

ANÁLISIS DE LA ESTRUCTURA FACTORIAL DE LA VERSIÓN EN PORTUGUÉS DE LA ESCALA DE AUTOSILENCIAMIENTO

Sofia Neves^{1*}, Joana Carneiro Pinto², Conceição Nogueira³

¹Instituto Universitário da Maia, ²Universidade Católica Portuguesa, ³Universidade do Porto

Recibido, agosto 7/2013

Concepto de evaluación, noviembre 12/2014

Aceptado, diciembre 30/2014

Referencia: Neves, S., Carneiro Pinto, J. & Nogueira, C. (2015). Análisis de la estructura factorial de la versión en portugués de la escala de autosilenciamiento. *Acta Colombiana de Psicología*, 18(1), 103-112. DOI: 10.14718/ACP.2015.18.1.10

Resumen

Este estudio se centra en la adaptación de la versión en portugués de la Escala de Autosilenciamiento (EAS; Neves, 2005) que está diseñada para evaluar el uso de esquemas cognitivos de autosilenciamiento en las relaciones íntimas. En este estudio participaron 371 mujeres, con una edad media de 22,36 años (DP = 2,69, mín. = 18, máx. = 31), que en esa época estaban involucradas en relaciones afectivas con una duración promedio de 39,65 meses. (DP = 33,93, mín. = 0,10; máx. = 192). Un análisis factorial exploratorio posterior sugiere una solución de tres factores, donde el primer factor incluye los ítems de la subescala de silenciamiento del *self* y del *self* dividido; el segundo incluye los ítems de la subescala de Provisión de cuidados como el autosacrificio, y el tercero incluye los ítems de la subescala de autopercepción externalizada. Los resultados del análisis factorial confirmatorio muestran índices generales de adecuación fiables, lo que confirma la calidad del ajuste del modelo a los datos empíricos ($X^2/df = 1964$, CFI = .862, GFI = 0,894, RMSEA = 0,051) en comparación con la prueba original. Se analizan las implicaciones para un estudio más profundo de la validez de constructo de la escala.

Palabras clave: Escala de Autosilenciamiento, esquemas cognitivos, análisis factorial

FACTOR STRUCTURE ANALYSIS OF THE PORTUGUESE VERSION OF THE SILENCING OF THE SELF SCALE

Abstract

This study focuses on the adaptation of the Portuguese version of the *Escala de Autosilenciamiento* [EAS, for its Portuguese acronym] (Neves, 2005) that has been designed to assess the use of cognitive schemas for self silencing in intimate relationships. Participants were 371 women with a mean age of 22.36 years (SD=2.69; Min=18; Max=31), who at that time were involved in affective relationships with an average duration of 39.65 months (SD=33.93; Min=10; Max=192). The exploratory factor analysis suggests a factor solution of three factors, where the first factor includes items from the silencing of the self and divided self subscales. The second factor includes items from the care-giving subscale such as self-sacrifice. And the third factor includes items from the externalized self-perception subscale. Results of the confirmatory factor analysis show reliable global indices of fitness of the model, confirming the quality of the model in terms of adjustment to empirical data ($X^2/df=1.964$, CFI=.862, GFI=.894, RMSEA=.051) compared to the original model. Implications for a further study of the construct validity of the scale are discussed.

Key words: Silencing the Self Scale, cognitive schemas, factor analysis

* Instituto Universitário da Maia, Avenida Carlos Oliveira - Castelo da Maia. 4475-690 Avioso S. Pedro. Portugal. Tel. +351 22 986 60 00. asneves@docentes.ismai.pt

ANÁLISE DA ESTRUTURA FATORIAL DA VERSÃO EM PORTUGUÊS DA ESCALA DE AUTO-SILENCIAMENTO

Resumo

Este estudo se centra na adaptação da versão em português da Escala de Auto-silenciamento (EAS; Neves, 2005) que está desenhada para avaliar o uso de esquemas cognitivos de auto-silenciamento nas relações íntimas. Neste estudo participaram 371 mulheres, com uma idade média de 22,36 anos (DP = 2,69, mín. = 18, máx. = 31), que nessa época estavam envolvidas em relações afetivas com uma duração média de 39,65 meses. (DP = 33,93, mín. = 0,10; máx. = 192). Uma análise fatorial exploratória posterior sugere uma solução de três fatores, aonde o primeiro fator inclui os itens da sub-escala de silenciamento do self e do self dividido; o segundo inclui os itens da sub-escala de Provisão de cuidados como o auto sacrifício, e o terceiro inclui os itens da sub-escala de auto percepção externalizada. Os resultados da análise fatorial confirmatória mostram índices gerais de adequação confiáveis, o que confirma a qualidade do ajuste do modelo aos dados empíricos ($X^2/df = 1964$, CFI = .862, GFI = 0,894, RMSEA = 0,051) em comparação com a teste original. Analisam-se as implicações para um estudo más profundo da validez de constructo da escala.

Palavras chave: Escala de Auto-silenciamento, esquemas cognitivos, análise fatorial

INTRODUCCIÓN

La Teoría del Autosilenciamiento (Jack, 1991) sostiene que la construcción de la identidad femenina está fuertemente condicionada por sus relaciones íntimas, sobre todo en los campos de la familia y de las relaciones amorosas.

De acuerdo con esta perspectiva, las mujeres constituyen su identidad a través de la interacción social, superponiendo las necesidades de sus seres próximos a sus propias necesidades. Aunque recientes estudios examinan niveles de autosilenciamiento en hombres y mujeres, esto se asocia particularmente con la tendencia femenina (Cramer & Thoms, 2003). La tendencia a silenciar el *self*, legitimada por la herencia cultural del patriarcado (Azambuja, Nogueira, Neves & Oliveira, 2013; Jack, 1991; Neves, 2008; Neves & Nogueira, 2010), aumenta la probabilidad de que las mujeres desarrollen esquemas cognitivos distorsionados, designados como silenciamiento del *self* o autosilenciamiento (Jack, 1991). Estos esquemas cognitivos distorsionados, a su vez, llevan a algunas mujeres a silenciar ciertos pensamientos, sentimientos y necesidades, lo que provoca una disminución de su autoestima y una percepción de la pérdida del *self* (Jack & Dill, 1992).

El desarrollo de estos esquemas cognitivos distorsionados resulta de la necesidad de la mujer de velar por la durabilidad de sus relaciones íntimas, con la creencia de que el centro de las relaciones íntimas es el otro (por ejemplo, compañero/a o hijo/a) y no ellas mismas (Ali et al., 2000). Esta devaluación de las necesidades personales se acompaña, a menudo, del miedo al rechazo y de la negación, así como del miedo al estigma social. Los estudios demuestran que el autosilenciamiento por sí mismo parece incrementar a medida que las mujeres asumen los esquemas culturales asociados a los papeles tradicionalmente

femeninos, los cuales, a su vez, suscitan comportamientos de autosilenciamiento, como es la supresión de las propias emociones (Jack, 1991). La comprensión de que el cuidado de los demás es un atributo de las mujeres (Plant, Hyde, Keltner & Devine, 2000) invita a la ideología del sacrificio (Neves, 2008), lo que hace que algunas mujeres consideren sus necesidades como menos importantes en las relaciones íntimas. Los comportamientos que se derivan del silenciamiento del *self* acentúan el carácter desigual de la relación y consolidan el estatuto de sujeción de las mujeres en la esfera de la intimidad.

En realidad, la desigualdad social ha sido relacionada por muchos/as investigadores/as con los altos índices de depresión en las mujeres (Cramer & Thoms, 2003), señalándose que la condición de subordinadas (estado de sumisión y ausencia de poder) las coloca en una situación de gran vulnerabilidad emocional y física seguida de consecuencias graves para su calidad de vida. Por ejemplo, Jack (1991) afirmó que el autosilenciamiento, con el fin de mantener las relaciones íntimas, aumenta la vulnerabilidad a la depresión. Al describir el impacto de la depresión, las mujeres tienden a utilizar, de acuerdo con Jack (1991), la metáfora de la “pérdida de sí mismo” para describir su estado emocional. Así, la autoestima y el sentido de la identidad personal de las mujeres se ven seriamente comprometidos (Cramer & Thoms, 2003).

Jack (1991) afirma que la transmisión generacional de los valores patriarcales tiene un fuerte impacto en la formación de esquemas cognitivos distorsionados en las mujeres. El autor señala, por ejemplo, la socialización y la identificación materna como moduladores de la identidad de las niñas, instándolas a definirse a partir de la eficiencia de sus relaciones íntimas y del papel tradicional de “buenas mujeres” (Lafrance & Stoppard, 2006, p. 309). Para que

coincidan con el papel que socialmente les está destinado a muchas mujeres, éstas se autosilencian.

A pesar de que la Teoría del Autosilenciamiento (Jack, 1991) sigue las afirmaciones realizadas por Aaron Beck (1983) sobre la importancia de los esquemas cognitivos, esta se diferencia de un modelo cognitivo del déficit y de un modelo de la personalidad (Jack & Dill, 1992). Así, la Teoría del Autosilenciamiento utiliza las formulaciones de la psicología fenomenológica y del construccionismo social, argumentando que las categorías de pensamiento que las personas utilizan activamente para interpretar sus experiencias y las de los otros, orientan la acción y se construyen socialmente. Las cuestiones de género se integran en estas categorías de pensamiento y determinan la forma en que se obtiene el conocimiento. Esta teoría asume que ciertas situaciones y relaciones sociales requieren que las mujeres tengan ciertos comportamientos interpersonales que contribuyen a la aparición de esquemas cognitivos distorsionados, favoreciendo el desarrollo de la depresión (Jack & Dill, 1992). Como señalan Carr, Gilroy y Sherman (1996), la EAS parece ser una medida válida para evaluar los desarrollos cognitivos presentes en las relaciones íntimas relacionados con la depresión en las mujeres (Cramer & Thoms, 2003).

A continuación se presentan las características de la Escala de Autosilenciamiento.

La Escala del Autosilenciamiento

La Escala del Autosilenciamiento (*Silencing the Self Scale*; Jack, 1991; EAS; Neves, 2005) es un instrumento de autoinforme, multidimensional, cuyo objetivo es evaluar esquemas cognitivos que utilizan las personas, con el propósito de silenciar ciertos pensamientos, sentimientos y necesidades en sus relaciones íntimas. Así, se miden las creencias y los comportamientos que adoptan las personas en las relaciones íntimas, y que los llevan a anular su *self* y a comprometer seriamente su autoestima y su sentido de identidad, a costa de la durabilidad de sus relaciones y la satisfacción de las necesidades de los demás (Neves, 2008).

Los ítems de la Escala de Autosilenciamiento permiten hacer inferencias acerca de los esquemas cognitivos, de la cultura, que orientan el comportamiento social de la mujer y su autoevaluación. Las afirmaciones contenidas en la EAS se refieren a lo que socialmente se espera que las mujeres hagan en favor de mantener sus relaciones íntimas. Algunos enunciados también están imbuidos de un sentido moral, ya que no solo evalúan la desigualdad de género, sino también el significado moral que las mujeres dan a sus acciones de sumisión.

Enunciados en primera persona, los ítems surgieron de un estudio longitudinal realizado por Dana Jack con una muestra clínica de 12 mujeres con depresión, a través de entrevistas narrativas. Una vez definidos los ítems, se organizaron en una escala cuyas respuestas podrían formularse en un rango de 1 a 5, donde 1 corresponde a “totalmente en desacuerdo” y 5 a “muy de acuerdo”. Nueve psicólogos/as clínicos/as, así como algunos grupos de estudiantes de psicología que voluntariamente accedieron a realizar la evaluación de la validez e inteligibilidad de la escala, revisaron y aprobaron 41 ítems (Jack & Dill, 1992). Posteriormente, se analizó la EAS en términos de su validez y consistencia interna a través de un estudio con tres muestras de mujeres: estudiantes universitarias (N=63), madres que consumieron drogas durante el embarazo (N=270) y mujeres víctimas de la violencia que viven en refugios (N=140). Entre los tres grupos se observó un mayor nivel de autosilenciamiento en las mujeres de los centros de acogida, seguidas de las madres y luego de las estudiantes.

MÉTODO

Teniendo en cuenta la relevancia del tema de autosilenciamiento de la mujer en las relaciones íntimas, así como la escasez de instrumentos, a nivel internacional, para la evaluación de este concepto, se justifica la inversión en el desarrollo de estudios psicométricos destinados a traducción, adaptación y validación de los instrumentos con las poblaciones a las que se aplican. Sólo de esta manera podremos garantizar la calidad de los resultados de la investigación y las intervenciones posteriores que se basan en ellos. Este estudio tiene como objetivo examinar la validez de constructo de la versión en portugués de la Escala de Autosilenciamiento (*Silencing the Self Scale*; Jack, 1991; EAS; Neves, 2005).

Participantes

Este estudio se realizó con 371 participantes, mujeres portuguesas, estudiantes universitarias, de edades comprendidas entre los 18 y 31 años ($\mu = 22.36 \pm 2.69$). Estas participantes eran, en su mayoría, solamente estudiantes ($n = 334, 90\%$), mientras que las restantes eran trabajadoras estudiantes, solteras ($n = 337, 90,8\%$) o casadas ($n = 29, 7,8\%$) y sin hijos/as ($n = 349, 94,1\%$). 314 tenían habilitaciones literarias a nivel del 12° año (84,6%); 53 tenían bachillerato (14,3%); tres tenían licenciatura (0,8%) y una, un título de magister (0,3%). El 67,9% ($n = 252$) de las participantes completó el cuestionario en referencia a su relación de ese momento. En la época en que se realizaba el estudio, estas mujeres estaban involucradas en relaciones

afectivas desde hacía 39,65 meses en promedio (DP=33.93; mín. = .10; máx. = 192). Y el 31% (n = 115) de ellas, que en ese tiempo no estaba involucrado en ninguna relación íntima, tomó como referencia la última relación que había tenido. La muestra fue no probabilística, conformada por grupos de clase ya establecidos en el momento de hacer el contacto con la universidad que colaboró con este estudio.

Instrumento

Esta escala consta de 31 ítems organizados en cuatro subescalas: a) La autopercepción externalizada, que evalúa el grado en que una persona goza de su *self* basándose en estándares y criterios externos (ítems 6, 7, 23, 27, 28 y 31; por ejemplo, el ítem 6 afirma: *Tengo tendencia a juzgarme por la forma cómo pienso que los demás me ven*); b) La Provisión de cuidados como el autosacrificio, que evalúa el grado en que la persona antepone las necesidades de los demás a las necesidades del *self*, con el objetivo de preservar la relación (ítems 1, 3, 4, 9, 10, 11, 12, 22, y 29; por ejemplo, el ítem 3 dice: *Cuidar significa poner las necesidades de la otra persona por encima de mis propias necesidades*); c) el silenciamiento del *self*, que evalúa el grado en que la persona inhibe la expresión y la satisfacción de sus necesidades con el fin de evitar el conflicto y preservar la armonía en la relación (ítems 2, 8, 14, 15, 18, 20, 24, 26 y 30; por ejemplo, el ítem 2 enuncia: *Yo no hablo de mis sentimientos en una relación íntima cuando sé que van a causar desacuerdo*), y (d) *Self* dividido, que evalúa el grado en que la persona exterioriza un *self* que, socialmente, se adapta a los roles femeninos tradicionales, mientras que su *self* interior se vuelve hostil y silenciado (ítems 5, 13, 16, 17, 19, 21 y 25; por ejemplo, el ítem 13 afirma: *Siento que tengo que actuar para agradar a mi compañero/a*). Las participantes responden a cada ítem en una escala Likert de cinco puntos (1 = totalmente en desacuerdo, 5 = totalmente de acuerdo); los resultados varían entre 31 y 155 puntos. Se necesita invertir el puntaje de los ítems 1, 8, 11, 15 y 21.

Los valores de cada subescala se calculan a partir de la suma de los valores asignados por las participantes a cada elemento que la constituye. Las puntuaciones altas en la EAS reflejan una presencia significativa de esquemas cognitivos de autosilenciamiento en las relaciones íntimas. Considerando los niveles de consistencia interna de las subescalas, se verifican los resultados entre .65 e .78 encontrados en el estudio de Jack & Dill (1992) y entre .59 y .80 en el estudio de Cramer y Thoms (2003), para las subescalas Provisión de cuidados, como autosacrificio, y Silenciamiento del *self*, respectivamente.

Procedimiento

Fase 1: La escala original fue traducida al portugués y se utilizó con el consentimiento previo de la autora. En una primera etapa se aplicó la técnica de reflexión, con el fin de evaluar la comprensión y la inteligibilidad de los ítems (Almeida & Freire, 1997) en un grupo de estudiantes universitarios.

Fase 2: Para el muestreo de este estudio se estableció contacto con instituciones de educación superior en la región norte de Portugal (Braga, Oporto, Viana do Castelo) y se seleccionaron cursos superiores frecuentados mayoritariamente por mujeres (Enfermería, Trabajo Social, Educación, Psicología y Sociología). De esta manera, se obtuvo una muestra no probabilística, conformada por los grupos de clase ya establecidos.

Fase 3: Una vez se obtuvieron los permisos de los académicos y los consentimientos informados de los estudiantes, y después de garantizar el manejo ético en relación con el proceso de recolección y procesamiento de los datos, se solicitó a los/as docentes la administración del instrumento en el contexto de clase, informándoles previamente acerca de los objetivos y procedimientos metodológicos del estudio. Además, se les dio una hoja de instrucciones para la administración de la EAS. El promedio de tiempo requerido para cumplimentarla fue de 30 minutos.

Análisis estadísticos

El análisis incluyó estadística descriptiva, y se consideraron los niveles de consistencia interna de las subescalas mediante el cálculo de los valores de alfa de Cronbach, suponiendo que los valores aceptables por encima del umbral crítico serían de .70 (Pestana & Gageiro, 2005).

Luego se desarrolló un análisis factorial exploratorio. Para determinar el tipo de rotación se calcularon los coeficientes de correlación de Pearson para las subescalas, analizando las correlaciones estadísticamente significativas, considerando los coeficientes de más de 0,4, como indicadores de fuertes asociaciones lineales entre las variables. Por lo tanto, se realizó un análisis factorial exploratorio con rotación directa oblimin tras el hallazgo de un alto grado de relación lineal entre las variables (Pestana & Gageiro, 2005), con y sin especificar factores. En su lectura se tomaron los valores propios mayores que la unidad, y las cargas factoriales de los ítems en sus respectivos factores superiores a .32 (Field, 2000).

También se realizaron análisis de confirmación de factores con el fin de evaluar la calidad del ajuste del modelo

a los datos empíricos resultantes del análisis exploratorio de factor, así como cuatro modelos teóricos alternativos, derivados del análisis de la literatura en esta área. Se utilizó el método de estimación de máxima verosimilitud. Para la interpretación de la calidad del ajuste se tuvieron en cuenta los siguientes indicadores y sus respectivos índices de referencia (Maroco, 2010): X^2 , X^2/df ([2.0-5.0]), CFI (>.90), GFI (>.90), RMSEA (<.08).

Para llevar a cabo los análisis de estadística descriptiva, consistencia interna mediante el alfa de Cronbach, y análisis factorial exploratorio, se utilizó el software estadístico SPSS; y para llevar a cabo el análisis factorial confirmatorio, se utilizó el *software* estadístico AMOS, versión 19.0 para Windows.

RESULTADOS

Estadística descriptiva de los ítems y subescalas

La tabla 1 presenta los principales resultados descriptivos de las subescalas de la EAS y sus ítems respectivos. La lectura muestra una dispersión de las respuestas de las participantes en las distintas opciones posibles, a pesar de su preferencia por los puntos más bajos de la escala Likert, en particular, las opciones 1 “*totalmente en desacuerdo*” y 2 “*en desacuerdo*”. En cuanto a la consistencia interna, los valores de alfa de Cronbach van desde 0,808 (ítems 26, 30) hasta 0,828 (ítem 1).

Las correlaciones corregidas de cada ítem con el total de la escala siempre estuvieron por encima de 0,20, a excepción de los ítems 1 (-0,006), 12 (0,141) y 22 (0,158). Debido a la baja correlación de estos ítems con todos los demás de la prueba, se resolvió eliminarlos con el fin de asegurar la homogeneidad de la EAS. El cálculo del alfa de Cronbach para cada una de las subescalas de la EAS, ya sin los elementos antes mencionados, indicó niveles de consistencia interna de 0,524 en la subescala *Provisión de cuidados como autosacrificio*, .575 en la subescala *Self dividido*, .671 en la subescala *Autopercepción externalizada*, y 0,712 en la subescala *Silenciamiento del self*. La coherencia interna global de la escala, medida por el alfa de Cronbach, es de 0,820.

Análisis factorial exploratorio

Se analizaron las correlaciones de Pearson entre las subescalas de la EAS (sin los ítems 1, 12 y 22 en la subescala *Provisión de cuidados como autosacrificio*), habiendo obtenido correlaciones positivas por encima de 0,4 en las subescalas *Autopercepción externalizada* y *Silenciamiento del Self* ($r_p = .425$, $p = .000$), la *Autopercepción externalizada* y *self dividido* ($r_p = .490$, $p = .000$), *Silenciamiento del*

Self y *Self dividido* ($r_p = .624$, $p = .000$), y *Silenciamiento del Self* y *provisión de cuidados como autosacrificio* ($r_p = .491$, $p = .000$). Las excepciones se dan entre las subescalas de *Autopercepción externalizada* y *Provisión de cuidados como autosacrificio* ($r_p = .302$, $p = .000$) y *Self dividido* y *Provisión de cuidados como autosacrificio* ($r_p = .491$, $p = .000$).

Por lo tanto, se decidió llevar a cabo un análisis factorial exploratorio con rotación *oblimin* directa, sin fijar a priori el número de factores. Se encontraron siete factores explicativos del 54,30% de la varianza total de los ítems. Sin embargo, esta solución presentaba diferentes ítems que saturaban a dos factores en simultáneo, y algunos factores no tenían más de tres ítems. Estos resultados sugieren la aplicación de un nuevo AFE, con rotación *oblimin* directa y especificación de cuatro factores. La elección de estos cuatro factores se tomó, no solo por la necesidad de acercarse a la organización de la escala original de Jack (1991), sino también por la comprensión de que muchos de los factores previamente identificados presentaban problemas evidentes, tales como el pequeño número de ítems y la saturación simultánea en más de un factor.

Esta solución factorial explica el 42,39% de la varianza total de los ítems. Sin embargo, se observa que los ítems 8, 11, 15 y 21, que se invirtieron en la escala, saturan a todos en el mismo factor. Esto parece indicar que no se considera el contenido de estos ítems, sino más bien la forma en que se formulan. En este seguimiento se han eliminado todos los ítems antes mencionados, llevando a cabo una nueva AFE y especificando cuatro factores. Sin embargo, en esta nueva disposición se encontró que uno de los factores encontrados constaba solamente de tres elementos con débil poder explicativo. Además, la interpretación de los factores se mostró poco congruente con el original de Jack (1991). En este sentido, y siguiendo la sugerencia de Cramer y Thoms (2003), se realizó una nueva AFE de tres factores, con exclusión de los cuatro ítems mencionados anteriormente.

Por lo tanto, se optó por una estructura factorial de tres factores extraídos por el método de máxima verosimilitud, con rotación *oblimin* directa, siendo el más cercano al modelo propuesto originalmente por Jack (1991). Las pruebas de intercorrelación de esta estructura, en particular de ensayos de Keyser-Meyer-Olkin ($KMO = .874$) y Bartlett ($X^2 = 1962.830$, $gl = 276$, $p = .000$), mostraron resultados favorables. Estos tres factores, con un valor mayor que la unidad en sí, explican el 37,48% de la varianza total de los ítems. La tabla 2 muestra el porcentaje de varianza explicado por cada uno de los tres factores, como pesos factoriales y la homogeneidad de los elementos que las constituyen. El primer factor explica el 24,1% de la varianza y se

Tabla 1.
Análisis descriptivo de la Escala de Autosilenciamiento (n=371)

Subescalas (Media \pm DP; α)	Ítems	Media \pm DP	Alfa de Cronbach después de la eliminación del ítem	Correlación del ítem con el total de la escala
Autopercepción externalizada (13.61 \pm 4.08; .671)	6	2.63 \pm 1.29	.815	.332
	7	1.99 \pm 1.13	.815	.330
	23	2.13 \pm 1.07	.813	.373
	27	2.92 \pm 1.10	.816	.297
	28	2.22 \pm 1.11	.814	.358
	31	1.72 \pm .91	.810	.500
Provisión de cuidados como autosacrificio (24.21 \pm 4.82; .524)	1	2.99 \pm 1.30	.828	-.006
	3	2.37 \pm 1.18	.815	.307
	4	1.55 \pm .92	.815	.327
	9	3.79 \pm .96	.818	.223
	10	2.03 \pm 1.11	.814	.338
	11	2.42 \pm 1.36	.819	.236
	12	3.88 \pm 1.16	.821	.141
	22	2.89 \pm 1.35	.822	.158
Silenciamiento del <i>self</i> (18.15 \pm 5.35; .712)	2	1.82 \pm .98	.811	.448
	8	2.46 \pm 1.28	.819	.235
	14	2.24 \pm 1.17	.810	.457
	15	2.16 \pm 1.37	.814	.350
	18	1.57 \pm .83	.811	.501
	20	2.14 \pm .99	.813	.383
	24	2.93 \pm 1.12	.815	.331
	26	1.67 \pm .94	.808	.552
	30	1.76 \pm .94	.808	.550
<i>Self</i> dividido (13.82 \pm 4.18; .575)	5	1.59 \pm .98	.816	.282
	13	2.77 \pm 1.12	.812	.398
	16	2.58 \pm 1.30	.814	.356
	17	1.44 \pm .90	.814	.353
	19	1.46 \pm .83	.814	.366
	21	2.12 \pm 1.49	.818	.275
	25	1.85 \pm 1.11	.813	.384

compone de los ítems 2, 14, 18, 24, 26 y 30 de la subescala Silenciamiento del *self*, los ítems 5, 16, 17, 19, y 25 de la subescala *Self* dividido, y el ítem 31 de la subescala Autopercepción externalizada. El segundo factor explica el 7,17% de la varianza y se compone de los ítems 3, 4, 9, 10, 13, 20 y 29 de la subescala Provisión de cuidados como autosacrificio, e incluso por los ítems 2 y 14 de la subescala

Silenciamiento del *Self*. Y, por último, el tercer factor explica el 6,58% de la varianza e incluye los ítems 6, 7, 23, 27, 28 y 31 de la subescala de Autopercepción externalizada. Teniendo en cuenta que los ítems 2, 14 y 31 saturan a más de un factor al mismo tiempo, la decisión fue tomada con base en supuestos teóricos, distribuyendo los ítems 2 y 14 en el primer factor y el ítem 31 en el tercer factor.

En cuanto a la consistencia interna de esta estructura factorial se obtuvieron resultados de .814 en el factor 1 (2, 5, 14, 16, 17, 18, 19, 24, 25, 26 y 29), .636 en el factor 2 (3, 4, 9, 10, 13, 20 y 29), y .671 en el factor 3 (6, 7, 23, 27, 28 y 31).

Tabla 2.
Análisis factorial exploratorio de la EAS (n=371)

Ítem	F1	F2	F3	h ²
26	.699	.191	-.087	.561
25	.694	-.261	.132	.509
30	.666	.259	-.047	.583
17	.653	-.082	-.002	.403
19	.568	-.129	.148	.365
18	.540	.251	-.031	.417
14	.523	.349	-.116	.454
2	.512	.347	-.165	.429
5	.413	-.143	.342	.341
16	.407	.001	.287	.321
31	.373	.098	.327	.367
24	.255	.125	.185	.172
9	-.320	.647	.097	.425
10	.069	.587	.022	.379
3	-.010	.531	.059	.297
29	.155	.501	-.074	.299
13	.145	.481	.090	.327
4	.066	.382	.145	.217
20	.085	.368	.202	.245
6	.013	-.081	.710	.489
27	-.111	.110	.616	.385
7	.062	-.029	.592	.387
23	-.026	.161	.587	.403
28	.144	.227	.360	.290
Valor propio	5.76	1.72	1.58	
% Varianza explicada	24.01	7.17	6.58	
Alfa de Cronbach	.814	.636	.671	

Análisis factorial confirmatorio

Se probó el grado de ajuste de los cinco siguientes modelos de medida a los datos empíricos recogidos:

1. El modelo original de cuatro factores correlacionados, propuesto por Jack (1991) y descrito anteriormente: (i) La autopercepción externalizada (ítems 6, 7, 23, 27, 28, y 31), (ii) La provisión de cuidados como autosacrificio (ítems 1,

3, 4, 9, 10, 11, 12, 22 y 29 (iii) El Silenciamiento del *Self* (ítems 2, 8, 14, 15, 18, 20, 24, 26 y 30), y (iv) *Self* dividido (ítems 5, 13, 16, 17, 19, 21 y 25);

2. El modelo de correlación de cuatro factores propuesto por Stevens y Galvin (1995): (i) La autopercepción externalizada (ítems 6, 7, 16, 23, 27, 28 y 31), (ii) La provisión de cuidados como autosacrificio (ítems 3, 4, 9, 10, 12, 22 y 29) (iii) El Silenciamiento del *Self* (ítems 2, 8, 14, 15, 18, 24, 26 y 30), y (iv) y el *Self* dividido (ítems 1, 5, 13, 17, 19, 20, 21, 25 y 26);

3. El modelo de correlación de cuatro factores propuesto por Remen, Chambless, e Rodenbaugh (2002): (i) La autopercepción externalizada (artículos 6, 7, 23, 28 y 31), (ii) La provisión de cuidados como autosacrificio (ítems 3, 4, 9, 10, 12, 22 y 29 (iii) El Silenciamiento del *Self* (ítems 2, 8, 14, 15, 18, 20, 24, 26 y 30), y (iv) El *Self* dividido (ítems 5, 16, 17, 19, 20, 21 y 25);

4. El modelo de correlación de cuatro factores propuesto por Cramer y Thoms (2003): (i) La autopercepción externalizada (artículos 6, 7, 16, 23, 27 y 28), (ii) La provisión de cuidados como autosacrificio (ítems 3, 4, 9, 10, 12, 22 y 29 (iii) Silenciamiento del *Self* (ítems 2, 8, 14, 15, 18, 20, 24, 26 y 30), y (iv) *Self* dividido (ítems 5, 13, 17, 19, 20, 21 y 25);

5. El modelo de tres factores correlacionados, resultantes de la AFE: (i) Silenciamiento del *Self* y *self* dividido (ítems 2, 5, 14, 16, 17, 18, 19, 24, 25, 26, 29), (ii) La provisión de cuidados como autosacrificio (ítems 3, 4, 9, 10, 13, 20, 29), y (iii) La autopercepción externalizada (ítems 6, 7, 23, 27, 28 y 31).

La tabla 3 presenta los resultados para los principales índices de evaluación de la calidad del ajuste de cada uno de los cinco modelos teóricos de la EAS a los datos empíricos recogidos.

La lectura indica un ajuste poco fiable de cada uno de los cuatro modelos alternativos a la estructura de correlación observada. Cada modelo revela que los valores de X²/gl, así como los valores RMSEA, están dentro de parámetros aceptables. Sin embargo, los valores de los índices CFI y GFI no son apropiados para los cuatro modelos probados. El modelo resultante de la AFE presenta relaciones satisfactorias de adecuación (X²/df= 1.964, CFI = .862, GFI = .894, RMSEA = .051). Los coeficientes de regresión estimados son altos para todos los componentes y estadísticamente significativos (p <.001).

La figura 1 presenta los valores de los pesos factoriales estandarizados y la fiabilidad individual de cada ítem del modelo de tres factores.

Tabla 3.
Índices de ajuste global de los modelos teóricos de la EAS a los datos empíricos

Modelos	X ²	gl	X ² /gl	CFI	GFI	RMSEA
Modelo original de cuatro factores correlacionados, propuesto por Jack (1991)	1451.109	428	3.390	.605	.788	.080
Modelo de cuatro factores correlacionados, propuesto por Stevens y Galvin (1995)	1533.079	429	3.574	.573	.778	.083
Modelo de cuatro factores correlacionados, propuesto por Remen, Chambless y Rodenbaugh (2002)	1593.468	432	3.689	.551	.774	.085
Modelo de cuatro factores correlacionados, propuesto por Cramer y Thoms (2003)	1633.072	432	3.780	.536	.772	.087
Modelo de tres factores correlacionados, resultante de la AFE	488.947	249	1.964	.862	.894	.051

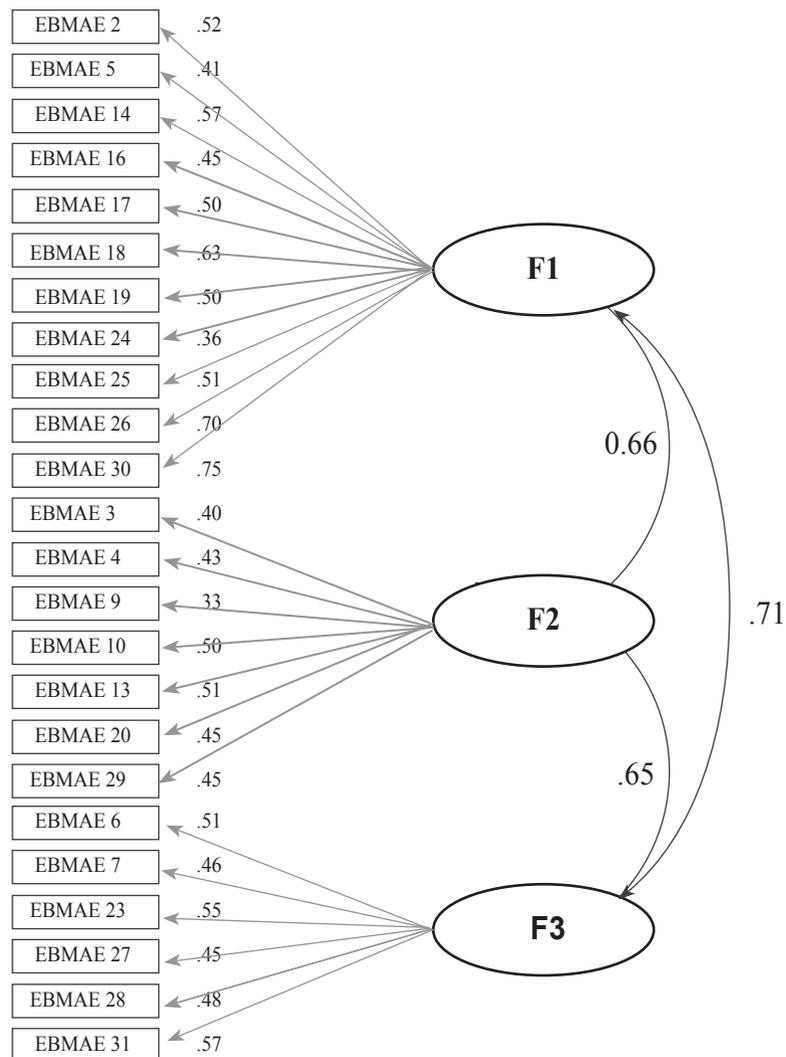


Figura 1. Modelo de la Escala de Autosilenciamiento, con tres factores correlacionados.

DISCUSIÓN

Primeramente se analizarán los resultados descriptivos de la escala. Los resultados, en cuanto a las características de respuesta de las participantes a la escala, indican que éstas seleccionan, preferiblemente, los puntos bajos de la escala Likert, lo que indica bajos niveles de utilización de esquemas cognitivos de Silenciamiento del *Self* en sus relaciones íntimas actuales. La consistencia interna de la escala, con 28 de los ítems originales (después de la exclusión de los ítems 1, 12, y 22, con una baja correlación con la escala total), es una situación satisfactoria, diferente cuando se tienen en consideración las diversas subescalas. En este nivel, la subescala de Provisión de cuidados como autosacrificio es la que tiene los niveles más bajos de fiabilidad, y la subescala Silenciamiento del *Self* es la que presenta los niveles más satisfactorios. Estos resultados son, en general, consistentes con los obtenidos en estudios previos de la utilización de la versión original de la EAS en muestras de mujeres universitarias americanas (por ejemplo, Cramer & Thoms, 2003; Remen, Chambless & Rodebaugh, 2002). Es así como, en el estudio de Thoms y Cramer (2003), encontraron resultados medianos en cuatro subclases, similares a los reportados aquí. La misma situación se ha demostrado en los niveles de consistencia interna, que en el estudio anterior fue supramencionado, la subescala varió de 0,55 en Provisión de cuidados como autosacrificio y 0,82 en la subescala Silenciamiento del *Self*, para las mujeres que participan en relaciones íntimas. Sin embargo, hay que señalar que en el caso de esta muestra de mujeres portuguesas, sus características en cuanto a la duración de su relación actual (con una desviación estándar muy similar a la media), y también la existencia de un pequeño grupo que respondió a la escala, teniendo en cuenta su última relación (posible sesgo de memoria), se añaden los factores a considerar en la interpretación de la calidad de los resultados.

Posteriormente, se utilizaron procedimientos del análisis factorial exploratorio para probar y analizar soluciones factoriales diferentes. Los resultados indican que la solución factorial más interpretable comprende tres factores, que explican el 38% de la varianza total de los ítems. Estos resultados son distintos de los obtenidos previamente en estudios análogos realizados con muestras de mujeres, en que se obtuvieron soluciones factoriales de cuatro factores que replican el modelo original de Jack (1991), y explican un rango de porcentaje de varianza pequeña. Por ejemplo, sobresale un 34,1% de la varianza explicada, como es el caso del estudio desarrollado por Remen, Chambless y Rodebaugh, (2002), o un 32% de la varianza en el estudio

de Cramer y Thoms (2003). Los resultados que se parecen más a los que aquí se registran fueron obtenidos por Thoms y Cramer (2003) en la muestra masculina, habiéndose constatado que la solución factorial que mejor se ajustaba a los datos estaba constituida por tres factores, pero que solamente explicaban, en su conjunto, el 28% de la varianza. Además, cabe destacar que la consistencia interna de la escala alcanza un nivel de coeficiente alfa bastante adecuado (0,82), en los valores de las subescalas, que oscilan entre .64 y .81 en factores de 2 y 1, respectivamente.

Posteriormente, se realizaron análisis factoriales confirmatorios para examinar la calidad de ajuste del modelo a los datos empíricos derivados de la AFE, y de cuatro modelos alternativos teóricos distintos. Los resultados del análisis factorial confirmatorio corroboran la calidad del modelo teórico causante de la AFE en su adecuación a la evidencia empírica, sin apoyar las hipótesis relativas al ajuste de los diferentes modelos alternativos en esta muestra de mujeres portuguesas. En efecto, a pesar de que se hayan aplicado cuatro modelos alternativos, como se ha mencionado, la revisión de estudios empíricos previos realizados por este concepto en muestras de mujeres americanas, muestra en todos los casos un ajuste poco robusto.

Una vez más, estos resultados son consistentes con los obtenidos en estudios previos. En el estudio de Thoms y Cramer (2003), los autores probaron los modelos de Jack (1991) y Stevens y Galvin (1995), obteniendo en ambos casos resultados no satisfactorios en los índices de ajuste de los modelos a sus datos. La misma situación se produjo cuando los autores desarrollaron un modelo nuevo, con exclusión de los ítems 1 y 11 (modelo de Cramer & Thoms, 2003).

También en el estudio de Remen y colaboradores (2002), el modelo de Jack (1991) obtuvo, en general, resultados fuera de los parámetros aceptables. Se considera que estos resultados, que apuntan a un modelo empírico de tres factores, sugieren que las participantes tienen una idea clara de lo mucho que aprecian su *self* a partir de criterios externos, así como de la medida en que anteponen las necesidades de los demás a sus propias necesidades. Sin embargo, su percepción acerca de cómo externalizan un *self* socialmente apropiado, sintiéndose obligadas a silenciar su *self* interior y omitir la satisfacción de sus necesidades, aparece como unificada, no encaja aquí como la brecha entre el Silenciamiento del *Self* y el *Self* dividido, propuesto originalmente por Jack (1991).

Este estudio indica que la EAS es una herramienta válida y fiable que puede utilizarse en contextos de intervención y de investigación en este dominio. Considerando los resultados mostrados anteriormente, el modelo de tres factores resultante de la AFE ($X^2/df = 1964$, CFI = .862, GFI = 0,894, RMSEA =

0,051) es el más adecuado para ser utilizado en la población portuguesa, y este requisito debe ser previamente verificado antes de su uso. Se hace referencia, como ejemplo de la utilidad de esta escala, a los estudios previos que demostraron que el uso de esquemas de autosilenciamiento no es exclusivo de las mujeres (por ejemplo, Cramer & Thoms, 2003; Remen, Chambless, & Rodebaugh, 2002); es más, hay estudios que evidenciaron la existencia de una relación entre el uso de estos esquemas y la presencia de cuadros depresivos (por ejemplo, Jack, 1991; Jack & Dill, 1992). También creemos que hay una necesidad urgente, en el futuro cercano, de desarrollar y probar el modelo teórico de tres factores derivados de este estudio, y los modelos teóricos o competidores nuevos, en poblaciones con características diferentes, a fin de aumentar la comprensión de la activación del uso de esquemas cognitivos de autosilenciamiento (Remen, Chambless & Rodebaugh, 2002).

REFERENCIAS

- Ali, A., Toner, B., Stuckless, N., Gallop, R., Diamant, N., Gould, M. & Vidins, E. (2000). Emotional abuse, self-blame and self-silencing in women with irritable bowel syndrome. *Psychosomatic Medicine*, 62, 76-82.
- Almeida, L., & Freire, T. (1997). *Metodologia da investigação em Psicologia e Educação*. Braga: Psiquilibrios.
- Azambuja, M., Nogueira, C., Neves, S. & Oliveira, J. (2013). Gender Violence in Portugal: discourses, knowledges and practices. *Indian Journal of Gender Studies*, 20, 31-50. doi:10.1177/0971521512465935
- Beck, A. T. (1983). Cognitive therapy of depression. New perspectives. In P. J. Clayton & J. E. Barrett (eds.), *Treatment of depression: Old controversies and new approaches* (pp. 265-290). New York: Raven.
- Carr, J. G., Gilroy, F. D., & Sherman, M. F. (1996). Silencing the self and depression among women: The moderating role of race. *Psychology of Women Quarterly*, 20, 375-392.
- Cramer, K. & Thoms, N. (2003). Factor structure of the silencing the self scale in women and men. *Personality and Individual Differences*, 35, 525-535.
- Field, A. (2000). *Discovering statistics using SPSS for Windows*. Thousand Oaks: Sage Publications Inc.
- Jack, D. C. (1991). *Silencing the self: Women and Depression*. Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Jack, D. C. & Dill, D. (1992). The Silence the Self Scale. Schemas of intimacy associated with depression in women. *Psychology of Women Quarterly*, 16, 97-106.
- Lafrance, M. & Stoppard, J. (2006). Constructing a Non-depressed Self: Women's Accounts of Recovery from Depression. *Feminism and Psychology*, 16, 307-325. doi: 10.1177/0959353506067849
- Maroco, J. (2010). *Análise de Equações Estruturais [Structural Equation Modelling]*. Lisboa: ReportNumber.
- Neves, S. (2005). The (de)construction of gendered discourses about love, power and violence in intimate relationships: feminist methodologies in critical social psychology (Unpublished doctoral dissertation). Universidade do Minho, Braga.
- Neves, S. (2008). *Amor, Poder e Violências na Intimidade: os caminhos entrecruzados do pessoal e do político*. Coimbra: Quarteto.
- Neves, S. & Nogueira, C. (2010). Deconstructing Gendered Discourses of Love, Power and Violence in Intimate Relationships. In D. C. Jack & A. Ali (Eds). *Silencing the Self Across Cultures Depression and Gender in the Social World* (pp. 241-261). Oxford: Oxford University Press.
- Pestana, M. H. & Gageiro, J. N. (2005). *Análise de dados para Ciências Sociais. A complementaridade do SPSS (4ª Ed.)*. Lisboa: Edições Sílabo.
- Plant, A., Hyde, J., Keltner, D. & Devine, P. (2000). The Gender Stereotyping of Emotions. *Psychology of Women Quarterly*, 24, 81-92.
- Remen, A. L., Chambless, D. L. & Rodebaugh, T. L. (2002). Gender differences in the Silencing the Self Scale. *Psychology of Women Quarterly*, 26, 151-159.
- Stevens, H. B., Galvin, S. L., Stevens, H. B. & Galvin, S. L. (1995). Structural findings regarding the Silencing the Self Scale. *Psychological Reports*, 77, 11-17.