IBSN
2145-6569-0-7
ISSN 2145-6569

Revista de Psicología GEPU

Grupo Estudiantil y Profesional de Psicología Univalle
Cali - Colombia

Vol. 3 No. 2
Diciembre de 2012

GE PU
Grupo Estudiantil y Profesional de Psicología Univalle

REVISTA DE PSICOLOGÍA GEPU
Vol. 3 No. 2 – Diciembre de 2012
ISSN 2145-6569

Editor
Marlon Muñoz Méndez
muoz89@gmail.com

COMITÉ EDITORIAL

Sairy Sevilla Chicangana
Universidad del Valle

Wilson Lozano Medina
Universidad del Valle

Helena Rojas
Fundación Paz y Bien

Andrey Velásquez Fernández
Secretaria Departamental de Salud

Juan Camilo Gómez Diaz
Universidad del Valle

Argeli Arango Vasquez
ASOCAÑA

Carolina Araque Rojas
Fundación SIDOC

Luz Adriana Rodríguez
Universidad del Valle

Cindy Carolina Valencia
Universidad del Valle

Jhon Jairo Perdomo Portilla
Fundación Herramientas Creativas

Ximena Ortega Delgado
Universidad Mariana

Luisa Fernanda Collazos
Universidad del Valle Palmira

William López Gutiérrez
Universidad del Valle

Juan Camilo Caicedo
Universidad San Buenaventura

Lina Vanessa Sánchez
Universidad del Valle Yumbo

Andres Mauricio Quintana
Universidad San Buenaventura

Anny Echeverry Castañeda
Universidad Cooperativa de Colombia

Lizzeth Dorado Perafan
Universidad del Valle

Laura Daniela de los Rios López
Universidad del Valle

Alisson Andrea Herrera Mosquera
Universidad del Valle

CONSULTORES NACIONALES

Leonel Valencia Legarda
Universidad San Buenaventura

Jorge Alexander Daza
Universidad Católica de Pereira

Andrés de Bedout Hoyos
Universidad San Buenaventura

Yuly Lorena Ardila
Pontificia Universidad Javeriana

Nelly Aide Fajardo Ibarra
Fundación Social Gestar Futuro

CONSULTORES INTERNACIONALES

Robert Mitchel Briceño Álvarez
Universidad Nacional Mayor de San Marcos

Susana Vigñolo
Universidad de Buenos Aires

María Amparo Miranda Salazar
Universidad del Valle de México

Nicodemos Batista Borges
USJT

Analia Veronica Lozada
Universidad Catolica de Argentina

David Alonso Ramírez
Universidad Autónoma de Centro América

Ana Cecilia Augsburger
Universidad Nacional de Rosario

Francisco Javier Torres
Universidad de las Islas Baleares

Nayane Martoni Piovezan
Universidade São Francisco

Wilbert Cozzarelli
Universidad Autónoma de Chiriquí

COORDINADORES DE DISTRIBUCION

Margarita Ojeda
Asociación Paraguaya de Neuropsicología

Mario Rosero Ordoñez
Universidad Mariana

Nora Couso
Área de Medición Educativo Provincia del Chubut de Argentina

Pablo Antonio Vásquez
Corporación para la Intervención Neuropsicopedagogica y la Salud Mental

INDEXACIONES

AUSPICIADORES

Agradecimientos especiales en este número a los Asistentes Editoriales Mariana Garcia Hernández y Carolina Hidalgo. La **Revista de Psicología GEPU** es publicada por el Grupo Estudiantil y Profesional de Psicología Univalle, 5 piso, Edificio 385, Ciudadela Universitaria Meléndez, Universidad del Valle, Santiago de Cali, Colombia. Los artículos son responsabilidad de sus autores y no reflejan necesariamente la opinión del Grupo Estudiantil y Profesional de Psicología Univalle.
Hecho en Colombia - Sudamérica.

Safe Creative Código 1301194397181

IBSN
2145-6569-0-7

Revista de Psicología GEPU Vol. 3 No. 2 by Grupo Estudiantil y Profesional de Psicología Univalle is licensed under a Creative Commons Reconocimiento-NoComercial-SinObraDerivada 3.0 Unported License. Creado a partir de la obra en http://revistadepsicologiagepu.es.tl/Vol-.--3-No-.--2.htm

TRADUCCIÓN Y VALIDACIÓN DEL INVENTARIO BALANCEADO DE DESEABILIDAD SOCIAL AL RESPONDER EN UNA MUESTRA PROBABILÍSTICA DE ESTUDIANTES UNIVERSITARIOS MEXICANOS

TRANSLATION AND VALIDATION OF THE BALANCED INVENTORY OF DESIRABLE RESPONDING IN A PROBABILITY SAMPLE OF MEXICAN UNIVERSITY STUDENTS

José Moral de la Rubia - *Universidad Autónoma de Nuevo León / México*

Cirilo Humberto García Cadena - *Universidad Autónoma de Nuevo León / México*

César Jesús Antona Casas - *Universidad Nacional Educación a Distancia –UNED – / España*

Referencia Recomendada: Moral de la Rubia, J., García-Cadena, C. H., & Antona-Casas, C. J. (2012). Traducción y validación del Inventario Balanceado de Deseabilidad Social al Responder en una muestra probabilística de estudiantes universitarios mexicanos. *Revista de Psicología GEPU, 3 (2),* 54 - 72.

Resumen: Esta investigación tuvo como objetivos: traducir el *Balanced Inventory of Desirable Responding* (BIDR; Paulhus, 1998), validar su estructura de dos factores correlacionados (autoengaño y manejo de la impresión), calcular las consistencias internas y describir las distribuciones del puntaje total y sus factores, observar diferencias entre los sexos y estimar su relación con la escala de Autoverbalizaciones Durante la Situación de Hablar en Público (SSPS; Hofmann y DiBartolo, 2000). Se empleó un muestreo probabilístico estratificado por sexos (312 hombres y 312 mujeres). Al simplificar el BIDR a los 10 ítems directos de autoengaño y los 10 ítems directos de manejo de la impresión, se logró optimizar la consistencia interna, ajuste a los datos y capacidad de detección del sesgo buscado en sus facetas de fingimiento y falta de autocrítica. La distribución de los ítems directos fue asimétrica negativa y normal la de los ítems inversos. El BIDR compartió casi un quinto de varianza con SSPS, especialmente su factor de 10 ítems directos de autoengaño. Se sugiere su uso y estudio en México y otros países hispanoparlantes. **Palabras Clave:** Deseabilidad Social, Autoengaño, Manejo de la Impresión, Fingimiento, Fobia Social.

Abstract: The aims of this investigation were to translate the Balanced Inventory of Desirable Responding (BIDR; Paulhus, 1998), to validate its structure of two correlated factors (self-deception and impression management), to calculate the internal consistency and to describe the distributions of the total score and its factors, to observe sex differences and to estimate its relationship to the scale of Self-Statements during Public Speaking (SSPS; Hofmann & DiBartolo, 2000). It was used a probability sample stratified by sexes (312 men and 312 women). When the BIDR was simplified to the 10 positively-keyed self-deception items and the 10 positively-keyed impression management items, its internal consistency, fit to the data and detection capacity of the bias sought in its aspects of simulation and self-criticism deficit were optimized. The distribution of the positively-keyed items was negatively skew, and that of the negatively-keyed items was normal. The BIDR shared almost a fifth of variance with the SSPS, especially its factor of 10 positively-keyed self-deception items. It is suggested its use and study in Mexico and other Spanish-speaking countries. **Key Words:** Social Desirability, Self-Deception, Impression Management, Simulation, Social Phobia.

Recibido: 26/03/2012 **Aprobado:** 14/12/2012

José Moral de la Rubia. Doctor en Filosofía y Ciencias de la Educación, especialidad en Psicología por la Universidad de Alcalá de Henares (Madrid, España). Psicólogo Especialista en Psicología Clínica por el Programa de 3 años de Psicólogo Interno Residente (Madrid, España). Licenciado en Psicología por la Universidad Pontificia de Comillas (Madrid, España). Correo electrónico: jose_moral@hotmail.com

Cirilo Humberto García Cadena. Titulado como Psicólogo por la Universidad Nacional Autónoma de México desde 1970; cuenta con Maestría en Desarrollo organizacional por la Universidad de Monterrey en 1994; obtuvo su Doctorado en Filosofía por The University of Texas at Arlington, USA, en el 2003. Correo electrónico: garicimx@yahoo.com.mx

César Jesús Antona Casas. Licenciado en Psicología por la Universidad Pontificia de Salamanca. Doctor en Psicología por la Universidad de Pontificia de Salamanca. Correo electrónico: cesarantona@yahoo.es

Introducción

La *deseabilidad social* hace referencia a la necesidad del individuo sometido a observación de proporcionar una buena imagen de sí mismo, inflando o falseando la misma en un sentido socialmente deseable (Rogers & Bender, 2003). El interés en este concepto nace en 1933 con el trabajo de Bernreuter sobre la importancia de controlar este sesgo en la evaluación de la personalidad. Así se crean las escalas de falseamiento dentro de inventarios amplios como controles de la confiabilidad de las respuestas, como en el Inventario Mutifásico de la Personalidad de Minnesota (MMPI) de Hathaway y McKinley (1951). En 1960 Crowne y Marlowe criticaron las escalas de validación del MMPI y generaron una escala de 33 ítems dicotómicos libre de contenido psicopatológico. Aparte de la escala de Crowne y Marlowe (1960), en las décadas de 1960 y 1970, aparecen más instrumentos de deseabilidad social independientes de cuestionarios, como el Inventario multidimensional de deseabilidad social de Jacobson, Kellogg, Cauce y Slavin (1977) y la escala de responder deseablemente en actitudes y opiniones (RD-16) de Schuessler, Hittle y Cardascia (1978). El constructo ha generado mucha investigación, distinguiéndose dentro del mismo los factores: de atribución de cualidades y negación de defectos (Paulhus & Reid, 1991).

Sackeim y Gur (1978) y Paulhus (1984), dentro del concepto de la deseabilidad social, distinguen dos factores: el manejo de la impresión que es voluntario y consciente por el propio participante y el autoengaño que se realiza de forma automática, sin conciencia de dar una imagen socialmente deseable. Paulhus (1989) desarrolló el Inventario Balanceado de Respuestas Socialmente Deseables. Desde su trabajo pionero en 1989, el BIDR ha pasado por varias revisiones. Actualmente se encuentra publicada la sexta diseñada con propósito de investigación y aplicación a muestras colectivas, y la séptima versión para aplicación individual en un ambiente clínico (Paulhus, 2002).

El BIDR, en su sexta versión, consta de 40 ítems y dos componentes. Se ha encontrado consistencia interna, por el alfa de Cronbach, que varía de .68 a .80 para la escala de auto-engaño, y de .75 a .86 para la escala de manejo de impresión; mientras que si se juntan los 40 ítems resulta un alfa de Cronbach de .83. La correlación test-retest en un período de 5 semanas, resultó .69 para auto-engaño positivo y .65 para manejo de impresión. La correlación del puntaje total con la escala es Crowne y Marlowe es de .71 (Paulhus, 1998).

El empleo de escalas de deseabilidad social en los estudios sobre fobia social no es usual, pero puede tener mucho sentido su inclusión. Las personas con fobia social tratan de crear una impresión muy positiva en los demás y presentan gran deseabilidad social por temor al rechazo frente a las personas esquizoides que son retraídas, pero sin ninguna intención de satisfacer las expectativas de los demás y ofrecer una imagen socialmente deseable (Antona, 2009). Especialmente útil puede ser el modelo bifactorial de manejo de la impresión y autoengaño de

Paulhus (2002) que se halla instrumentalizado del BIDR-6. En relación con la fobia social, cuya fenomenología implica vergüenza e inferioridad en la evaluación interna, es probable que correlacione más con autoengaño que con manejo de la impresión. No obstante, para aplicar el BIDR primero se requiere traducir y validar el instrumento en población mexicana.

El presente artículo tiene como objetivos validar la estructura de dos factores correlacionados de los 40 ítems del BIDR (autoengaño y manejo de la impresión), calcular su consistencia interna, describir la distribución del puntaje total y sus factores, observar diferencias entre mujeres y hombres, y estimar su relación con la escala de Autoverbalizaciones Durante la Situación de Hablar en Público (SSPS) de Hofmann y DiBartolo (2000). Se espera consistencia interna alta, equivalencia entre sexos y correlación moderada y negativa con fobia a hablar en público.

Método

Participantes

La población fueron estudiantes universitarios, tal como se empleó en los estudios originales. Se empleó un muestreo probabilístico por estratos de sexo equivalentes. Se trabajó con dos facultades de la Universidad Autónoma de Nuevo León: psicología (con mayoría de mujeres) y organización deportiva (con mayoría de hombres), entre ambas suman con total de 2500 alumnos de licenciatura con un número equivalente de hombres y mujeres. Se tomó como parámetro la media del BIDR para estimar el tamaño de la muestra. Siendo la desviación estándar de la distribución de los 40 ítems del BIDR de 22.10, para un error absoluto esperado de 1.5 y un nivel de confianza de 95% se requirió un tamaño de muestra de 624 participantes (cálculo exacto). El cálculo de tamaño muestral se realizó el programa Win Episcope (Thrusfield, Ortega, de Blas, Noordhuizen & Frankena, 2001).

La muestra de 624 participantes quedó integrada por 312 hombres y 312 mujeres. La media de edad fue de 19.15 años (*DE* = 2.13). El 52% (324 de 624) de la muestra procedió de la Facultad de Psicología y 48% (300 de 624) de la Facultad de Orientación Educativa (FOD), siendo los porcentajes estadísticamente equivalentes (prueba binomial: $p = .36$).

Instrumentos

El Inventario Balanceado de Deseabilidad Social al Responder (BIDR-6; Paulhus, 1998) consta de 40 ítems redactados como proposiciones afirmativas, la mitad en sentido de respuestas socialmente deseables (directos) y la otra mitad en sentido opuesto (inversos). Se responden según una escala tipo Likert que va del 1 (no cierto) hasta el 7 (muy cierto). Para su calificación, primero, se invierten los 20 ítems con redacción opuesta al rasgo (2, 4, 6, 8, 10,

12, 14, 16, 18, 20, 21, 23, 25, 27, 29, 31, 33, 35, 37 y 39), restando su puntuación a 8. El puntaje se obtiene sumando los mismos. Consta de dos factores: auto-engaño (AE) del 1 al 20 y manejo de impresión (MI) del 21 al 40. Cada factor cuenta con la mitad de sus ítems en sentido inverso.

La Escala de Autoverbalizaciones Durante la Situación de Hablar en Público (SSPS; Hofmann & DiBartolo, 2000). Consta de 10 ítems con un formato de respuesta de seis puntos que miden las autoverbalizaciones asociadas con hablar en público. Se compone de dos factores: autoverbalizaciones positivas (SPS-P) y autoverbalizaciones negativas (SSPS-N). La consistencia interna es alta para ambos factores (.81 para SSPS-P y .88 para SSPS-N) (Hofmann & DiBartolo, 2000).

En la presente muestra la consistencia interna del conjunto de los 10 ítems de SSPS (todos puntuados en sentido de fobia social) fue alta (a = .70) y su distribución de media 19.44 (*DE* = 5.71) fue asimétrica positiva. Los factores de cinco ítems directos (o positivos) y de cinco ítems negativos (invertidas las puntuaciones) presentaron una consistencia interna adecuada (.69 y .64, respectivos) y sus distribuciones también fueron asimétricas positivas. El modelo de dos factores correlacionados (ítems directos e inversos) presentó todos sus parámetros significativos e índices de ajuste buenos en general (*FD* = 0.13, *PNCP* = 0.08, $\chi 2/gl$ = 2.40, *RMSEA* = .04, *GFI* = .97 y *AGFI* = .96), salvo que se rechazó por la chi-cuadrado ($\chi 2$ (34, *N* = 624) = 81.61, $p < .01$).

Procedimientos

Las dos escalas (BIDR y SSPS) fueron traducidas por el procedimiento de traducción reversa (García, 2009). Primero se tradujeron al español por un experto, luego se volvieron a traducir al inglés por un segundo experto. Se evaluó la equivalencia semántica de ambas traducciones por otro tercero en una escala de 5 "*totalmente equivalente*" a 1 "*totalmente disimilares*". Todos aquellos ítems con menos de 4 puntos se tradujeron de nuevo hasta que lograr una puntuación de al menos 4. A continuación se evaluó la comprensibilidad de las escalas en una muestra de 30 participantes con estudios de primaria. La escala de evaluación fue de tres puntos: 3 = comprensible, 2 = genera dudas, 1 = no lo comprendo. Se exigió para cada ítem que al menos 25 de los 30 participantes (80%) señalen comprenderlo (puntuación 3). En caso de marcar 1 ó 2 se pidió indicar por qué. A partir de los señalamientos se hicieron modificaciones.
Estas dos escalas fueron administradas junto a otras tres de fobia social en un cuestionario que se tardaba en responder de 20 a 40 minutos. Para evitar el efecto de la fatiga y orden fijo de secuencia en los resultados de cada escala se empleó el método de la equiponderación total: 24 secuencias cada una aplicada 26 veces, la mitad en la facultad de psicología y la otra mitad en la facultad de organización educativa.

El levantamiento de los datos fue realizado por alumnos de un curso de investigación en psicología tras recibir una capacidad. La aplicación fue individual para garantizar la independencia de los participantes, los cuales fueron seleccionados de forma aleatoria en los jardines y áreas públicas de las dos facultades. El levantamiento de los datos se realizó de junio a diciembre de 2010.

La participación en la encuesta fue voluntaria y anónima. Se requirió proporcionar el consentimiento expreso en la primera página del cuestionario, garantizándose la confidencialidad de la información. En caso de que algún participante solicitase ayuda psicológica, éste era derivado a la unidad clínica de la facultad para atención gratuita, respetándose así las recomendaciones éticas de la Asociación Psicológica Americana (2002).

Análisis estadísticos

La consistencia interna se estimó por el coeficiente alfa de Cronbach (α). Se consideraron valores de consistencia interna altos aquéllos mayores o iguales a .70, adecuados mayores o iguales a .60 y bajos menores de .60 (Cronbach & Shavelson, 2004). El ajuste de la distribución a una curva normal se contrastó por la prueba de Kolmogorov-Smirnov (Z_{K-S}). Las diferencias de medias entre factores se contrastaron por la *t* de Student para datos emparejados y entre hombres y mujeres por la *t* de Student para muestras independientes. La correlación entre el BIDR y SSPS se calculó por el coeficiente producto-momento de Pearson. La estructura dimensional se determinó tanto por análisis factorial exploratorio (AFE) por Componentes Principales con rotación Oblimín como por análisis factorial confirmatorio (AFC) por Mínimos Cuadrados Generalizados. Se contemplaron siete índices de ajuste: tres básicos (función de discrepancia [*FD*], prueba chi-cuadrado [$\chi 2$] y cociente entre el estadístico chi-cuadrado y sus grados de libertad [$\chi 2/gl$]); dos poblacionales de no centralidad (parámetro de no centralidad poblacional [*PNCP*] y residuo cuadrático medio de aproximación [*RMSEA*] de Steiger-Lind); además dos índices comparativos (índice de bondad de ajuste [*GFI*] de Jöreskog y Sörbom y su modalidad corregida [*AGFI*]). Se estipularon como valores de buen ajuste para los índices: *p* de $\chi 2 > .05$, *FD* y $\chi 2/gl < 2$, *PNCP* < 1, *RMSEA* < .05, *GFI* > .95 y *AGFI* > .90; y como valores adecuados: *p* de $\chi 2 > .01$, *FD* y $\chi 2/gl < 3$, *PNCP* < 2, *RMSEA* < .08, *GFI* > .85 y *AGFI* > .80 (Moral, 2006).

Resultados

Consistencia interna y distribución de la escala con 40 ítems

La consistencia de los 40 ítems del inventario fue adecuada (α = .68) y mejoró a .69 al eliminar el ítem 7. La consistencia interna de los 20 ítems del factor de Autoengaño (AE) fue adecuada (α = 61) y mejoró a .62 al eliminar el ítem 7. Al subdividir este factor en los 10 ítems directos y

los 10 inversos se obtuvieron mejores valores de consistencia (.76 y .68, respectivamente), los cuales no se incrementaron al eliminar ningún ítem. La consistencia interna de los 20 ítems de Manejo de la Impresión (MI) fue baja (α = .58) y subió a adecuada (α = .60) al eliminar el ítem 22. Al subdividir este factor en los 10 ítems directos y los 10 inversos también se obtuvieron mejores valores de consistencia (.71 y .61, respectivamente).

La distribución del puntaje total de media 176.61 (*DE* = 22.10) se ajustó a una curva normal (Z_{K-S} = 1.34, *p* = .06). La distribución de Autoengaño con 20 ítems mostró ligera asimetría positiva (*S* = 0.31, *EE* = 0.10) y la de Manejo de la impresión con 20 ítems ligero apuntamiento (*C* = 0.47, *EE* = 0.20), desviándose de la normalidad (véase Tabla 1).

Tabla 1

Consistencia interna, distribución y ajuste a la normalidad del puntaje total y los dos factores del BIDR-40 original

		PT	AE	MI	AED	AEI	MID	MII
Consistencia	Ítems	40	20	20	10	10	10	10
	α	.68	.61	.58	.76	.68	.71	.61
Descriptivos de la distribución	*M*	176.61	92.17	84.45	46.52	45.65	40.29	44.15
	Mdn	174.50	91	83	47	45	41	44
	DE	22.10	13.29	13.92	10.74	10.00	10.04	10.75
	*S**	0.29	0.31	0.18	-0.52	-0.14	-0.25	-0.03
	*C**	0.39	0.05	0.47	0.26	-0.08	0.19	-0.25
Normalidad	Z_{K-S}	1.34	1.59	1.66	1.53	1.01	1.60	1.19
	p	.06	.01	.01	.02	.26	.01	.12

EE de *S* = 0.10 y *EE* de *C* = 0.20. PT = Puntaje total, AE = Autoengaño y MI = Manejo de la impresión. D = con ítems directos, I = con ítems inversos.

Estructura factorial por AFE

Al extraer los componentes de los 40 ítems, por el criterio de Kaiser o autovalores iniciales mayores 1, se definen 12 que explicaron el 53.07% de la varianza total. Al forzar la solución a cuatro, con base en el criterio de Cattell, al ubicarse el punto de inflexión de la curva de sedimentación en el quinto autovalor, se explicó el 29.52% de la varianza total.

En la matriz de patrones tras la rotación Oblimín, el primer componente agrupó los 10 ítems directos de Autoengaño con saturaciones mayores a .39, aunque el ítem 22 correspondiente al factor de Manejo de la Impresión de ítems directos saturó en este factor con una carga de .38. Precisamente el factor de los ítems inversos de manejo de la impresión incrementó su consistencia interna al eliminar dicho ítem. El segundo componente quedó integrado por los 10 ítems inversos de autoengaño, aunque los ítems 16 y 14 presentaron con cargas menores a .30. El tercer componente quedó integrado por 8 ítems; todos ellos fueron ítems directos del factor de manejo de la impresión y tuvieron cargas mayores a .30, salvo el ítem 32 que tuvo

una carga de .29. El cuarto componente agrupó los 10 ítems inversos de manejo de la impresión con una carga factorial mayor a .40, aunque el ítem directo 24 de manejo de la impresión saturó en este factor con una carga de .31 (véase Tabla 2). Al correlacionar los factores inversos y directos dentro de Autoengaño se obtuvo una correlación muy baja (r = .09, p = .02) y dentro de Manejo de la Impresión no significativa (r = -.03, p = .45), las cuatro restantes correlaciones fueron significativas y más altas, variando de .10 a .27.

Al forzar la solución a dos componentes, con base en la expectativa, se explicó el 21.17% de la varianza total. El primero correspondió a los ítems directos y el segundo a los inversos, siendo la correlación entre ambos factores significativa, negativa y baja (r = .14, p < .01) (véase Tabla 2).

Tabla 2

Matriz de patrones de las soluciones de 4 y 2 factores

Expectativa de factor	Ítem	4 factores				2 factores	
		1	2	3	4	1	2
AED	9	**.63**	-.12	.06	-.02	**.60**	-.06
AED	5	**.61**	.04	-.02	.03	**.52**	.03
AED	17	**.61**	-.14	.22	-.14	**.69**	.00
AED	11	**.60**	-.03	-.02	.10	**.51**	-.07
AED	15	**.60**	-.12	.12	-.11	**.61**	.01
AED	3	**.54**	.18	-.06	.02	**.43**	.15
AED	19	**.50**	.04	.14	-.16	**.54**	.17
AED	1	**.41**	.12	-.02	.12	**.34**	.02
AED	13	**.41**	-.04	.15	-.01	**.46**	-.01
AED	**7**	**.39**	.30	-.01	-.03	**.33**	.29
MID	22	**.38**	.07	.08	-.05	**.39**	.10
AEI	6	.11	**.59**	-.07	.07	.03	**.43**
AEI	4	.03	**.58**	-.06	-.10	-.02	**.55**
AEI	12	.08	**.57**	.06	.05	.10	**.43**
AEI	10	-.02	**.55**	-.01	-.04	-.03	**.48**
AEI	20	-.01	**.54**	-.07	-.18	-.06	**.58**
AEI	2	.10	**.50**	-.07	.00	.03	**.41**
AEI	18	-.21	**.47**	.16	.01	-.09	**.36**
AEI	8	-.01	**.32**	.09	-.04	.04	*.28*
AEI	16	.06	*.29*	.02	-.15	.06	**.35**
AEI	14	.01	*.28*	.03	-.27	.03	**.44**
MID	38	-.03	-.03	**.62**	-.02	**.40**	-.04
MID	36	.12	-.06	**.62**	-.02	**.53**	-.06
MID	34	-.04	.05	**.60**	-.02	**.37**	.02
MID	28	.07	-.03	**.46**	-.03	**.37**	-.02
MID	40	.03	.04	**.45**	-.05	**.33**	.05
MID	26	.23	-.04	**.32**	.03	**.43**	-.07

MID	30	.12	-.05	**.31**	-.02	**.32**	-.04
MID	32	.04	.09	*.29*	.02	*.23*	.04
MII	23	.11	.12	-.25	**-.56**	-.06	**.55**
MII	35	.07	.02	.26	**-.53**	.26	**.42**
MII	39	.00	.09	.21	**-.53**	.15	**.47**
MII	31	-.07	.09	-.28	**-.49**	-.24	**.47**
MII	37	-.17	.12	.13	**-.49**	-.05	**.46**
MII	29	-.01	-.01	-.10	**-.46**	-.06	**.35**
MII	33	.10	-.13	.10	**-.46**	.17	*.25*
MII	21	.28	.21	-.15	**-.45**	.15	**.54**
MII	27	-.11	.22	.05	**-.44**	-.05	**.51**
MII	25	-.04	.12	.13	**-.42**	.06	**.41**
MID	24	-.07	.21	.25	**.31**	*.10*	-.08

Extracción: Componentes Principales. Rotación: Oblimín: La solución de 4 componentes convergió en 10 iteraciones y la de dos en 7 iteraciones. Expectativa: AE = Autoengaño y MI = Manejo de la impresión. D = con ítems directos, I = con ítems inversos.

Estructura factorial por AFC

Se contrastó el modelo original de dos factores correlacionados: autoengaño y manejo de la impresión cada uno con 20 indicadores. Los índices de ajuste en general fueron malos: χ 2 (739) = 2519.73, $p < .01$, $\chi 2/gl$ = 3.41, *FD*= 4.04 *PNCP* = 2.86, *RMSEA* = .06, *GFI* = .76 y *AGFI* = .74. Dos parámetros no fueron significativos: la determinación del ítem 24 por manejo de la impresión (β = -.03, p = .48) y el ítem 18 por autoengaño (β = .09, p = .06). La correlación entre ambos factores fue alta (r = .70), compartiendo el 49% de la varianza. El modelo de dos factores de ítems directos e inversos con 20 indicadores cada uno tuvo mucho mejor ajuste que el modelo de autoengaño y manejo de la impresión: $\Delta\chi 2$ (1) = 737.72, $p < .01$. Los índices en general fueron adecuados: $\chi 2$ (739) = 1782.01, $p < .01$, $\chi 2/gl$ = 2.41, *FD*= 2.86, *PNCP* = 1.67, *RMSEA* = .05, *GFI* = .87 y *AGFI* = .86. Todos los parámetros fueron significativos, salvo la determinación del ítem 24 por el factor de ítems directos (β = .06, p = .15). La correlación entre ambos factores fue baja (r = .28, $p < .01$), compartiendo sólo 8% de la varianza.

A continuación se contrastaron tres modelos de 4 factores con 10 indicadores cada factor: de factores correlacionados [4F-40-Cor] (véase Figura 1), jerarquizados a dos dimensiones correlacionadas de autoengaño y manejo de la impresión [4F-2J-Orig], y a dos dimensiones correlacionadas de ítems directos e inversos [4F-2J-Rev] (véase Figura 2). Los modelos de factores correlacionados (4F-40-Cor) y jerarquizados a las dimensiones de ítems directos e inversos (4F-2J-Rev) presentaron índices de ajuste equivalentes: $\Delta\chi 2$ (1) = 2.90, p = .09, y ligeramente mejores que el modelo jerarquizado a las dimensiones de autoengaño y manejo de la impresión: $\Delta\chi 2$ (1) = 30.09, $p < .01$ con 4F-40-Cor y $\Delta\chi 2$ (1) = 27.64, $p < .01$ con 4F-2J-Rev. Para el modelo de 4 factores correlacionados los índices de ajuste fueron de buenos: $\chi 2/gl$ = 1.77, *PNCP* = 0.91 y *RMSEA* = .03, a adecuados: *FD* = 2.09, *GFI* = .90 y *AGFI* = .88, aunque el

modelo se rechazó por la prueba chi-cuadrado, lo que es usual en modelos factoriales (Kline, 2010). Además todos sus parámetros fueron significativos (véase Figura 1), al igual que ocurre con el modelo jerarquizado de ítems directos e inversos como factores de orden superior (véase Figura 2).

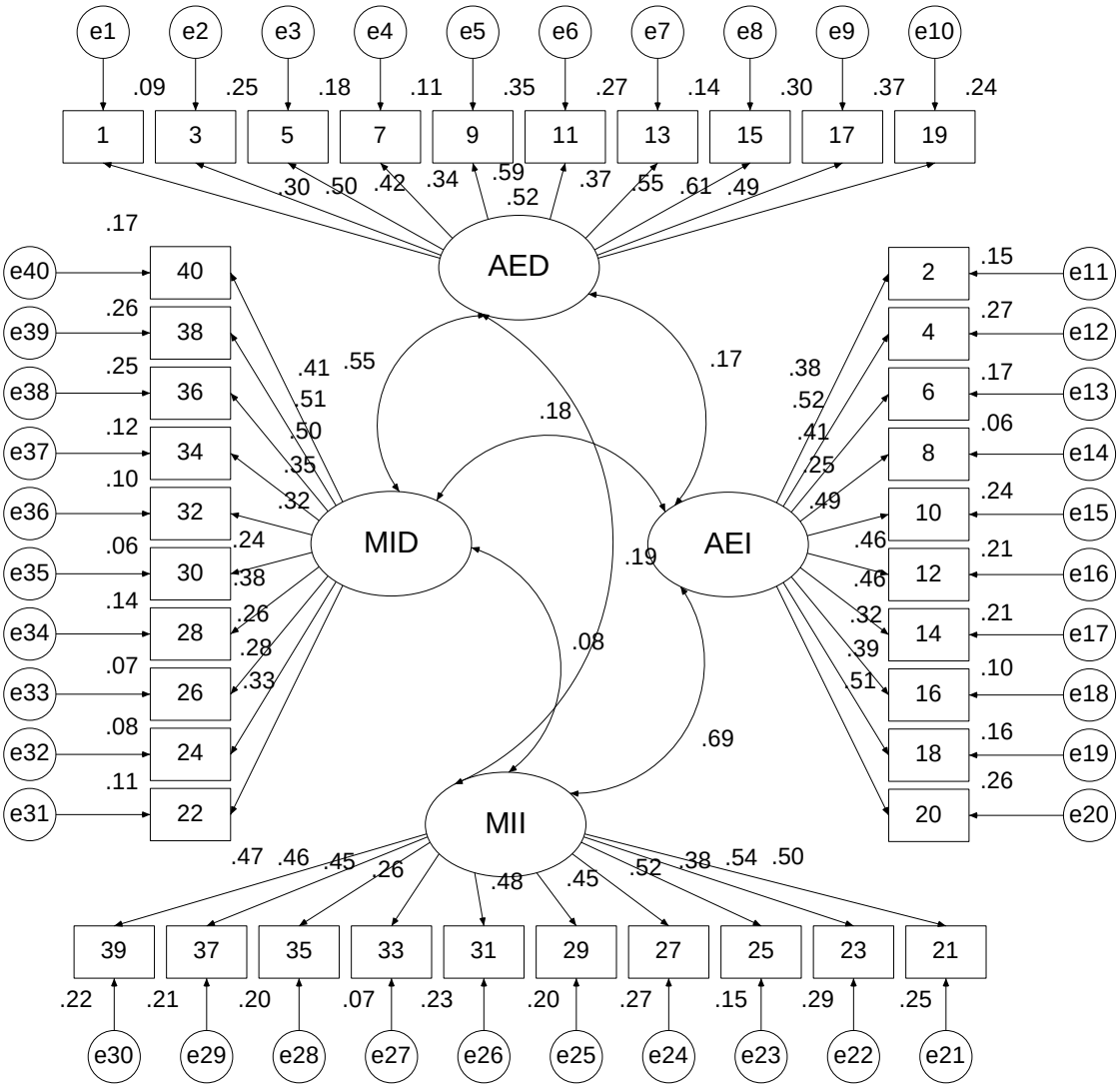

Figura 1. Modelo estandarizado (estimado por GLS) de 4 factores correlacionados.

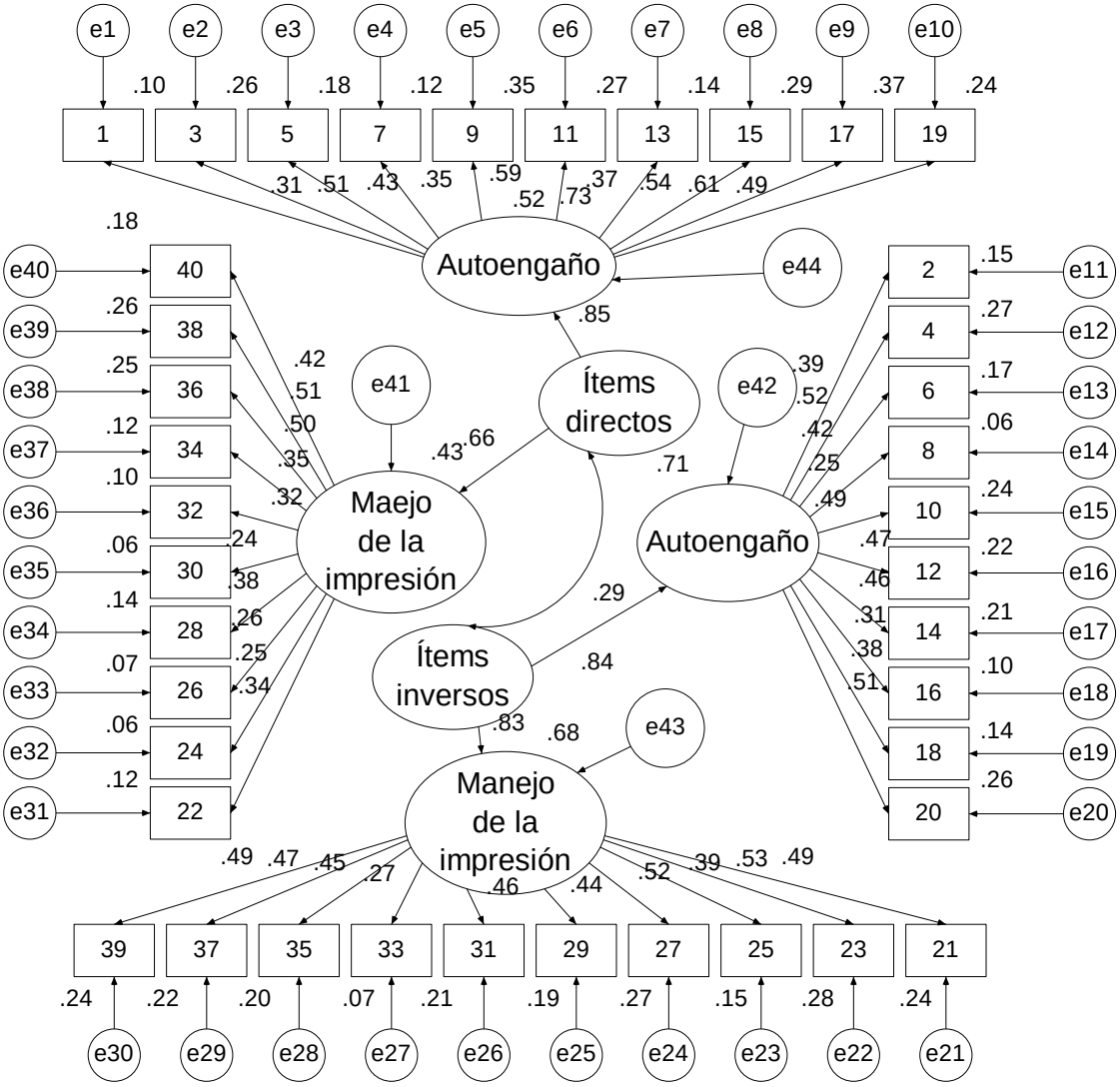

Figura 2. Modelo estandarizado (estimado por GLS) de 4 factores jerarquizados a dos dimensiones correlacionadas de ítems directos e inversos.

Al considerar los 10 ítems directos de autoengaño y los 10 directos de manejo de la impresión, el ajuste del modelo original de dos factores correlacionados fue bueno (*FD*= 0.47, $\chi 2/gl$ = 1.74, *PNCP* = 0.20, *RMSEA* = .03, *GFI* = .95 y *AGFI* = .94), aunque se rechazó por la prueba chi-cuadrado: $\chi 2$ (169, *N* = 624) = 293.54, $p < .01$. Presentó todos sus parámetros significativos. La correlación entre ambos factores fue alta (r = .67), compartiendo 45% de la varianza (véase Figura 3).

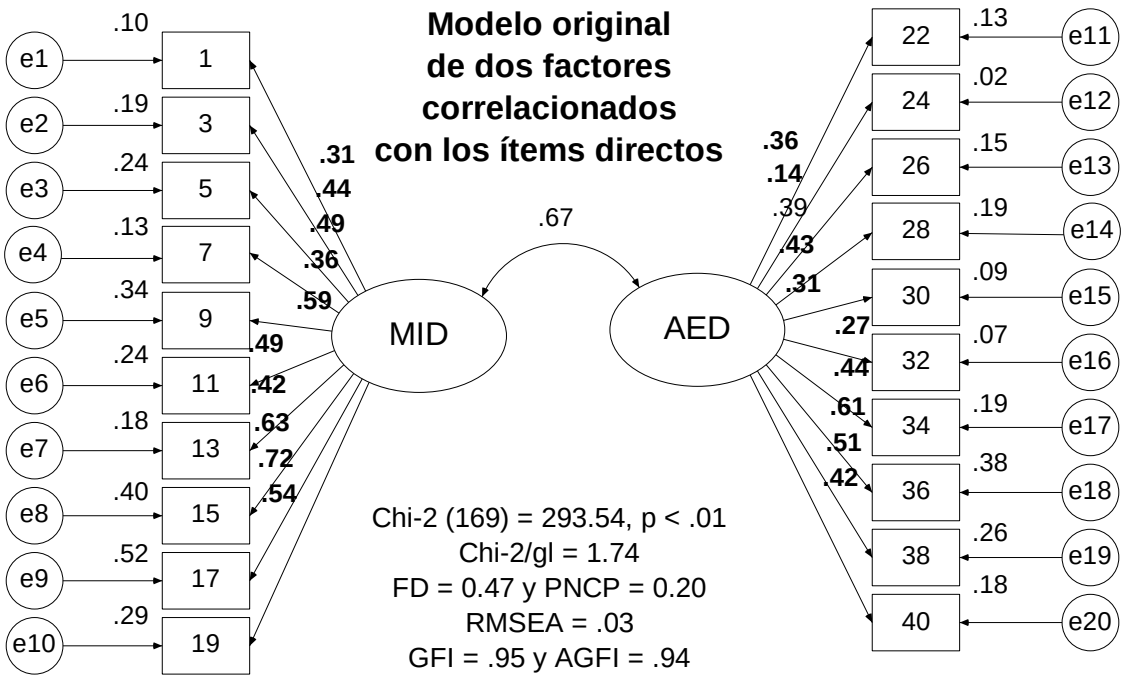

Figura 3. Modelo estandarizado estimado por GLS.

También el ajuste del modelo de dos factores correlacionados con los ítems inversos de autoengaño y de manejo de la impresión fue bueno (*FD*= 0.45, $\chi 2/gl$ = 1.80, *PNCP* = 0.22, *RMSEA* = .04, *GFI* = .95 y *AGFI* = .94), aunque se rechazó por la prueba chi-cuadrado: $\chi 2$ (169, *N* = 624) = 304.64, $p < .01$. Presentó todos sus parámetros significativos y la correlación entre ambos factores fue algo más alta (r = .75), habiendo un 56% de la varianza compartida (véase Figura 4).

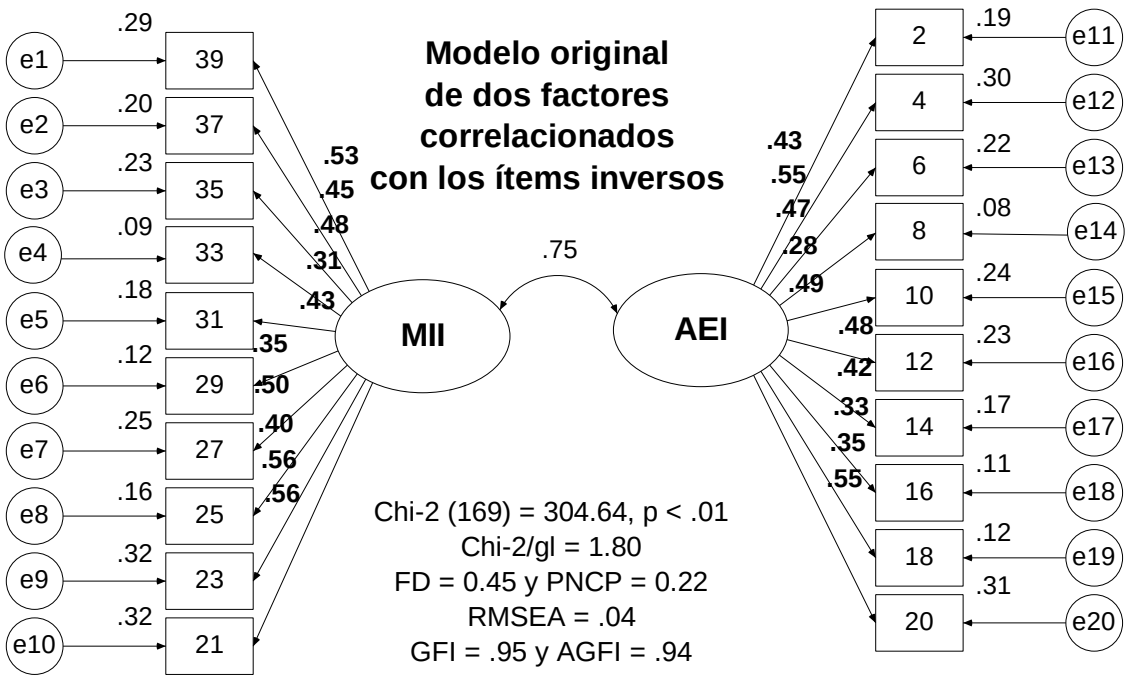

Figura 4. Modelo estandarizado estimado por GLS.

Los factores de autoengaño y manejo de la impresión definidos con 10 ítems inversos se ajustaron a una curva normal ($Z_{K\text{-}S}$ = 1.53, p = .16 y $Z_{K\text{-}S}$ = 1.19, p = .12, respectivamente), no así con 10 ítems directos, al mostrar sus distribuciones asimetría negativa (*Sk* = -0.52 y *Sk* = -0.25, respectivamente, con *EE* = 0.10) (véase Tabla 1).

Diferencia entre sexos en el puntaje total y los factores

Por la prueba *t* de Student para muestras independientes la media en deseabilidad social fue significativamente mayor en mujeres que en hombres en el puntaje total de BIDR y sus factores, salvo en el factor de los 20 ítems inversos y los 10 ítems inversos de Autoengaño (véase Tabla 3).

Tabla 3

Diferencia de medias en el BIDR y sus factores por sexos

DS	Sexo	Descriptivos			Levene		Student			Diferencia	
		N	*M*	*DE*	*F*	*p*	*t*	*gl*	*p*	*M*	*DE*
BIDR	H	312	172.76	19.91	7.02	.01	-4.42	605.69	**.00**	-7.70	1.74
	M	312	180.46	23.49							
D	H	312	84.12	18.88	8.64	.00	-3.87	602.32	**.00**	-5.39	1.39
	M	312	89.51	15.73							
I	H	312	88.64	18.01	0.04	.84	-1.63	622	.10	-2.32	1.42
	M	312	90.96	17.58							

AED	H	312	45.56	11.82	14.50	.00	-2.22	593.32	**.03**	-1.91	0.86
	M	312	47.47	9.45							
AEI	H	312	45.74	10.15	0.00	.98	0.24	622	.81	0.19	0.80
	M	312	45.55	9.85							
MID	H	312	38.55	10.08	0.01	.92	-4.39	622	**.00**	-3.48	0.79
	M	312	42.04	9.70							
MII	H	312	42.90	10.78	0.00	.95	-2.93	622	**.00**	-2.51	0.86
	M	312	45.41	10.60							

BIDR = Suma de los 40 ítems puntuados todos en sentido de deseabilidad social. D = Suma de los 20 ítems positivos o directos. I = Suma de los 20 ítems negativos con las puntuaciones invertidas. AED = Suma de los 10 ítems directos de Autoengaño. AEI = Suma de los 10 ítems negativos de Autoengaño con las puntuaciones invertidas. MID = Suma de los 10 ítems directos de Manejo de la Impresión. MII = Suma de los 10 ítems negativos de Manejo de la Impresión con las puntuaciones invertidas.

Correlación entre SSPS y BIDR

Se obtuvo correlación significativa entre ambas escalas sobre todo con los factores de ítems directos, destacando el autoengaño sobre el manejo de la impresión, siendo ligeramente más altas en mujeres que en hombres. La correlación de los puntajes totales de ambas escalas fue de -.42, lo que supone 18% de varianza compartida (véase Tabla 4).

Tabla 4

Correlaciones entre SSPS y BIDR en la muestra conjunta, de hombres y mujeres

Desea-bilidad social		Autoverbalizaciones Durante la Situación de Hablar en Público								
		Conjunta (*N* = 624)			Hombres (*n* = 312)			Mujeres (*n* = 312)		
		SSPS	P	N	SSPS	P	N	SSPS	P	N
BIDR	*r*	**-.42**	**-.35**	**-.32**	**-.41**	**-.32**	**-.31**	**-.42**	**-.35**	**-.33**
	p	**.00**	**.00**	**.00**	**.00**	**.00**	**.00**	**.00**	**.00**	**.00**
D	*r*	**-.40**	**-.23**	**-.40**	**-.37**	**-.18**	**-.39**	**-.41**	**-.27**	**-.39**
	p	**.00**	**.00**	**.00**	**.00**	**.00**	**.00**	**.00**	**.00**	**.00**
I	*r*	**-.13**	**-.20**	**-.01**	-.06	**-.17**	.07	**-.19**	**-.23**	-.09
	p	**.00**	**.00**	**.81**	.28	**.00**	.21	**.00**	**.00**	.13
AED	*r*	**-.43**	**-.26**	**-.42**	**-.42**	**-.22**	**-.44**	**-.44**	**-.32**	**-.40**
	p	**.00**	**.00**	**.00**	**.00**	**.00**	**.00**	**.00**	**.00**	**.00**
AEI	*r*	**-.19**	**-.25**	-.06	**-.14**	**-.20**	-.02	**-.25**	**-.30**	-.11
	p	**.00**	**.00**	.14	**.02**	**.00**	.77	**.00**	**.00**	.06
MID	*r*	**-.23**	**-.12**	**-.24**	**-.20**	-.08	**-.23**	**-.23**	**-.13**	**-.25**
	p	**.00**	**.00**	**.00**	**.00**	.15	**.00**	**.00**	**.03**	**.00**
MII	*r*	-.04	**-.11**	.04	.03	-.10	**.13**	-.09	-.10	-.04
	p	.30	**.01**	.33	.64	.09	**.02**	.12	.08	.44

BIDR = Suma de los 40 ítems puntuados todos en sentido de deseabilidad social. Factores: D = Suma de los 20 ítems positivos o directos. I = Suma de los 20 ítems negativos con las puntuaciones invertidas. AED = Suma de los 10 ítems directos de Autoengaño. AEI = Suma de los

10 ítems negativos de Autoengaño con las puntuaciones invertidas. MID = Suma de los 10 ítems directos de Manejo de la Impresión. MII = Suma de los 10 ítems negativos de Manejo de la Impresión con las puntuaciones invertidas. SSPS = Suma de los 10 ítems de la Escala de Autoverbalizaciones Durante la Situación de Hablar en Público. Factores: P = autoverbalizaciones positivas y N = autoverbalizaciones negativas.

Discusión

La estructura que subyace al conjunto de 40 ítems es de cuatro factores correlacionados o subordinados a dos de segundo orden: directos e inversos. Una estructura de dos factores de autoengaño y manejo de la impresión no se reproduce ni por análisis factorial exploratorio ni confirmatorio. Por el contrario, sí se reproducen dos factores de ítems directos e inversos que presentan una correlación baja. Lo cual refleja patrones de respuestas diferenciales ante asentir a cuestiones socialmente deseables en la descripción de sí mismo (atribución) y rechazarlas (negación). Por lo tanto el matiz de manejo de la impresión (mejora deliberada de la descripción de sí mismo ante los demás) y autoengaño (mejora deliberada de la propia descripción sin una autocrítica) está subordinado al patrón de aceptación o rechazo de cualidades socialmente deseables como se observa en la mayoría de las escalas que evalúan este constructo (Rogers & Bender, 2003). Así, en la adaptación mexicana, no se recomienda el empleo de un factor de manejo de la impresión (con 10 ítems directos y 10 inversos) y otro de autoengaño (con 10 ítems directos y 10 inversos) por problemas de consistencia interna y reproducción factorial. En todo caso se puede considerar un factor de ítems directos (con 10 de autoengaño y 10 de manejo de la impresión) y otro de ítems inversos (con 10 de autoengaño y 10 de manejo de la impresión) que son consistentes, se pueden reproducir factorialmente y resultan consonantes con las dimensiones tradicionalmente descritas para las escalas de deseabilidad social, incluyendo la multidimensional de Jacobson et al. (1977).

Los ítems directos tienen mejor consistencia que los inversos. Si se desea emplear una versión simplificada del instrumento se recomienda reducir el mismo a los 10 ítems directos de manejo de la impresión y los 10 ítems directos de autoengaño. En este caso se tendría una estructura de dos factores correlacionados que corresponde a la propuesta original de Paulhus (1989) con un ajuste bueno a los datos y factores consistentes, donde está claramente justificado el uso de un puntaje total por la correlación positiva y moderada-alta de ambos factores. Las distribuciones del puntaje total y los dos factores muestran ligera asimetría negativa (con mayor carga de las puntuaciones altas), no ajustándose a una curva normal, esto es, las puntuaciones hacia la deseabilidad social toman más presencia. Si se opta por los dos factores de puntuaciones inversas, se pierde algo de consistencia que resulta adecuada (de .60 a .69); no obstante, el ajuste de la estructura original de dos factores correlacionados también es bueno, como en los dos factores de puntuaciones directas, y se gana ajuste a una distribución normal en el puntaje total y dos factores.

Las diferencias de distribución (asimétrica negativa y normal) se podrían atribuir a los patrones de asentimiento o negación de cuestiones socialmente deseables, donde el asentimiento estimula la deseabilidad social y la negación lo enmascara. Finalmente el puntaje total de 40 ítems y las distribuciones de los ítems inversos reflejan un fenómeno adaptativo dentro de un grupo normativo por la normalidad de la distribución, donde la mayoría de las personas (68%) poseen una expresión del rasgo funcional o adaptativa y una minoría en exceso (16%), esto es, son simuladoras de más, y otra en defecto (16%), esto es, son descuidada o inoportunamente sinceros.

Existe un perfil diferencial de sexos en las respuestas de deseabilidad social en el puntaje total de los 40 ítems, los 20 ítems directos y los dos factores de manejo de la impresión (ítems directos e inversos), pero no así en los 20 ítems inversos, especialmente en los 10 correspondientes a autoengaño. Si se emplea una versión simplificada con ítems directos se tiene una cierta tendencia de las mujeres a puntuar más alto, lo que no se evidenciaría al usar una versión simplificada con los ítems inversos. Así la diferencia de sexos se evidencia en los formatos que estimulan el fenómeno de la deseabilidad social o que poseen más validez aparente. También Moral y Ortiz (2011), en una muestra probabilística extraída de dos colonias con altos índices de delitos y pandillerismo, observaron un promedio en deseabilidad social significativamente mayor en mujeres que en hombres, lo cual parece marcar diferencias con estudios estadounidense, donde se obtiene equivalencia de medias con el BIDR (Paulhus, 1991, 98) y SDS (Crowne y Marlowe, 1960), e incluso mayor promedio en hombres con la escala de Edwards (1957), la cual está más saturada del componente de autoengaño (Paulhus, 1991).

Aunque en el estudio de la fobia social no se suele contemplar el fenómeno de la deseabilidad social, éste sí es relevante, ya que se tiene casi un quinto de varianza compartida con el puntaje total y los ítems directos de autoengaño. En la presente muestra la diferencia significativa entre sexos en fobia al hablar en público, con mayor promedio en mujeres, desaparece al controlar el efecto de la deseabilidad. Si se aplica este instrumento como un medio de control, aunque simplificado, es recomendable entonces considerar los ítems directos más consistentes y que proporcionan correlaciones más altas. Aunque el puntaje de 40 ítems arroja los valores más altos con aspectos sensibles a la evaluación social, como también se observa en otros estudios (Moral & Ortiz, 2011).

El fenómeno psicopatológico de la fobia social se asocia más con el aspecto del autoengaño o falta de autocrítica que con el aspecto de mentir ante lo demás. El hecho de ser tímido o débil afecta más a una propia evaluación que a la impresión social, ya que la timidez puede ser bien vista en climas organizacionales autoritarios o que estimulan la dependencia y la servidumbre (Antona, 2009). Así el modelo original simplificado a los ítems directos puede ser muy interesante para evaluar este tipo de fenómenos.

Como limitaciones del estudio debe señalarse que, aunque se cuenta con una muestra probabilística estratificada por sexos, las estimaciones sólo serían válidas para los estudiantes de las facultades de psicología y orientación educativa de la universidad en las que se hizo el estudio. En poblaciones afines, como en otras facultades de la misma universidad o en las mismas facultades de otras universidades, estos resultados deben manejarse como hipótesis. Se recomienda especialmente replicar el estudio con otras muestras probabilísticas de población general y clínica también con una porción equivalente de sexos para contrastar los presentes resultados, especialmente considerando que los estudios de validación con estas escalas son escasos fuera de población universitaria.

En conclusión, una estructura de cuatro factores correlacionados o subordinados a dos débilmente correlacionados (ítems directos e inversos) subyace a la escala de 40 ítems. Se recomienda su uso simplificado a los 10 ítems directos de autoengaño y los 10 ítems directos de manejo de la impresión para optimizar la consistencia interna, ajuste a los datos y capacidad de detección del sesgo buscado tanto en su faceta de fingimiento o simulo como falta de autocrítica. La distribución de los ítems directos es asimétrica negativa, pero normal la de los ítems inversos, lo que se puede atribuir a la validez aparente y el sesgo egotista. Esta escala puede resaltar relevante en el estudio de la fobia social donde se halla casi un quinto de varianza compartida, especialmente en el aspecto del autoengaño desde los ítems directos.

Referencias

American Psychological Association (2002). Ethical principles of psychologists and code of conduct. *American Psychologist*, *57*, 1060-1073.

Antona, C. (2009). *Fobia social: evaluación y tratamiento*. México: Trillas.

Bernreuter, R. G. (1933). Validity of the personality inventory. *Personality Journal*, *11*, 383-386.

Cronbach, L. J. & Shavelson, R. J. (2004). My current thoughts on coefficient alpha and successor procedures. *Educational and Psychological Measurement 64 (3),* 391–418.

Crowne, D. P. & Marlowe, D. (1960). A new scale of social desirability of psychopathology. *Journal of Consulting Psychology*, *24,* 349-354.

Edwards, A. L. (1957). *The social desirability variable in personality assessment and research*. New York: Dryden Press.

García, C. H. (2009). *Cómo investigar en psicología*. México: Trillas.

Hathaway, S. R. & McKinley, J. C. (1951). *The MMPI manual*. New York: Psychological Corporation.

Hofmann, S. G. & DiBartolo, P. M. (2000). An instrument to assess self-statements during public speaking: Scale development and preliminary psychometric properties. *Behavior Therapy, 31,* 499-515.

Jacobson, L. K., Kellogg, R. W., Cause, A. M. & Slavin, R. S. (1977). A multidimensional social desirability inventory. *Bulletin of the Psychonomic Society*, *9 (2),* 109-110.

Kline, R. B. (2010). *Principles and practice of structural equation modeling* (3rd ed.). New York: Guilford Press

Moral, J. (2006). Análisis factorial confirmatorio. En R. Landero & M.T. González (eds.), *Estadística con SPSS y metodología de la investigación* (ed.) (pp. 445-528). Trillas México, DF.

Moral, J. & Ortiz, H. (2011). Un modelo predictivo de conducta disocial por análisis de senderos. *Anuario de Psicología Jurídica*, *21,* 44-62.

Paulhus, D. L. (1984). Two-component models of socially desirable responding. *Journal of Personality and Social Psychology*, *46*, 508-609.

Paulhus, D. L. (1989). *Assessing self-deception and impression management in self-reports: The Balanced Inventory of Desirable Responding*. Vancouver, Canada: University of British Columbia

Paulhus, D. L. (1991). Measurement and control of response bias. En J. P. Robinson, P. R. Shaver & L. S Wrightsman (Eds.), *Measures of personality and social psychological attitudes* (pp. 17-59). San Diego, CA: Academic Press.

Paulhus, D. L. (1998). *Manual for balanced inventory of desirable responding: Version 7 (BIDR-7)*. Multi-Health Systems, Toronto, ON.

Pauhlus, D. L. (2002). Socially desirable responding: The evolution of a construct. En H. Brau, D. Jackson & D. E. Wiley (Ed.), *The role of constructs in psychological and educational measurement* (pp.46-69). Mahwah NJ: Lawrence Erlbaum.

Paulhus, D. L. & Reid, D. B. (1991). Enhancement and denial in socially desirable responding. *Journal of personality and Social Psychology*, *60* (*2)*, 307-317.

Rogers, R. & Bender, D. (2003). Evaluation of the malingering and deception. En A. M. Golstein & I. B. Weiner (eds), *Handbook of psychology*. Vol. 11: Forensic psychology (pp. 109-129). Hoboken, NJ: John Wiley and Sons Publishing.

Sackeim, H. A. & Gur, R. C. (1978). Self-deception, self-confrontation and consciousness. En G. E. Schwartz & D. Shapiro (Eds.), *Consciousness and self-regulation: Advances in research* (Vol. 2, pp. 139-197). New York: Plenum.

Schuessler, K. Hittle, D. & Cardascia, J. (1978). Measuring responding desirability with attitude-opinion items. *Social Psychology*, *41 (3),* 224-235.

Thrusfield, M., Ortega, C., de Blas, I. Noordhuizen, J. & Frankena, K. (2001). Win Episcope 2.0. Improved epidemiological software for veterinary medicine. *The Veterinary Record*, *148*(18), 567-572.

Anexo. Inventario Balanceado de Respuestas Socialmente Deseables (BIRD)

Usando la escala de abajo como guía, escriba un número al lado de cada frase para indicar qué tan de acuerdo está con ella.

1	2	3	4	5	6	7
Nada de acuerdo	Muy poco de acuerdo	Poco de cuerdo	Ni de acuerdo ni en desacuerdo	Bastante de acuerdo	Muy de acuerdo	Totalmente de acuerdo

____ 1. Mi primera impresión de la gente usualmente resulta cierta.
____ 2. Se me haría difícil abandonar cualquiera de mis malos hábitos.
____ 3. No me importa saber lo que los demás realmente piensan de mí.
____ 4. No siempre he sido honesto conmigo mismo.
____ 5. Siempre sé por qué me gusta algo.
____ 6. Cuando estoy muy emocionado, no puedo pensar bien.
____ 7. Cuando ya me hice una idea de algo, rara vez alguien puede cambiar mi opinión.
____ 8. No soy un conductor seguro cuando excedo el límite de velocidad.
____ 9. Estoy en completo control de mi propio destino.
____ 10. Cuando tengo un pensamiento perturbador, se me dificulta eliminarlo de mi mente.
____ 11. Nunca me arrepiento de mis decisiones.
____ 12. A veces me bloqueo con las cosas porque no puedo decidirme lo suficientemente

rápido.

____ 13. La razón por la cual yo voto es porque mi voto puede hacer la diferencia.
____ 14. Mis padres no siempre fueron justos cuando me castigaban.
____ 15. Soy una persona completamente racional.
____ 16. Rara vez aprecio las críticas que me hacen.
____ 17. Tengo confianza en mi juicio.
____ 18. Algunas veces he dudado de mi habilidad como amante.
____ 19. Por mi no hay problema si a algunas personas les caigo mal.
____ 20. No siempre sé las razones por las cuales hago las cosas.
____ 21. Algunas veces digo mentiras si es necesario.
____ 22. Nunca encubro mis errores.
____ 23. Ha habido ocasiones en las cuales me aproveché de alguien.
____ 24. Nunca digo malas palabras.
____ 25. Algunas veces intento ajustar cuentas, en lugar de perdonar y olvidar.
____ 26. Siempre obedezco las leyes, aún cuando es poco probable que me atrapen si las violo.
____ 27. Alguna vez hablé mal de un amigo a sus espaldas.
____ 28. Cuando oigo a gente hablando en privado, evito escuchar.
____ 29. Alguna vez he recibido cambio de más de parte de los vendedores, y no se los regresé.
____ 30. Siempre declaro todo en la aduana.
____ 31. Cuando era joven, a veces robaba cosas.
____ 32. Nunca he tirado basura en la calle.
____ 33. A veces manejo por arriba del límite de velocidad.
____ 34. Nunca leo revistas o libros pornográficos.
____ 35. He hecho cosas que no se las digo a los demás.
____ 36. Nunca tomo cosas que no me pertenecen.
____ 37. Algunas veces he fingido estar enfermo para no ir a la escuela o el trabajo.
____ 38. Nunca he dañado un libro de la biblioteca o algún producto de la tienda sin reportarlo.
____ 39. Tengo algunos muy malos hábitos.
____ 40. No chismeo sobre los asuntos de las demás personas.