extensión, en la validez de la prueba (aunque un nuevo problema implicaría al procedimiento seguido para contrastar esa invarianza factorial). Es decir, un aspecto crucial de una prueba es la invarianza de su estructura factorial, dado que en caso contrario deberíamos plantearnos qué es lo que estamos midiendo. Dicho en otros términos, si un instrumento de evaluación carece de una estructura factorial clara y aceptada difícilmente podemos hablar con seguridad de qué es lo que medimos con el mismo. En tales circunstancias ¿podemos afirmar que medimos una/s misma/s dimensión/es? Planteada en estos términos, la existencia de una estructura factorial inequívoca es un

prerequisito para la validez de constructo, aunque no una sustituta de la misma.

Así, partimos del supuesto aceptado de que la replicabilidad-invarianza –cuanto menos parcial- de la estructura factorial es una condición recomendable de toda instrumentación psicológica. Además, cuando efectuamos comparaciones entre distintas muestras o distintos grupos poblacionales con un instrumento de medida aceptamos, al menos tácitamente, que son comparables, es decir evaluamos una misma dimensión definida de forma equivalente. Alternativamente, sus estructuras factoriales son similares o invariantes (o, si se prefiere, muestran invarianza parcial). En todo caso, el conocimiento de las semejanzas o diferencias factoriales es un paso previo que generalmente obviamos, damos por supuesto. Resumiendo, la cuestión de cuántos factores retener afecta directamente a la bondad de la estructura factorial de la prueba y tiene consecuencias importantes sobre el propio concepto de validez de la instrumentación psicológica.

MÉTODO

Muestra

La muestra está formada por 3728 personas (de las que el 59,4% son mujeres) de la población general, que voluntariamente aceptaron participar en el estudio. El acceso a la misma fue a través de varias asociaciones de vecinos y diversos centros laborales y educativos, tanto públicos como privados, de la Comunidad Canaria. El rango de edad oscila entre 18 y 65 años, con una edad media de 33,5, mediana de 30 y desviación típica de 11,82. Aunque predomina la gente joven, hay representantes de diversas edades, teniendo el 25% de la muestra más de 43 años. La edad media en el grupo de hombres es de 32,29 (desviación típica de 11,75) y en el de las mujeres de 34,41 (desviación típica de 11,79). Aunque apenas hay dos años de diferencia entre las medias de ambos grupos, las diferencias son estadísticamente significativas ($t = 5,37$, $p < ,001$), quizá como consecuencia del elevado tamaño muestral. Y también

Tabla 1.- Principales características sociodemográficas de la muestra y comparaciones de los porcentajes intergénero en cada categoría

	Mujeres (n = 2216)		Hombres (n = 1512)		χ^2
	N	%	N	%	
Nivel de estudios:					
Primarios	628	29,0	357	23,9	20,35***
Secundarios	710	32,8	590	39,5	
Universitarios	829	38,3	548	36,7	
Sin dato	49		17		
Ocupación:					
Amas de casa	407	18,8	0	0	340,9***
Empleo manual	465	21,5	484	32,9	
Empleo no manual	416	19,2	375	25,5	
Profesional	509	23,5	322	21,9	
Estudiante	365	16,9	289	19,7	
Sin dato	54		42		
Estado civil:					
Soltero	1012	46,2	933	62,0	121,6***
Casado	985	45,0	532	35,4	
Separado/divorciado	143	6,5	36	2,4	
Viudo	51	2,3	3	0,2	
Sin dato	25		8		
Edad					
		Media (D. T.)		Media (D. T.)	
		34,41 (11,79)		32,29 (11,75)	

*** P < 0,001

encontramos diferencias intergénero significativas en el nivel de estudios, ocupación y estado civil (véase tabla 1). Como puede observarse, hay mayor porcentaje de hombres con estudios secundarios y de mujeres con estudios primarios. En el nivel de empleo, aunque el porcentaje de profesionales y de estudiantes es bastante similar, es mayor el de hombres en las categorías de empleo manual y no manual, mientras que sólo son mujeres las que se dedican de forma exclusiva al cuidado del hogar, que denominamos “amas de casa”. Y en el estado civil, encontramos mayor porcentaje de hombres solteros, mientras que el porcentaje de mujeres es mayor en el resto de las categorías.

Instrumentos

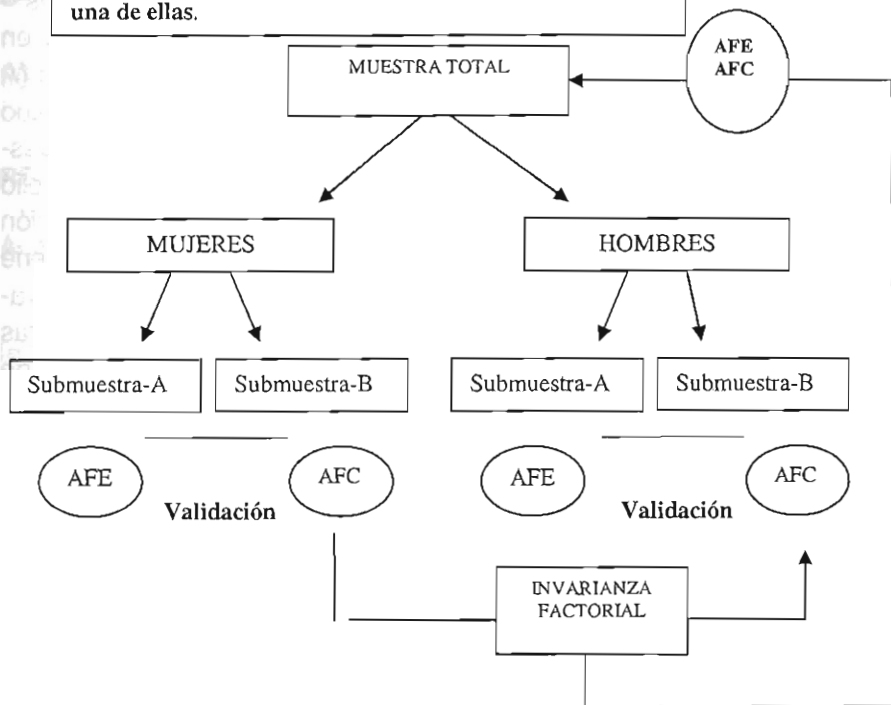
Inventario de autoestima (Self-esteem Inventory, SEI). Instrumento diseñado y validado por Roger y su equipo en la Universidad de York (Rector y Roger, 1993) y traducido al español (con retrotraducción) por Gloria García de La Banda. Está formado por 58 ítems que suponen una medida global de la autoestima. Reflejan la valoración de varias competencias, incluidas la personal, interpersonal, familiar, de logro, atractivo físico, y valoración del grado de incertidumbre en las mismas. El formato de respuesta es en una escala tipo Likert de 4 puntos: “nunca” (puntuado con 0); “alguna vez”, que se puntúa con 1; “frecuentemente”, puntuado con 2; y “siempre”, que puntúa 3.

Hoja de recogida de datos, donde se registraban las características sociodemográficas.

Procedimiento

Dado que disponemos de un tamaño muestral elevado optamos por llevar a cabo una serie de análisis factoriales exploratorios, ya que nos permiten establecer una definición tentativa de la estructura de la prueba, y otra serie de análisis con un carácter más claramente restrictivo o confirmatorio, incluyendo en este caso el estudio de la invarianza factorial en relación al género.

Figura 1: Procedimiento seguido para dividir las muestras y análisis específicos llevados a cabo con cada una de ellas.



AFE: Análisis factorial exploratorio
AFC: Análisis factorial confirmatorio

Para ello dividimos la muestra en pasos sucesivos como representamos en la figura 1. La primera división fue según el género y, en un segundo momento, se procedió a dividir cada una de las muestras en dos mitades aleatorias. Esta selección se llevo a cabo a través de la opción disponible en el SPSS (selección de casos – muestras aleatorias). Así, finalmente, la muestra total se dividió en cuatro submuestras, dos de hombres (A y B) y dos de mujeres (A y B). En una de las muestras de cada género se llevaron a cabo análisis factoriales no restrictivos o de naturaleza exploratoria (muestras A de cada género). La segunda muestra de cada género cumplió una doble función: por una lado sirvió de muestra de validación cruzada, pero, simultáneamente, se llevó a cabo con ella una serie de análisis factoriales restrictivos o confirmatorios tendentes a valorar el apoyo que, bajo esta perspectiva, cuentan las estructuras factoriales aisladas en la primera de las muestras¹ (muestras B de cada género).

Para analizar la invarianza factorial en función del género de la estructura aislada no se recurrió a procedimientos más o menos tradicionales (léase índices de congruencia, por ejemplo), sino que empleamos nuevamente análisis factoriales restrictivos para verificar, o no, la igualdad en el patrón de saturaciones y el número de factores, la magnitud de las saturaciones factoriales, la semejanza de los errores de medida y, finalmente, de la matriz de varianza-covarianza entre los factores latentes. Este grupo de análisis se llevó a cabo únicamente con las dos submuestras de validación cruzada (B para cada género).

Finalmente, queremos comentar que la razón para llevar a cabo con una muestra análisis factoriales exploratorios o no restrictivos y con otra análisis con carácter confirmatorio es simple: evitar el sesgo que supone generar, contrastar y modificar (si llegase el caso) un modelo a partir de un mismo y único conjunto de datos.

¹ Aunque los análisis exploratorios y confirmatorios con la muestra total se efectuaron tras los correspondientes a la muestra de validación cruzada e invarianza factorial, por una cuestión pragmática, estos se presentarán junto a los análisis de las distintas submuestras.

En relación con los análisis factoriales no restrictivos o exploratorios, otorgamos especial importancia a la determinación del número de factores a conservar, por lo que se usaron dos de los métodos más recomendados: el análisis paralelo (PA) de Horn (1965) y el MAP de Velicer (1976).

Los análisis estadísticos se realizaron con la versión 10 del programa SPSS para Windows y con AMOS 3.6 (Arbuckle, 1997).

RESULTADOS Y DISCUSIÓN

Análisis factorial exploratorio –no restrictivo (AFE)

En un primer momento, tras dividir la muestra como hemos planteado, procedimos a calcular para cada muestra a analizar con metodología exploratoria –no restrictiva el número de factores subyacentes mediante los métodos MAP y PA. Tanto para las dos submuestras de género como para la muestra total, ambos procedimientos coincidieron en recomendar tres factores. Mientras que el número de factores con valor propio superior a uno se situaba entre 11 y 12 y explicaban en torno al 50 de la varianza, los tres primeros factores apenas daban cuenta del 31% de la varianza.

Una primera valoración de las matrices de configuración dejó patente la existencia de diez ítems que no formaban parte de la solución factorial, la presencia de algunos ítems complejos y la fragilidad del tercer factor, que estaba compuesto por cuatro ítems en la muestra de mujeres y nueve en la de los hombres. En este factor, entre tres y cuatro ítems presentaban saturaciones superiores a ,40, siendo indicadores específicos del factor. Los restantes ítems tenían saturaciones inferiores y/o se mostraban factorialmente complejos. Además, en la submuestra de mujeres, este segundo grupo de ítems no saturaba en este último factor, sino que mostraba cargas importantes fundamentalmente en el primero. Ante estas circunstancias, repetimos nuevamente este análisis exploratorio con los 48 ítems restantes, eliminando así las variables que no saturaban o las más problemáticas del tercer factor. En esta ocasión tanto MAP como PA recomendaban retener solo dos factores, los cuales

mantenían el porcentaje de varianza explicada en torno al 31%, aproximadamente. Una nueva inspección del resultado dejó claro que 5 ítems mostraban un comportamiento errático: generalmente no saturaban y cuando lo hacían estaban por debajo de ,35. En un tercer análisis eliminando estos ítems MAP y PA recomendaron nuevamente dos factores, cuya configuración era similar a la mostrada en el paso anterior, por lo que dimos por cerrado este grupo de análisis exploratorios –no restrictivos. En la tabla 2 mostramos los resultados de este tercer análisis. Como puede observarse, el primer factor está formado por 28 ítems, que recogen una serie de valoraciones negativas de sí mismo. En la muestra total, los ítems que saturan más alto son el 40 que afirma “Parece que a los demás les salen mejor las cosas que a mí” (peso factorial de ,64) y el 17 “Tengo muchos pensamientos negativos sobre mí mismo/a” (saturación de ,62). Ambos, y al igual que el resto de los ítems que saturan en este factor, reflejan una infravaloración y un descontento consigo mismo, y parecen recoger en alguna medida el componente valorativo de la autoestima que plantea Pelechano (2000), por lo que lo hemos denominado “Valoración negativa de sí mismo”. El segundo factor está formado por 15 ítems. El que satura más alto es el 43 “Me siento seguro/a de mis propias capacidades” (peso factorial de ,59) y, al igual que el resto de los ítems que definen este factor, se caracteriza por reflejar seguridad en sí mismo y autoconfianza, por lo que lo hemos denominado “Autoconfianza”. El porcentaje de varianza no rotada explicada es 26,5% y 6,2% para los hombres; 25,6% y 5,3% para las mujeres; y 25,8% y 5,6% para la muestra total.

Así, los resultados de esta serie de análisis dejan patente una solución bifactorial que podría reducirse, a nivel de segundo orden, en un único factor que evalúa baja autoestima. En tal caso, ambos factores saturan ,75 en el factor general, pero el segundo factor lo hace de forma negativa. La correlación entre los dos factores es de -,42 en la muestra de hombres; de -,48 en la de mujeres; y de -,47 en la muestra total.

En cuanto a la consistencia interna de la solución aislada (véase tabla 3) parece adecuada, situándose el alfa de Cronbach en torno a ,91 para el primer factor ,87 para el segundo y en ,93 para la escala

Tabla 2.-Análisis factorial exploratorio para la muestra total y una de las dos submuestras de género (submuestras A)

Ítems	Muestra		Hombres (N = 756)		Mujeres (N = 1108)		Total (N = 3728)	
	FI	FII	FI	FII	FI	FII	FI	FII
SEI01: Me preocupa lo que piensen mis amigos de mí	,35	,42	,35	,42	,40			
SEI03: Me siento inseguro/a de mi apariencia ante otra gente	,44	,50	,44	,50	,48			
SEI07: Me siento insatisfecho/a con mi físico	,36	,35	,36	,35	,36			
SEI11: El resto de la gente parece tener mucha más capacidad que yo	,43	,47	,43	,47	,45			
SEI12: Pienso que dependo demasiado de otras personas	,39	,45	,39	,45	,43			
SEI14: Tiendo a preocuparme mucho por las cosas que me puedan pasar	,48	,56	,48	,56	,53			
SEI16: Siento que soy uno/a de esos perdedores/as	,50	,52	,50	,52	,52			
SEI17: Tengo muchos pensamientos negativos sobre mí mismo/a	,59	,63	,59	,63	,62			
SEI19: Estoy siempre castigándome a mí mismo/a	,59	,57	,59	,57	,58			
SEI23: Necesito que mis amigos/as me digan que estoy haciendo bien las cosas	,43	,42	,43	,42	,43			
SEI24: El resto de la gente parece ser mucho más feliz que yo	,55	,56	,55	,56	,56			
SEI26: Tiendo a compararme continuamente con mis amigos/as	,46	,39	,46	,39	,42			
SEI27: Me parece difícil aceptarme como soy	,50	,47	,50	,47	,49			
SEI29: Me siento inseguro/a en relación a mi función en la vida	,48	,47	,48	,47	,48			
SEI30: A menudo me preocupa equivocarme	,48	,56	,48	,56	,53			
SEI31: Pienso que la gente habla de mí a mis espaldas	,43	,53	,43	,53	,49			
SEI33: Parece que me equivoco más de lo que acierto	,51	,54	,51	,54	,53			
SEI34: Tiendo a ser de los que se pasan la vida imaginando una realidad distinta a la que tengo: "si tuviera...", "si fuera...", o "si hubiera..."	,52	,58	,52	,58	,55			
SEI35: Si fuera más seguro/a de mí mismo/a disfrutaría más de la vida	,46	,53	,46	,53	,49			
SEI36: Tiendo a criticar mucho a los demás	,37	,35	,37	,35	,35			
SEI37: Tiendo a ver el lado negativo de las cosas	,51	,57	,51	,57	,55			
SEI39: Mis amigos/as parecen tener una mayor seguridad en sí mismos que yo	,53	,58	,53	,58	,56			
SEI40: Parece que a los demás les salen mejor las cosas que a mí	,62	,66	,62	,66	,64			
SEI41: Pienso que soy una persona aburrida	,42	,44	,42	,44	,43			
SEI42: Parece que a mí me pasan más contrariedades que a mis amigos/as	,55	,58	,55	,58	,57			
SEI47: Me preocupa que mis amigos no me valoren	,48	,49	,48	,49	,48			
SEI50: Tiendo a criticarme a mí mismo	,50	,46	,50	,46	,48			
SEI55: Me siento completamente inadecuado/a	,38	,43	,38	,43	,42			

Tabla 2.- (Continuación)

SEI05: Tengo las ideas muy claras de lo que quiero hacer con mi vida		,56		,53		,55
SEI06: Me siento satisfecho/a con la forma de ser que tengo		,56		,53		,55
SEI08: Mi amigos/as me consideran alguien en quien verdaderamente se puede confiar		,40		,40		,39
SEI09: Confío en mi capacidad de juicio		,56		,52		,54
SEI15: Me parece que hasta ahora he conseguido un montón de cosas en mi vida		,51		,45		,47
SEI18: Me encanta ser como soy, no me cambiaría por nadie		,44		,44		,44
SEI22: Puedo tomar decisiones por mí mismo/a con facilidad		,51		,46		,49
SEI25: Tengo una idea muy clara de quién soy yo		,56		,55		,55
SEI28: Prefiero tomar las decisiones por mí mismo/a		,37		,43		,41
SEI32: Estoy satisfecho/a con la manera en que transcurre mi vida		,50		,39		,44
SEI43: Me siento seguro/a de mis propias capacidades		,64		,55		,59
SEI44: Pienso en mí mismo/a de una manera positiva		,56		,47		,51
SEI49: Siento que mi familia me valora		,36		,35		,36
SEI52: Me siento seguro/a		,61		,53		,57
SEI56: Tengo las mismas posibilidades de éxito que el resto		,40		,42		,41
Correlación entre los dos factores		-,42		-,48		-,47
Valor propio no rotado	11,6	2,96	12,7	2,55	12,4	2,68
% Varianza explicada no rotada	26,5	6,2	25,6	5,3	25,8	5,6
Sumatorio saturaciones al cuadrado	6,90	4,79	7,91	4,11	7,52	4,40
% Varianza explicada rotada ^a	59	41	66	34	63,1	36,9

^a Calculado sobre el sumatorio de las saturaciones al cuadrado de todos los ítems. En las muestras por género, no se incluyen los datos de la muestra de validación cruzada.

general. Por lo demás, la homogeneidad también resulta satisfactoria, situándose la correlación media ítem-factor en torno a ,47 para el factor general y ligeramente por encima para los factores de primer orden. Según el procedimiento descrito por Feldt (1969) y Hakstian y Whalen (1976) no existen diferencias de género en la consistencia interna de los factores o en la escala total.

Tabla 3.-Fiabilidad: Consistencia interna y homogeneidad de la escala o sus factores para las submuestras A de cada género y lamuestra total

	Hombres (N = 756)			Mujeres (N = 1108)			Total (N = 3728)		
	FI	FII	Escala	FI	FII	Escala	FI	FII	Escala
Alfa	,91	,86	,93	,92	,87	,93	,91	,87	,93
Rxy	,50	,50	,46	,51	,51	,49	,51	,50	,48

Rxy: media de la correlación biserial puntual ítem-puntuación total menos el ítem. Se han excluido de la escala los ítem que no definen el factor general.

Análisis factorial confirmatorio-restrictivo (AFC)

Una vez delimitada la estructura factorial en cada submuestra, se procedió a calcular para la muestra de validación cruzada correspondiente los índices de ajuste, mediante el análisis factorial restrictivo o confirmatorio, tal y como se entiende bajo la óptica de los modelos de ecuaciones estructurales. Dado que la estructura de la prueba aparece como bifactorial en ambas muestras, definimos esta estructura junto con otros dos modelos competitivos. Por un lado, una solución monofactorial nos indicaría que la covariación entre los

Ítems puede explicarse apelando directamente a un factor general de primer orden (en vez de a los dos factores de primer orden). Con ello pondríamos a prueba si ambos factores son equiparables, similares. Frente a este modelo, una solución bifactorial independiente nos indicaría que los factores no están relacionados, por lo que no podría apelarse a un factor general. El tercer modelo, que suponemos el más correcto, defendería la solución bifactorial dependiente aislada en este trabajo e indicaría que ambos factores están relacionados, pero son diferentes.

Como un paso previo a los análisis confirmatorios se valoró la normalidad multivariable de los datos de cada muestra mediante el test de Mardia, descartándose ésta en todos los casos. Ante esta circunstancia, se desechó el procedimiento de estimación de máxima verosimilitud. Igualmente, no se empleó el procedimiento de Browne (1984) *Asymptotic Distribution Free*, ADF, ya que sólo es aplicable a modelos con pocos parámetros a estimar (Muthén, 1993). Por tanto, se recurrió a un procedimiento de remuestreo, el Brostrap. Siguiendo las sugerencias de Nevitt y Hancock (1998) se especificaron un total de 250 replicaciones por muestra y análisis. Este procedimiento se fundamenta en considerar la muestra como si fuese la población y estimar un número determinado de remuestreos aleatorios con reposición. El tamaño de cada una de estas muestras es igual al de la población (el n total disponible), pero dado el procedimiento de selección (aleatorio) y la reposición, cada muestra será levemente diferente de las restantes y de la población. Se pretende con ello relajar determinadas asunciones sobre la distribución de las variables (por ejemplo, normalidad, independencia, homoscedasticidad) y generar una estimación empírica de la distribución muestral del estadístico (Efron y Tibshirani, 1993). Además, para identificar los modelos, se igualó el primer ítem de cada factor a uno, ya que la imposición de la varianza del factor a la unidad favorece estimaciones incorrectas del error típico cuando se recurre al método de estimación de remuestreo señalado (Hancock y Nevitt, 1999). Por otro lado, este método de estimación permite, en parte, corregir la sobrestimación en Chi cuadrado cuando trabajamos con muestras no normales (Bollen y Stine, 1993), por lo que informaremos de tal corrección.

Tabla 4.-Índices de ajuste para los modelos contrastados en las muestras de validación cruzada de cada género y para la muestra total

	χ^2 ^a	gl	SRMR	AGFI	CFI	RMSEA ^b	ECVI ^b
MUJERES							
Mono	4643	860	,045	,771	,762	,064	4,51
2_Ind	4241	860	,116	,832	,787	,061	4,13
2_Dep	3574	859	,038	,842	,829	,054	3,51
HOMBRES							
Mono	3805	860	,048	,701	,717	,068	5,39
2_Ind	3094	860	,097	,802	,785	,059	4,43
2_Dep	2735	859	,038	,811	,820	,054	3,94
TOTAL							
Mono	12756	860	,040	,784	,772	,061	3,46
2_Ind	11302	860	,108	,851	,800	,057	3,07
2_Dep	8992	859	,032	,865	,844	,050 ^c	2,45

^a: Probabilidad Bollen-Stine de $p < ,005$ en todos los casos. ^b: Dentro del intervalo crítico. ^c: Pclose = 1. N = 1108, 756 y 3728 para las mujeres, los hombres y la muestra total, respectivamente. gl = grados de libertad; SRMR = Raíz cuadrática media residual tipificada; AGFI = Índice de bondad de ajuste corregido; CFI = Índice de ajuste comparativo; RMSEA = Error de aproximación cuadrático medio; ECVI = Índice de validación cruzada esperado

Como era presumible, para todas las muestras, la solución aislada en los análisis exploratorios es la más adecuada. Esta afirmación requiere, no obstante, algunas matizaciones: Por un lado, todos los modelos son significativos aún tras la corrección Bollen-Stine. Los análisis llevados a cabo presentan dos características que afectan a la mayoría de los índices de ajuste: elevado tamaño muestral y alto número de parámetros. Ambas circunstancias penalizan al valor de Chi cuadrado e, indirectamente, a sus modificaciones y a todos los índices incluidos salvo a SRMR. A estas circunstancias se une una tercera que afecta al CFI: éste se basa en el cálculo de un modelo nulo que plantea la inexistencia de relaciones entre las variables, lo cual resulta difícil de defender. Los índices menos afectados por los dos primeros problemas son SRMR y RMSEA, que se sitúan por debajo de sus puntos de corte ($,08$ y $,05$, según Hu y Bentler, 1999) sistemáticamente para la solución de factores relacionados, indicando la superioridad y bondad de dicho modelo. Además, tanto ECVI como RMSEA se sitúan siempre dentro de su intervalo crítico. Este dato es especialmente importante para RMSEA ya que el valor de dicho intervalo es siempre de ± 1 centésima respecto al valor de dicho índice. Frente a esta perspectiva global, hay que comentar que todos los parámetros de los modelos contrastados tienen valores posibles y significativos. Resumiendo, los análisis exploratorios y confirmatorios efectuados apoyan la consideración de la escala como constituida por dos factores dependientes.

Una vez establecida la adecuación de la solución bifactorial dependiente para cada género, se procedió a comprobar la invarianza factorial intergénero. En este caso nos limitamos a plantear sólo las siguientes hipótesis o predicciones sobre la invarianza: (i) similitud del número y configuración de los factores, (ii) igualdad de la cuantía de las saturaciones factoriales; (iii) semejanza de los errores de medida; y (iv) equivalencia de varianza-covarianza de los factores² y (v) invarianza de la media de los factores latentes. Si bien esta

² A pesar de que finalmente podemos apelar a un factor general de autoestima, nos parece más adecuado contrastar la invarianza del modelo de factores dependientes y, sólo si ésta se confirma, someter a consideración la invarianza de la media en el factor general de la escala.

Tabla 5.- Prueba de invarianza factorial intergénero para la solución bifactorial (submuestras B de cada género)

	GL	χ^2	SRMR	AGFI	CFI	RMSEA
Nº FACTORES	1719	6315	,039	,820	,825	,038 ^{a,b}
SATURACIONES	1761	6410	,043	,822	,823	,038 ^{a,b}
ERRORES DE MEDIDA	1804	6505	,044	,825	,821	,038 ^{a,b}
VARIANZA/COVARIANZA	1805	6508	,044	,825	,821	,038 ^{a,b}
MEDIA FACTORES						
PRIMER ORDEN (análisis conjunto)	1886	9871	----	----	,931	,048 ^{a,b,c}
(análisis individual)						
Factor latente I	1888	9866	----	----	,931	,048 ^{a,b,c}
Factor latente II	1888	9865	----	----	,931	,048 ^{a,b,c}

Probabilidad Bollen-Stine de $p < ,005$ en todos los casos.

^a: Dentro del intervalo crítico; ^b: $Pclose = 1$; ^c: fuera del intervalo crítico de la primera hipótesis (invarianza configuración y número de factores). N = 1108 y 756 para las mujeres y los hombres, respectivamente. gl = grados de libertad; SRMR = Raíz cuadrática media residual tipificada; AGFI = Índice de bondad de ajuste corregido; CFI = Índice de ajuste comparativo; RMSEA = Error de aproximación cuadrático medio.

última hipótesis no es habitual plantearla en este contexto, tiene la ventaja de estimar la media en el factor latente habiendo eliminado de éste los errores de medida. Es, por tanto, una estimación más exacta. Como se aprecia en la tabla 4, dando por buena la primera hipótesis (invarianza del número de factores y configuración de estos), los valores de RMSEA para los restantes contrastes se sitúan siempre dentro del intervalo crítico de esta primera serie de modelos. Conjuntamente con este dato, destaca que los índices de ajuste de los modelos más restrictivos que éste se mantienen prácticamente invariantes, lo que supone un indicador claro de que las nuevas y sucesivas restricciones (imposición de que el valor de los parámetros correspondientes son iguales en ambas muestras) no afectan al nivel de ajuste del modelo de medida. Es decir, se aceptan todas las hipótesis planteadas respecto a la invarianza factorial intergénero³ (a excepción de la invarianza en la media de los factores latentes).

Especial mención requiere la hipótesis relativa a la invarianza del valor medio de los factores latentes. Paradójicamente, nos encontramos con una mejoría de ajuste (según CFI) y un empeoramiento según RMSEA (si bien se situaría dentro de los valores que indican un ajuste adecuado). Sin embargo, rechazamos esta última hipótesis ya que el valor de éste (RMSEA) se sitúa sensiblemente fuera del intervalo crítico de la serie de hipótesis previas. Encontramos que las mujeres puntúan por encima de los hombres en el primer factor (puntuación factorial media estimada por el programa AMOS: 1,42 frente a 1,26); invirtiéndose la situación para el factor segundo (1,69 frente a 1,80). Estas discrepancias se manifiestan igualmente a nivel del factor general de baja autoestima, puntuando las mujeres por encima de los hombres (1,56 frente a 1,40)⁴.

³ Es necesario señalar que en esta etapa del análisis se obtuvo una correlación entre los factores de primer orden (independiente del género y de los errores de medición) de -,47.

⁴ Al contrastar estos parámetros mediante el programa AMOS tenemos la ventaja de que las medias no están contaminadas por el error de medida, siendo por tanto estimaciones más fiables que las obtenidas por otros procedimientos al uso. Sin embargo, nos impide presentar los tradicionales valores t del análisis de diferencias de medias.

CONCLUSIONES

A lo largo del trabajo hemos presentado datos sobre la validez estructural de una prueba para evaluar autoestima, y hemos analizado la existencia de diferencias/similitudes estructurales en función del género. Con la finalidad de aportar datos de validación cruzada, dado el elevado número de participantes, tras separar la muestra en función del género, hemos dividido aleatoriamente cada submuestra en dos mitades.

En primer lugar nos hemos centrado en determinar cuántos factores son precisos para explicar adecuadamente la variabilidad de respuestas a la prueba. Dado que la mayoría de los procedimientos al uso no resultan eficientes, optamos por dos de los procedimientos más recomendados: MAP y el análisis paralelo. Ambos coincidieron en recomendar un número reducido de factores (tres inicialmente y dos tras algunas depuraciones de la prueba) frente a casi la docena que recomienda la regla de Kaiser. Tras la rotación de estos factores quedó ya patente la semejanza de la estructura en ambos géneros, así como la estructura bidimensional y no bipolar. Ello no impide que ambos factores se unifiquen a nivel de segundo orden, manteniendo correlación negativa. El primer factor recoge aspectos del sí mismo que son valorados de un modo más bien negativo, autocrítico, o deficitario frente a los demás, mientras que el segundo recoge las calificaciones positivas, de satisfacción y seguridad en sí mismo. Aunque ambos factores se relacionan de forma negativa, solo comparten el 22,1% de la varianza, lo que indica que son dos componentes de la autoestima que recogen aspectos diferentes, si bien pueden unirse a nivel de segundo orden reflejando una autoestima global baja. Estos resultados parecen apoyar la idea planteada por muchos autores respecto a la complejidad y multideterminación de la autoestima (véase, por ejemplo, Pelham y Swann, 1989; Pelechano, 2000), e indican que el promedio de las autovaloraciones del sí mismo en un grupo de áreas específicas que plantean los autores supone la medida de la autoestima global se estructura, al menos cuando se evalúa con el SEI, en dos componentes más específicos: uno que recoge la autovaloración negativa y otro la confianza en sí mismo.

La consistencia interna de los factores era adecuada, tanto en la muestra total como en la de mujeres y en la de hombres.

El segundo grupo de análisis tuvo por objeto validar estos resultados en la muestra de validación cruzada. Además, en este caso, empleamos un enfoque confirmatorio a través de los modelos de ecuaciones estructurales. Bajo esta óptica, nos centramos en dos cuestiones: (1) con qué apoyo (niveles de ajuste) cuenta la solución bifactorial definida previamente, y (2) si podemos mantener, más allá de la mera inspección visual, la invarianza factorial de los factores. En ambos casos las respuestas fueron positivas. De especial interés son los análisis de invarianza factorial, ya que ofrecen un reflejo bastante exacto de cómo se articula la autoestima de mujeres y hombres a través de la prueba. De hecho, aspectos como la contribución de cada ítem para entender el significado del factor y los errores de medida inherentes a todo indicador son similares en uno u otro caso. Más importante aún es observar cómo ni la varianza/dispersión de puntuaciones en los factores, ni tampoco la relación entre ellos dependen del género. Es decir, la autoestima se estructura y articula de forma similar en mujeres y hombres.

Respecto a las diferencias en el nivel, aunque son mínimas, hemos encontrado que las mujeres puntúan más alto que los hombres en el factor de Valoración negativa de sí mismo, menos en el de Autoconfianza, y más también en el factor general de baja autoestima. Así, parece ser que las mujeres como grupo, frente a los hombres, presentan una cierta tendencia a ser más críticas consigo mismas, a valorarse de forma más negativa, a verse como más deficitarias frente a los demás y a confiar menos en sí mismas. Por el contrario, los hombres tienden a tener mayor seguridad y a estar más satisfechos consigo mismos. Además, a nivel global se encuentra que la autoestima es algo menor en las mujeres que en los hombres. Aunque es necesario destacar la escasa magnitud de las diferencias y que la potencia de la prueba es tan alta que puede magnificar diferencias mínimas, estos datos coinciden con los obtenidos por Kling *et al.* (1999) en un meta-análisis en el que recogió datos de más de 135.000 personas.

Finalmente, hay que reconocer una serie de limitaciones de nuestro trabajo. La primera se refiere al tipo de instrumento utilizado para

la evaluación de la autoestima, el SEI. Se trata de una escala amplia, que hemos considerado adecuada para este trabajo. En segundo lugar, hemos utilizado una muestra que, aunque de gran tamaño, no es aleatoria sino disponible, lo que puede afectar a la generalización de los resultados. Sin embargo, el uso de muestras disponibles es tan usual en la investigación psicológica como inusual es encontrar trabajos con tamaños muestrales como el utilizado en este estudio. Otra limitación es que nuestro estudio es muy general, no se ha evaluado la autoestima en áreas específicas, y la muestra es muy heterogénea, estando representados un buen número de grupos y estamentos sociales. Así, sería necesario hacer análisis más específicos y en poblaciones concretas que nos permitiesen conocer cuáles son los determinantes de la autoestima, para así poder generar medidas terapéuticas eficaces para aquellas personas que tuviesen déficit.

BIBLIOGRAFÍA

- Arbuckle, J. L.** (1997). *AMOS users' guide, version 3.6*, Small Waters. Corp., Chicago, Ill.
- Bartlett, M. S.** (1950). Tests of significance in factor analysis. *British Journal of Psychology*, 3, 77-85.
- Bartlett, M. S.** (1951). A further note on tests of significance in factor analysis. *British Journal of Psychology*, 4, 1-2.
- Bollen, K. A. y Stine, R. A.** (1993). Bootstrapping goodness-of-fit measures in structural equation models. En K. A. Bollen y J. S. Long (Eds.), *Testing structural equation models*. Newbury Park, CA: Sage Publications.
- Brown, J. D., Dutton, K. A. y Cook, K. E.** (2001). From the top down: Self-esteem and self-evaluation. *Cognition and Emotion*, 15, 615-631.
- Brown, G. W. y Harris, T.** (1978). *Social origins of depression*. Nueva York: Free Press.
- Browne, M. W.** (1984). Asymptotically distribution-free methods for the analysis of covariance structures. *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 37, 62-83.
- Cattell, R. B.** (1966). The Scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1, 245-276.

- Dixon, T. M. y Baumeister, R. F. (1991). Escaping the self: The moderating role of self-complexity. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 17, 363-368.
- Dodgson, P. G. y Wood, J. V. (1998). Self-esteem and the cognitive accessibility of strengths and weaknesses after failure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 75, 178-197.
- Dutton, K. A. y Brown, D. (1997). Global self-esteem and specific self-views as determinants of people's reactions to success and failure. *Journal of Personality and Social Psychology*, 73, 139-148.
- Eagly, A. (1987). *Sex differences in social behavior: A social role interpretation*. Hillsdale: Erlbaum.
- Efron, B. y Tibshirani, R. J. (1993). *An Introduction to the Bootstrap*. Nueva York: Chapman & Hall.
- Fava, J. L. y Velicer, W. F. (1996). The effects of underextraction in factor and component analyses. *Educational and Psychological Measurement*, 56, 907-929.
- Feldt, L. S. (1969). A test of the hypothesis that Cronbach's alpha or Kuder-Richardson coefficient twenty is the same for two tests. *Psychometrika*, 34, 363-373.
- Glorfeld, L. W. (1995). An improvement on Horn's Parallel Analysis methodology for selecting the correct number of factor to retain. *Educational and Psychological Measurement*, 55, 377-393.
- Gorsuch, R. L. (1997). New procedures for extension analysis in exploratory factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 57, 725-740.
- Greenberg, J., Solomon, S., Pyszczynski, T., Rosenblatt, A., Burling, J., Lyon, D., Simon, L. y Pinel, E. (1992). Why do people need self-esteem? Converging evidence that self-esteem serves an anxiety-buffering function. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63, 913-922.
- Gutman, L. (1954). Some necessary conditions for common factor analysis. *Psychometrika*, 19, 149-162.
- Hakstian, A. R. y Whalen, T. E. (1976). A k-sample significance test for independent alpha coefficients. *Psychometrika*, 41, 219-231.
- Hancock, G. R. y Nevitt, J. (1999). Bootstrapping and the identification of exogenous latent variables within structural equation models. *Structural Equation Modeling*, 6, 394-399.
- Horn, J. L. (1965). A rationale and technique for estimating the number of factors in factor analysis. *Psychometrika*, 30, 179-185.
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling* 6, 1-55.

- Jöreskog, K. G.** (1967). Some contributions to maximum likelihood factor analysis. *Psychometrika*, 32, 433-482.
- Josephs, R. A., Markus, H. R. y Tafarody, H. R.** (1992). Gender and self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63, 391-402.
- Kaiser, H. F.** (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141-151.
- Kling, K. C., Hyde, J. S., Showers, C. J. y Buswell, B. N.** (1999). Gender differences in self-esteem: A Meta-analysis. *Psychological Bulletin*, 125, 470-500.
- Koss, M. P.** (1990). The women's mental health research agenda. *American Psychologist*, 45, 374-380.
- Lawrence, F. R. y Hancock, G. R.** (1999). Conditions affecting integrity of a factor solution under varying degrees of overextraction. *Educational and Psychological Measurement*, 59, 549-579.
- Marsh, H. W.** (1986). Global self-esteem: Its relation to specific facets of self-concept and their importance. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51, 1224-1236.
- Muthén, B. O.** (1993). Goodness of fit with categorical and other non-normal variables. En K. A. Bollen and J. S. Long (Eds.) *Testing structural equation models*. Newbury Park, CA: Sage Publications.
- Nevitt, J. y Hancock, G. R.** (1998). Relative performance of rescaling and resampling approaches to model chi-square and parameter standard error estimation in structural equation modeling. Comunicación en el American Educational Research Association Annual Meeting, April 11-17, 1998, San Diego, CA.
- Olson, D. A. y Shultz, K. S.** (1994). Gender differences in the dimensionality of social support. *Journal of Applied Social Psychology*, 24, 1221-1232.
- Pelechano, V.** (2000). Identificación e integración personal: El problema del yo. En V. Pelechano, *Psicología sistemática de la personalidad*, Barcelona: Ariel.
- Pelham, B. W. y Swann, W. B.** (1989). From self-conceptions to self-worth: On the sources and structures of global self-esteem. *Journal of Personality and Social Psychology*, 57, 672-680.
- Rector, N. A. y Roger, D.** (1993). Self-Concept and emotion-control. Comunicación en el the 3rd Annual Meeting of the European Congress of Psychology. Helsinki. Finlandia.
- Rector, N. A. y Roger, D.** (1996). Cognitive style and web-being: A prospective examination. *Personality and Individual Differences*, 21, 663-674.
- Roger, D. y Rector, N. A.** (1994). The stress buffering effects of self-esteem: An experimental examination. Paper presented at the Annual Meeting of the American Psychological Association. Los Angeles. USA.

- Robins, R. W., Hendin, H. M. y Trzesniewski, K. H. (2001).** Measuring global self-esteem: Construct validation of a Single-item measure and the Rosenberg Self-esteem scale. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 27, 151-161.
- Schwalbe, M. L. y Staples, C. L. (1991).** Gender differences in sources of self-esteem. *Social Psychology Quarterly*, 54, 158-168.
- Showers, C. (1992).** Compartmentalization of positive and negative self-knowledge: keeping bad apples out of the bunch. *Journal of Personality and Social Psychology*, 62, 1036-1049.
- Smith, S. M. y Petty, R. E. (1995).** Personality moderators of mood congruency effects on cognition: The role of self-esteem and negative mood regulation. *Journal of Personality and Social Psychology*, 68, 1092-107.
- Velicer, W. F. (1976).** Determining the number of components from the matrix of partial correlations. *Psychometrika*, 41, 321- 327.
- Whisman, M. A. y Kwon, P. (1993).** Life stress and dysphoria: The role of self-esteem and hopelessness. *Journal of Personality and Social Psychology*, 65, 1054-1060.
- Wood, J. M., Tataryn, D. J. y Gorsuch, R. L. (1996).** Effects of under- and overextraction on principal factor analysis with varimax rotation. *Psychological Methods*, 1, 354-365.
- Zwick, W. y Velicer, W. F. (1986).** Comparing five rule for determining the number of components to retain. *Psychological Bulletin*, 99, 43