

Pablo Santos-Iglesias, Pablo Vallejo-Medina, Juan Carlos Sierra

Propiedades psicométricas de una versión breve de la Escala de Ajuste Diádico en muestras españolas
International Journal of Clinical and Health Psychology, vol. 9, núm. 3, septiembre, 2009, pp. 501-517,
Asociación Española de Psicología Conductual
España

Disponible en: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=33712038009>

**International Journal of
Clinical and Health
Psychology**

*International Journal of Clinical and Health
Psychology*,

ISSN (Versión impresa): 1697-2600

jcsierra@ugr.es

Asociación Española de Psicología Conductual
España

[¿Cómo citar?](#)

[Fascículo completo](#)

[Más información del artículo](#)

[Página de la revista](#)

www.redalyc.org

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



Propiedades psicométricas de una versión breve de la Escala de Ajuste Diádico en muestras españolas¹

Pablo Santos-Iglesias², Pablo Vallejo-Medina y Juan Carlos Sierra
(Universidad de Granada, España)

RESUMEN. La Escala de Ajuste Diádico (EAD) es el instrumento de elección en la evaluación de la calidad de las relaciones de pareja. En España, a pesar de contar con varias traducciones de la escala, no existen estudios que avalen sus propiedades psicométricas. Por ello, este estudio instrumental tiene como objetivos analizar algunas propiedades psicométricas de la versión española de la EAD y desarrollar una versión abreviada de la misma. Una muestra de 710 sujetos con pareja estable completó la EAD y el Cuestionario de Aserción en la Pareja. Los resultados indican problemas con la estructura factorial, por lo que se desarrolla una versión breve, mediante un análisis discriminante, compuesta por 14 ítems, que se vio reducida a una versión final de 13. Los análisis sobre esta versión final mostraron una adecuada fiabilidad y validez. Tanto el análisis factorial exploratorio como el confirmatorio mostraron una estructura interna compuesta por tres factores de primer orden coherentes con el planteamiento original del autor. Por último, se desarrolló un punto de corte para la versión abreviada que mostró un poder de clasificación muy similar al de la versión original. Se discuten las posibles implicaciones para su uso clínico, así como las directrices para estudios futuros.

PALABRAS CLAVE. Escala de Ajuste Diádico. Fiabilidad. Validez. Análisis discriminante. Estudio instrumental.

¹ Este trabajo forma parte del Proyecto de Investigación SEJ2007-61824 financiado por el Ministerio de Ciencia e Innovación, concedido al tercer autor.

² Correspondencia: Facultad de Psicología. Universidad de Granada. Campus de Cartuja, s/n. 18011 Granada (España). E-mail: psantos@ugr.es

ABSTRACT. Dyadic Adjustment Scale (DAS) is the main selected measure to assess quality of relationship in couples. Despite that there are several Spanish translations of this scale, there is no study that guarantees its psychometric properties. Therefore, the aims of this instrumental study are to analyze some psychometric properties of the Spanish version of the DAS and to develop an abridged version. A total sample of 710 individuals with steady couple filled in the DAS and the Couple Assertion Questionnaire. Results showed that there are some problems with the factorial structure and therefore, a short version was made. This short version was developed by means of a discriminant analysis and was composed by 14 items but finally, this version was shortened into 13 items. Analyses about this final version showed a suitable validity and reliability. Exploratory and confirmatory factor analyses indicated an internal structure composed by three factors of first order that were consistent with the original approach of the author. Finally, a cut-off point was developed for the short version which showed a similar classification power to the original version. Implications for the use of this scale in clinical settings are discussed as well as guidelines for future studies.

KEYWORDS. Dyadic Adjustment Scale. Reliability. Validity. Discriminant analysis. Instrumental study.

El ajuste diádico es un proceso cuyo resultado depende de diversos factores, tales como las diferencias problemáticas en la pareja, las tensiones interpersonales, la satisfacción y cohesión diádica, y el consenso en aspectos importantes para el funcionamiento de la pareja (Spanier, 1976). Su importancia deriva de las implicaciones para la vida personal y de la pareja, pues la falta de ajuste se relaciona con un mayor riesgo de depresión (Kurdek, 1998), ansiedad (McLeod, 1994) y problemas de salud en general (Prigerson, Maciejewski y Rosenheck, 1999), constituyéndose en un importante predictor del funcionamiento familiar (David, Steele, Forehand y Armistead, 1996; Deal, 1996; Fisioglu y Lorenzetti, 1994). Por ello, es importante que, tanto en el campo clínico como en la investigación, se disponga de adecuados instrumentos para la evaluación del ajuste diádico (Graham, Liu y Jeziorski, 2006).

La Escala de Ajuste Diádico (EAD; Spanier, 1976) ha sido el instrumento más utilizado en la evaluación de la calidad y el ajuste de la pareja. Como prueba de ello, Spanier (1985) señala que en la década que siguió a su creación fue empleada en más de 1.000 estudios. Obviamente éste número continua creciendo. La EAD fue desarrollada como una escala multidimensional, aplicable al matrimonio y a otro tipo de parejas, compuesta por 32 ítems que ofrecen una puntuación global en ajuste diádico y en cuatro subescalas: Consenso, Satisfacción, Cohesión y Expresión de afectos, que pueden emplearse de forma aislada sin perder fiabilidad ni validez (Spanier, 1976, 1988; Spanier y Thompson, 1982). Ha sido adaptada en Francia (Vandeleur, Fenton, Ferrero y Preisig, 2003), Canadá (Baillargeon, Dubois y Marineau, 1986), China (Shek, 1995; Shek y Cheung, 2008; Shek, Lam, Tsoi y Lam, 1993), Italia (Gentili, Contreras, Cassaniti y D'Arista, 2002), Corea (Lee y Kim, 1996), Australia (Antill y Cotton, 1982), Turquía (Fisioglu y Demir, 2000), Alemania (Dinkel y Balck, 2006) y a población hispana en Estados Unidos

(Youngblut, Brooten y Menzies, 2006). Los estudios psicométricos realizados informan, generalmente, de una adecuada fiabilidad de consistencia interna con valores que oscilan entre 0,50 y 0,96, tanto para la escala global como para las distintas subescalas (Busby, Christensen, Crane y Larson, 1995; Carey, Spector, Lantinga y Krauss, 1993; Graham et al., 2006; Kurdek, 1992; Spanier, 1976; Spanier y Thompson, 1982). Únicamente se han encontrado problemas de fiabilidad en la subescala Expresión de afectos (Graham et al., 2006). De la misma forma, los resultados de fiabilidad test-retest y dos mitades muestran valores superiores a 0,75 y 0,79, respectivamente (Busby et al., 1995; Carey et al., 1993). Por su parte, los estudios de validez ofrecen correlaciones elevadas con otras medidas de ajuste y satisfacción marital (Busby et al., 1995; Fisiloglu y Demir, 2000; Lim y Ivey, 2000; Spanier, 1976; Youngblut et al., 2006), un adecuado poder de discriminación entre parejas con buen y mal ajuste (Crane, Busby y Larson, 1991; Schumm, Paff-Bergen, Hatch y Obiorah, 1986; Sharpley y Rogers, 1984; Spanier, 1976, 1988; Spanier y Thompson, 1982) y sensibilidad al cambio terapéutico (Boning y Henss, 1983). Se han desarrollado varios puntos de corte para discriminar parejas con buen y mal ajuste, que oscilan entre 92 y 107 (Graham et al., 2006), no obstante, uno de los más utilizados ha sido el punto de corte 107 (Busby et al., 1995; Crane, Allgood, Larson y Griffin, 1990; Crane, Middleton y Bean, 2000), que además coincide con el punto de corte 100 del Marital Adjustment Test (MAT; Locke y Wallace, 1959).

El principal problema relacionado con la EAD tiene que ver con su estructura factorial, que ha abierto un debate sobre si la escala es una medida unidimensional o multidimensional (Busby et al., 1995; Sabourin, Lussier, Laplante y Wright, 1990). En realidad, son pocos los estudios que han confirmado la estructura original (Fisiloglu y Demir, 2000; Kurdek, 1992; Shek, 1995; Spanier y Thompson, 1982), ya que muchos trabajos muestran problemas a la hora de replicar dicha estructura (Antoine, Christophe y Nandrino, 2008; Baillargeon et al., 1986; Crane et al., 1991; Dinkel y Balck, 2006; Lim y Ivey, 2000), revelan un único factor que explica un porcentaje muy elevado de la varianza (Antill y Cotton, 1982; Kazak, Jarmas y Snitzer, 1988; Sharpley y Cross, 1982), o muestran una estructura jerárquica que engloba varios factores bajo un factor de segundo orden (Busby et al., 1995; Sabourin et al., 1990; Shek y Cheung, 2008; Vandeleur et al., 2003). Debido a estos problemas con la estructura factorial y a la necesidad de contar con instrumentos de evaluación más breves y eficaces (Sharpley y Cross, 1982), se han desarrollado algunas versiones breves de la EAD, compuestas por dieciséis ítems (Antoine et al., 2008), catorce (Busby et al., 1995), doce (Dinkel y Balck, 2006), diez (Kurdek, 1992), siete (Sharpley y Rogers, 1984), cuatro (Sabourin, Valois y Lussier, 2005) e, incluso, un ítem (Goodwin, 1992; Hunsley, Best, Lefebvre y Vito, 2001), aduciendo todas ellas adecuadas propiedades psicométricas de fiabilidad y validez convergente y discriminante. Las ventajas de estas versiones breves son claras, tanto para la elaboración de estudios epidemiológicos como para estudios clínicos (Sabourin et al., 2005; Sharpley y Cross, 1982).

En España, la EAD fue traducida por Bornstein y Bornstein (1988); sin embargo, no se conoce ningún estudio que avale sus propiedades psicométricas, a pesar de haber sido empleada en varias ocasiones (e.g. Cáceres y Cáceres, 2006; Espina Eizaguirre, 2002; Ortiz Barón, Gómez Zapiain y Apodaca, 2002). Por esta razón se lleva a cabo el

siguiente estudio instrumental (Carretero-Dios y Pérez, 2007; Montero y León, 2007), que se plantea los siguientes objetivos: a) analizar algunas propiedades psicométricas (análisis de ítems, fiabilidad, estructura factorial y validez convergente) de la EAD en población española, b) desarrollar una versión breve de la EAD para su uso en España, c) analizar algunas propiedades psicométricas de esta versión breve, y d) establecer un punto de corte para esta versión.

Método

Participantes

La muestra estuvo compuesta por 710 sujetos: 330 (46,48%) varones y 380 (53,52%) mujeres. El rango de edad osciló entre 18 y 65 años ($M = 30,95$; $DT = 9,29$), siendo la media de edad de los varones igual a 32,15 ($DT = 9,65$) e igual a 29,91 ($DT = 8,86$) la de las mujeres. Todos los participantes mantenían una relación de pareja estable de, al menos, seis meses de duración. En cuanto al nivel educativo, un 8,2% de la muestra total (7,9% de varones y 8,3% de mujeres) tenía estudios primarios, un 24,4% (27,5% de varones y 21,7% de mujeres) estudios secundarios y un 67,5% (64,5% de varones y 70,1% de mujeres) estudios superiores.

Instrumentos

- Cuestionario sociodemográfico en el que se preguntaba por la edad, sexo, duración de la relación de pareja, actividad sexual y nivel de estudios.
- Escala de Ajuste Diádico (EAD; Spanier, 1976). Se empleó la traducción española de Bornstein y Bornstein (1988). Sus propiedades psicométricas se han descrito anteriormente. Debido a que el número de opciones de respuesta variaba entre distintos ítems, cada escala fue convertida a una métrica común mediante su transformación en puntuaciones típicas z (Fitzpatrick, Salgado, Suvak, King y King, 2004; Graham et al., 2006). De esta forma una mayor puntuación indicaba un mayor ajuste en la pareja.
- Cuestionario de Aserción en la Pareja (ASPA; Carrasco, 1998). Compuesto por 40 ítems con una escala de respuesta tipo Likert de 1 (Casi nunca) a 6 (Casi siempre). Proporciona puntuaciones en cuatro subescalas diferentes: Aserción, Agresión, Sumisión y Agresión pasiva. El estudio original informa de una buena fiabilidad, con valores de consistencia interna comprendidos entre 0,75 y 0,96, y de adecuada validez. La fiabilidad de las cuatro subescalas en este estudio fue igual a 0,85, 0,84, 0,78 y 0,83, respectivamente.

Procedimiento

La muestra fue recogida mediante un muestreo incidental, en el cual se procuró en todo momento obtener un porcentaje similar de hombres y mujeres, con diferentes niveles educativos y de varios rangos de edad. El requisito para participar en el estudio era mantener una relación heterosexual estable de, al menos, seis meses de duración y con actividad sexual dentro de la misma. Una vez se contactaba con los participantes se les explicaba brevemente el propósito del estudio y se les entregaba un cuadernillo

con los cuestionarios y una hoja de respuesta, que se utilizaría posteriormente para extraer las respuestas mediante una lectora óptica. A todos los participantes se les garantizaba su anonimato y la confidencialidad de los datos ofrecidos.

Análisis estadísticos

El análisis de las propiedades métricas del EAD se llevó a cabo mediante un análisis de ítems, examen de su fiabilidad, validez convergente y estructura interna (mediante análisis factorial exploratorio y confirmatorio). Mediante un análisis discriminante se obtuvo la versión abreviada; se estableció el punto de corte mediante un análisis de regresión lineal. Todos los análisis se realizaron mediante el programa SPSS Statistics 17.0 excepto el análisis factorial confirmatorio que se realizó mediante Amos 7.0.

Resultados

Análisis de ítems, análisis factorial exploratorio (AFE) y análisis factorial confirmatorio (AFC)

En una primera fase se analizaron las propiedades métricas de la versión española de la Escala de Ajuste Diádico (Bornstein y Bornstein, 1988) empleando la muestra total ($N = 710$). En el análisis de la estructura interna, el modelo que se puso a prueba fue la estructura original de cuatro factores propuesta por Spanier (1976).

El análisis de ítems mostró correlaciones ítem-total corregidas superiores a 0,30 (Nunnally y Bernstein, 1995), excepto en los ítems 24 ($r_{it} = 0,29$) y 29 ($r_{it} = 0,17$). A pesar de ello, su eliminación no producía un aumento en la fiabilidad total de la escala, que resultó igual a 0,92.

Previo al AFE se realizaron la prueba de adecuación muestral de Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO = 0,92$) y la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2 = 8680,38$; $p < 0,001$), que indicaron la adecuación de los datos para el análisis. El AFE por el método de componentes principales y rotación oblicua (oblimin directo) mostró cuatro factores que explicaban un 47,06% de la varianza (Consenso, Satisfacción, Cohesión y Expresión de afectos). A pesar de que la solución obtenida concordaba en gran parte con la propuesta original de Spanier (1976), la mayoría de los ítems mostraba una carga importante en un primer factor (Consenso) que explicaba un alto porcentaje de la varianza (30,63%). Además, se encontró que muchos ítems cargaban en más de un factor y que las cargas más elevadas de algunos ítems no correspondían con el planteamiento original de Spanier (1976) (véase la Tabla 1).

TABLA 1. Estructura factorial, cargas factoriales, comunalidades (h^2), eigenvalues y porcentaje de varianza explicada del EAD.

Ítems	Consenso	Cohesión	Satisfacción	Expresión afectos	h^2
EAD 10	0,71*				0,52
EAD 15	0,69*				0,54
EAD 8	0,68*				0,47
EAD 12	0,67*				0,53
EAD 5	0,65*				0,43
EAD 7	0,65*				0,45
EAD 2	0,65*				0,45
EAD 14	0,65*				0,50
EAD 1	0,62*				0,43
EAD 11	0,60*				0,40
EAD 4	0,60			0,37*	0,44
EAD 13	0,58*				0,40
EAD 9	0,52*				0,29
EAD 6	0,49			0,31*	0,37
EAD 3	0,46*				0,23
EAD 27	0,40	-0,80*			0,65
EAD 26	0,30	-0,79*			0,63
EAD 25	0,41	-0,72*			0,53
EAD 28	0,37	-0,66*			0,47
EAD 18	0,52	-0,64	0,42*		0,52
EAD 31	0,31	-0,63	*		0,41
EAD 19	0,32	-0,60	0,39*		0,47
EAD 32	0,35	-0,59	0,34*		0,40
EAD 23		-0,57	*		0,35
EAD 24		-0,37*			0,15
EAD 16	0,36	-0,49	0,75*		0,64
EAD 17		-0,30	0,74*		0,57
EAD 22	0,30		0,69*		0,50
EAD 20	0,33	-0,57	0,65*		0,58
EAD 21			0,64*		0,48
EAD 29				0,74*	0,56
EAD 30				0,67*	0,53
Eigenvalues	9,80	2,27	1,62	1,34	
% varianza	30,63	7,12	5,09	4,21	

Nota. El asterisco indica el factor al que pertenece cada ítem en la estructura original de Spanier (1976), los cargos factoriales inferiores a 0,30 fueron eliminados de la tabla.

El AFC se llevó a cabo con los 32 ítems mediante el método de mínimos cuadrados generalizados, debido a la violación del supuesto de normalidad multivariada ($\chi^2 = 7870,97$; $p < 0,001$). Como índices de ajuste se tomaron el estadístico χ^2 , la ratio χ^2/gl

y los índices GFI, AGFI y RMSEA. Así valores inferiores a 2 en la ratio c^2/gl (Kline, 1998), superiores a 0,90 en el GFI y AGFI, e inferiores a 0.05 en el RMSEA se consideraron indicadores de un buen ajuste (Browne y Cudeck, 1993; Hu y Bentler, 1999; Jöreskog y Sörbom, 1993). Los modelos sometidos a contraste fueron la estructura original de Spanier (1976) formada por cuatro factores y una solución unifactorial (debido a que muchos ítems cargaban en un factor). Los resultados del AFC no mostraron un ajuste adecuado ni en la propuesta de cuatro factores: $c^2 = 825,60$, $gl = 460$; $p < 0,001$; ratio $c^2/gl = 1,79$; GFI = 0,827; AGFI = 0,802; RMSEA = 0,056; ni en la unifactorial: $c^2 = 1612,99$, $gl = 464$; $p < 0,001$; ratio $c^2/gl = 3,47$; GFI = 0,857; AGFI = 0,838; RMSEA = 0,059, poniendo de manifiesto los problemas de la adaptación española de la EAD.

Análisis discriminante sobre el EAD

Este análisis se realizó con una submuestra extraída aleatoriamente de la muestra total ($n = 410$), compuesta por 178 varones (43,41%) y 232 mujeres (56,59%), con una media de edad igual a 32,57 (DT = 9,72) en los varones y 29,65 (DT = 8,70) en las mujeres. Una prueba t de Student para muestras independientes mostró que no existían diferencias estadísticamente significativas entre hombres y mujeres en ajuste diádico ($t_{405} = -0,93$; $p = 0,34$), por lo que los análisis se realizaron de forma conjunta para ambos sexos. Para llevar a cabo el análisis, primero se dividió a la muestra en dos subgrupos, empleando como punto de corte la puntuación 107 en el EAD. Así, se obtuvo un grupo de bajo ajuste ($n = 121$; $M = 92,85$; $DT = 16,49$) y otro de alto ajuste ($n = 286$; $M = 123,57$; $DT = 9,61$), que se diferenciaban significativamente en su puntuación en la EAD ($t_{405} = -23,47$; $p < 0,001$). Todos los ítems de la escala fueron incluidos en el análisis, ya que se buscaba obtener aquellos con mayor capacidad para discriminar ambos grupos.

Los resultados mostraron una función discriminante con un autovalor igual a 1,53 (l de Wilks = 0,39; $c^2 = 369,97$; $p < 0,001$) y una correlación canónica igual a 0,78. La solución final estuvo compuesta por 14 ítems capaces de discriminar correctamente al 91,64% de la muestra (véase la Tabla 2). Los centroides de los grupos así como la matriz de estructura se pueden observar en la Tabla 3.

TABLA 2. Tabla de clasificación del análisis discriminante.
en función del ajuste diádico.

Grupo de origen	Grupo de pertenencia pronosticado		Total n
	Bajo ajuste n (%)	Alto ajuste n (%)	
Bajo ajuste	96 (79,30)	25 (20,70)	121
Alto ajuste	9 (3,10)	277 (96,90)	286
Total	105	302	407

TABLA 3. Puntuaciones discriminantes para los centroides de los grupos y matriz de estructura.

Centroides de los grupos	Función
Bajo ajuste	-1,899
Alto ajuste	0,803
Matriz de estructura	Función
EAD 27	0,514
EAD 16	0,506
EAD 20	0,460
EAD 4	0,439
EAD 1	0,397
EAD 32	0,384
EAD 5	0,377
EAD 21	0,361
EAD 28	0,342
EAD 23	0,324
EAD 9	0,301
EAD 13	0,295
EAD 24	0,258
EAD 29	0,158

Análisis de ítems, fiabilidad y análisis factorial exploratorio de la versión reducida de 14 ítems (EAD-14)

El análisis de ítems mostró correlaciones ítem-total por encima de 0,30 en todos los elementos (Nunnally y Bernstein, 1995), excepto en el ítem 29 ($r_{it} = 0,11$). Sólo la eliminación de este ítem producía un incremento de la fiabilidad, que pasaba de 0,79 a 0,81. El análisis factorial exploratorio se llevó a cabo con la muestra de 410 participantes. El método de extracción elegido fue el de componentes principales y rotación oblicua (oblimin directo), ya que se esperaban correlaciones entre los distintos factores. El índice de adecuación muestral ($KMO = 0,83$) y la prueba de esfericidad de Bartlett ($\chi^2 = 1.227,60$; $p < 0,001$) mostraron la adecuación de los datos para el análisis.

Los resultados mostraron cuatro factores (Consenso, Satisfacción, Cohesión y Expresión de afectos) que explicaban el 55,14% de la varianza que correspondían en buen grado con la estructura original, a excepción del ítem 4, que cargó en un factor distinto a la propuesta original (véase la Tabla 4). Debido a que el ítem 29 formaba por sí sólo el factor Expresión de afectos, que su correlación ítem-total era demasiado baja y la fiabilidad de la escala aumentaba con su eliminación y a que el AFC requiere que cada variable latente tenga como mínimo dos indicadores, se decidió eliminarlo en los análisis posteriores y trabajar con una versión de 13 ítems (EAD-13) y tres factores.

TABLA 4. Estructura factorial, cargas factoriales, comunales (h^2), eigenvalues y porcentaje de varianza explicada del EAD-14.

Ítems	Satisfacción	Consenso	Cohesión	Expresión afectos	h^2
EAD 20	0,80*				0,69
EAD 16	0,76*				0,66
EAD 21	0,74*				0,58
EAD 32	0,35*				0,42
EAD 23	0,32*				0,25
EAD 9		0,76*			0,56
EAD 4		0,72		*	0,57
EAD 5		0,69*			0,54
EAD 1		0,58*			0,44
EAD 13		0,49*			0,45
EAD 28			-0,80*		0,67
EAD 24			-0,63*		0,42
EAD 27			-0,58*		0,59
EAD 29				0,90*	0,82
Eigenvalues	4,06	1,38	1,21	1,05	
% varianza	29,02	9,88	8,69	7,54	

Nota. El asterisco indica el factor al que pertenece cada ítem en la estructura original de Spanier (1976). Los cargos factoriales inferiores a 0,30 fueron eliminados de la tabla.

Análisis factorial confirmatorio de la versión reducida de 13 ítems (EAD-13)

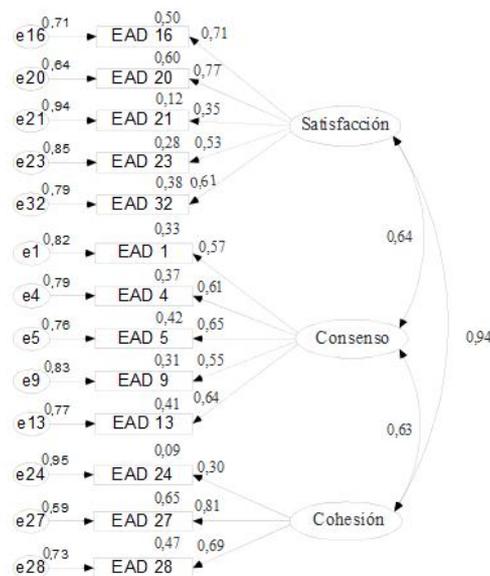
Para la realización del AFC se empleó la muestra restante ($n = 300$), formada por 152 varones (50,7%) y 148 mujeres (49,3%), con una media de edad de 31,66 años ($DT = 9,56$) en varones y 30,32 ($DT = 9,11$) en mujeres. Una prueba t de Student para muestras independientes mostró ausencia de diferencias significativas en ajuste diádico entre hombres y mujeres ($t_{298} = -0,43$; $p = 0,66$), razón por la que el AFC se realizó de forma conjunta para ambos sexos. La extracción se realizó por el método de mínimos cuadrados generalizados, debido a la violación del supuesto de normalidad multivariada ($c^2 = 1.053,53$; $p < 0,001$). Los índices de ajuste empleados fueron el estadístico c^2 , ratio c^2/gl , GFI, AGFI y RMSEA.

Se sometieron a contraste tres modelos diferentes partiendo de los resultados del AFE: a) un modelo compuesto por 13 ítems y 3 factores interrelacionados, resultante del AFE tras eliminar el ítem 29; b) un modelo unidimensional en el que los 13 ítems saturan en un solo factor de ajuste diádico, y c) un modelo jerárquico donde los tres factores se derivan de un factor global de segundo orden. Los resultados del AFC muestran un buen ajuste del modelo de tres factores y del jerárquico (véase la Tabla 5). Se aceptó el modelo de tres factores como el más adecuado, ya que se considera más parsimonioso que el jerárquico. La representación gráfica de este modelo se puede ver en la Figura 1.

TABLA 5. Índices de ajuste de los modelos confirmatorios sometidos a contraste.

Modelo	F^2	G1	p	$F^2/g1$	GFI	AGFI	RMSEA
Tres factores	98,8	62	0,002	1,59	0,949	0,925	0,045
Unifactorial	143,5	65	0,000	2,20	0,926	0,897	0,064
Jerárquico	98,8	62	0,002	1,59	0,949	0,925	0,045

FIGURA 1. Modelo de tres factores del EAD-13.



Fiabilidad, punto de corte de la EAD-13 y evidencias de validez

Los valores de fiabilidad de consistencia interna para la escala compuesta por 13 ítems fueron 0,83 para la escala total, y 0,73, 0,70 y 0,63 para las subescalas de Consenso, Satisfacción y Cohesión, respectivamente.

Por último, se calculó el punto de corte de la versión abreviada mediante un procedimiento de regresión lineal, empleando como variable predictora la puntuación total en la EAD-32 y como criterio la puntuación total en la EAD-13. Los resultados muestran un coeficiente de determinación ajustado igual a 0,91 ($F = 7.172,05$; $p < 0,001$) que produjo la siguiente ecuación de regresión:

$$Y' = 0,625 + 0,408X$$

Con esta ecuación el punto de corte para la versión breve se situó en 44,28, que fue redondeado a 44 puntos. La equivalencia entre la clasificación de ambas versiones se contrastó mediante una tabla de contingencia 2 x 2 (véase la Tabla 6), cuyo coefi-

ciente de contingencia resultó estadísticamente significativo ($C = 0,64$; $p < 0,001$), con ajuste de clasificación correcto entre ambas versiones del 93,50%.

TABLA 6. Equivalencia entre la clasificación de la EAD-32 y la EAD-13.

EAD-32	EAD-13		Total
	Bajo ajuste	Alto ajuste	
Bajo ajuste	192 (92,30%)	16 (7,30%)	208
Alto ajuste	30 (6%)	469 (94%)	499
Total	222	485	707

Para el análisis de la validez convergente se correlacionaron las puntuaciones de la EAD-13 y las del ASPA (véase la Tabla 7). Los resultados mostraron que, tanto la escala global de la EAD-13 como sus distintas subescalas, correlacionaron de forma positiva con la subescala Aserción del ASPA y de forma negativa con las subescalas Agresión, Sumisión y Agresión pasiva.

TABLA 7. Correlaciones entre las subescalas de la EAD-13 y del ASPA.

Subescalas	EAD-13	EAD-13		
		Consenso	Satisfacción	Cohesión
ASPA Aserción	0,30***	0,27***	0,28***	0,19***
ASPA Agresión	-0,39***	-0,39***	-0,32***	-0,11**
ASPA Sumisión	-0,35***	-0,25***	-0,34***	-0,24***
ASPA Agresión pasiva	-0,29***	-0,27***	-0,24***	-0,11**

** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$

Discusión

La tradición de los estudios instrumentales realizados sobre la EAD ha seguido dos tendencias generales: analizar las propiedades psicométricas de la versión original en diferentes contextos y países (Antill y Cotton, 1982; Baillargeon et al., 1986; Gentili et al., 2002; Shek, 1995; Spanier y Thompson, 1982) o bien desarrollar y validar versiones abreviadas de la escala original propuesta por Spanier (Antoine et al., 2008; Busby et al., 1995; Dinkel y Balck, 2006; Kurdek, 1992; Sabourin et al., 2005; Sharpley y Rogers, 1984). Estas versiones abreviadas han demostrado, de forma general, las mismas propiedades de fiabilidad y validez, con la ventaja que supone contar con un formato más corto para evaluar el mismo constructo (Sabourin et al., 2005; Sharpley y Cross, 1982). Así, ante la ausencia de estudios que avalen las propiedades psicométricas de la EAD en España, se ha desarrollado el presente estudio instrumental.

En primer lugar, se ha sometido a estudio la versión española de la EAD (Bornstein y Bornstein, 1988). Los resultados ponen de manifiesto ciertos problemas con algunos ítems en particular, concretamente el 24 y el 29, aunque la fiabilidad de la escala es elevada (alfa de Cronbach = 0,92), tal y como han demostrado estudios previos (para una revisión véase Graham et al., 2006). No obstante valores de fiabilidad muy elevados pueden estar afectando a la validez de la escala (Carretero-Dios y Pérez, 2005). Por el contrario, sí se encuentran problemas con la estructura interna de la escala. Se ha de

recordar que éste no es un problema nuevo, pues es larga la tradición de estudios que no han conseguido ratificar la estructura propuesta por Spanier (Antoine et al., 2008; Baillargeon et al., 1986; Crane et al., 1991; Dinkel y Balck, 2006; Lim y Ivey, 2000). Los resultados obtenidos, aunque parecen replicar la estructura original, muestran, sobre todo, un primer factor que tiende a englobar a la mayoría de los ítems y a explicar un porcentaje muy elevado de la varianza, tal y como ha sucedido en estudios previos (Antill y Cotton, 1982; Kazak et al., 1988; Sharpley y Cross, 1982). Por esa razón se sometieron a contraste mediante AFC la propuesta original de cuatro factores y una solución de un único factor que engloba a los 32 ítems. Tal y como se vio anteriormente, el AFC mostró problemas para confirmar cualquiera de estas dos soluciones, razón por la cual se desecha la propuesta original y se decide desarrollar una versión abreviada de la EAD.

La versión abreviada se desarrolla mediante un análisis discriminante, pues ha sido la técnica de elección en los estudios similares con la EAD (cfr., Sabourin et al., 2005; Sharpley y Cross, 1982). Los resultados arrojan una versión de 14 ítems con capacidad para clasificar correctamente al 91,60% de la muestra, que fue dividida en dos subgrupos (alto y bajo ajuste), empleando como punto de corte la puntuación 107 en la escala global. Esta versión cuenta con adecuadas propiedades métricas, únicamente el ítem 29 (al igual que sucedía en la versión de 32 ítems) resultó problemático, pues su correlación ítem-total corregida era excesivamente baja y la fiabilidad de la escala mejoraba con su eliminación.

Sobre la escala de 14 ítems se realiza un AFE que muestra cuatro factores que replican en gran medida la propuesta de Spanier (1976), aunque se aprecian dos problemas: el ítem 4 («Demostraciones de cariño») satura en el factor Consenso en lugar de en el factor Expresión de afectos y el ítem 29 compone de forma exclusiva el factor Expresión de afectos. El primero de los problemas se entiende fácilmente si se tiene en cuenta que el ítem 4 aparece redactado junto con los ítems de la escala de Consenso y comparte escala de respuesta con ellos, es decir, el ítem realmente pregunta por el consenso entre los miembros de la pareja sobre las demostraciones de cariño. Esta cuestión ya se había encontrado en trabajos anteriores (Baillargeon et al., 1986; Spanier y Thompson, 1982). Además, si se analiza un ítem similar en cuanto a su lugar en la escala y formato de respuesta (ítem 6), en la Tabla 2 se puede observar que le sucede exactamente lo mismo; satura más en el factor Consenso. Por estas razones se decide mantener el ítem 4 en el factor Consenso. En segundo lugar, debido a que el ítem 29 forma el factor Expresión de afectos y dadas sus pésimas cualidades métricas, se decide eliminarlo de la escala y contar así con una versión abreviada final de 13 ítems (vease anexo 1)

Una vez conformada la versión final, se decide poner a prueba la estructura factorial mediante un AFC. Se contrasta el modelo procedente del AFE compuesto por 13 ítems agrupados en tres factores interrelacionados y, frente a éste, los tradicionales modelos unidimensional (Antill y Cotton, 1982; Kazak et al., 1988; Sharpley y Cross, 1982) y jerárquico (Busby et al., 1995; Sabourin et al., 1990; Shek y Cheung, 2008; Vandeleur et al., 2003). Los resultados mostraron un similar ajuste para el modelo de tres factores y para el jerárquico, y un peor ajuste para el unidimensional, algo que se ha encontrado

cuando se han comparado varios modelos en un mismo estudio (Sabourin et al., 1990; Vandeleur et al., 2003). Dados estos resultados, se decide quedarse con la solución de tres factores debido a que constituye un modelo más parsimonioso.

Por último, la fiabilidad de la escala global resulta satisfactoria, tal y como se ha visto en diversos estudios (cfr. Graham et al., 2006), aunque no tanto la de las distintas subescalas, lo que reabriría el debate acerca de si es posible utilizar la puntuación de las distintas subescalas sin perder fiabilidad (Spanier, 1976, 1988; Thompson, 1988). No obstante, es necesario señalar que los valores de fiabilidad de alfa de Cronbach son muy dependientes de la longitud de la escala (Nunnally y Bernstein, 1995) y, ya que algunas subescalas (Cohesión) están formadas por tres ítems, una fiabilidad de consistencia interna igual a 0,63 para una escala de tres ítems puede resultar bastante aceptable. Por otra parte, las evidencias de validez resultan satisfactorias, ya que se encuentran correlaciones de signo positivo entre la EAD-13 y la escala Aserción del ASPA y de signo negativo con Agresión, Sumisión y Agresión pasiva. Estos resultados son coherentes con estudios previos que ponen de manifiesto una relación positiva entre el ajuste marital y respuestas asertivas en la pareja, y negativa con respuestas agresivas o pasivas (Smolen, Spiegel, Bakker-Rabdan, Bakker y Martin, 1985) y con aquellos autores que sostienen la importancia del entrenamiento asertivo para mejorar el ajuste marital (Epstein, 1981). Además, las correlaciones son muy similares a las informadas por Carrasco (1998) en el estudio de validez externa del ASPA. Del mismo modo, el punto de corte establecido para la versión abreviada también resultó satisfactorio pues mantiene un nivel de clasificación muy semejante al encontrado en la versión de 32 ítems.

Todos los resultados expuestos con anterioridad demuestran las adecuadas propiedades psicométricas de la versión abreviada de 13 ítems desarrollada para su uso en el contexto español, de la misma forma que ha sucedido con otras versiones breves (Antoine et al., 2008; Busby et al., 1995; Dinkel y Balck, 2006; Goodwin, 1992; Hunsley et al., 2001; Kurdek, 1992; Sabourin et al., 2005; Sharpley y Rogers, 1984). Además, ya se ha señalado que estas versiones muestran una serie de ventajas de economía de cara a su empleo en estudios epidemiológicos y clínicos (Sabourin et al., 2005; Sharpley y Cross, 1982). No obstante y debido a la escasa tradición de investigación sobre la EAD en España, se requieren más estudios que intenten replicar no sólo la versión abreviada desarrollada en este trabajo, sino también la versión de 32 ítems. Es, además, necesario que se realicen estudios de validez discriminante con muestras clínicas para demostrar la adecuación del punto de corte establecido para la EAD-13 y la pertinencia de su uso, tal y como se ha realizado en estudios previos (Boning y Henss, 1983; Busby et al., 1995; Crane et al., 1991; Kurdek, 1998).

Referencias

- Antill, J.K. y Cotton, S. (1982). Spanier's Dyadic Adjustment Scale: Some confirmatory analyses. *Australian Psychologist*, 17, 181-189.
- Antoine, P., Christophe, V. y Nandrino, J.L. (2008). Echelle d'ajustement dyadique: intérêts d'une révision et validation d'une version abrégée. *Encephale*, 34, 38-46.
- Baillargeon, J., Dubois, G. y Marineau, R. (1986). Traduction française de l'Échelle d'ajustement dyadique. *Canadian Journal of Behavioral Sciences*, 18, 25-34.

- Boning, U. y Henss, R. (1983). Empirische Ergebnisse zum Einsatz der «Dyadic Adjustment Scale» von G.B. Spanier. *Partnerberatung*, 1, 37-43.
- Bornstein, P.H. y Bornstein, M.T. (1988). *Terapia de pareja. Enfoque conductual-sistémico*. Madrid: Pirámide.
- Browne M. y Cudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. Bollen y J. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Thousand Oaks: Sage.
- Busby, D.M., Christensen, C., Crane, D.R. y Larson, J.H. (1995). A revision of the Dyadic Adjustment Scale for use with distressed and nondistressed couples: Construct hierarchy and multidimensional scale. *Journal of Marital and Family Therapy*, 21, 289-308.
- Cáceres, A. y Cáceres, J. (2006). Violencia en relaciones íntimas en dos etapas evolutivas. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 6, 271-284.
- Carey, M.P., Spector, I.P., Lantinga, L.J. y Krauss, D.J. (1993). Reliability of the Dyadic Adjustment Scale. *Psychological Assessment*, 5, 238-240.
- Carrasco, M.J. (1998). *ASPA. Cuestionario de Aserción en la Pareja*. Madrid: TEA.
- Carretero-Dios, H. y Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 521-551.
- Carretero-Dios, H. y Pérez, C. (2007). Standards for the development and review of instrumental studies: Considerations about test selection in psychological research. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 863-882.
- Crane, D.R., Allgood, S.M., Larson, J.H. y Griffin, W. (1990). Assessing marital quality with distressed and nondistressed couples: A comparison and equivalency table for three frequently used measures. *Journal of Marriage and the Family*, 52, 87-93.
- Crane, D.R., Busby, D.M. y Larson, J.H. (1991). A factor analysis of the Dyadic Adjustment Scale with distressed and nondistressed couples. *The American Journal of Family Therapy*, 19, 60-66.
- Crane, D.R., Middleton, K.C. y Bean, R.A. (2000). Establishing criterion scores for the Kansas Marital Satisfaction Scale and the Revised Dyadic Adjustment Scale. *The American Journal of Family Therapy*, 28, 53-60.
- David, C., Steele, R., Forehand, R. y Armistead, L. (1996). The role of family conflict and marital conflict in adolescent functioning. *Journal of Family Violence*, 11, 81-91.
- Deal, J.E. (1996). Marital conflict and differential treatment of siblings. *Family Process*, 35, 333-346.
- Dinkel, A. y Balck, F. (2006). Psychometrische analyse der deutschen dyadic adjustment scale. *Zeitschrift für Psychologie*, 214, 1-9.
- Epstein, N. (1981). Assertiveness training in marital treatment. En G.P. Sholevar (Ed.), *The handbook of marriage and marital therapy* (pp. 287-302). Nueva York: Spectrum.
- Espina Eizaguirre, A. (2002). Alexitimia y relaciones de pareja. *Psicothema*, 14, 760-764.
- Fisiloglu, H. y Demir, A. (2000). Applicability of the Dyadic Adjustment Scale for measurement of marital quality with Turkish couples. *European Journal of Psychological Assessment*, 16, 214-218.
- Fisiloglu, H. y Lorenzetti, A.F. (1994). The relation of family cohesion to marital adjustment. *Contemporary Family Therapy: An International Journal*, 16, 539-552.
- Fitzpatrick, M.K., Salgado, D.M., Suvak, M.K., King, L.A. y King, D.W. (2004). Associations of gender-role ideology with behavioral and attitudinal features of intimate partner aggression. *Psychology of Men and Masculinity*, 5, 91-102.
- Gentili, P., Contreras, L., Cassaniti, M. y D'Arista, F. (2002). La Dyadic Adjustment Scale: una misura dell'adattamento di coppia. *Minerva Psichiatrica*, 43, 107-116.
- Goodwin, R. (1992). Overall, just how happy are you? The magical question 31 of the Spanier Dyadic Adjustment Scale. *Family Therapy*, 19, 273-275.

- Graham, J.M., Liu, Y.J. y Jeziorski, J.L. (2006). The Dyadic Adjustment Scale: A reliability generalization meta-analysis. *Journal of Marriage and the Family*, 68, 701-717.
- 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.
- Hunsley, J., Best, M., Lefebvre, M. y Vito, D. (2001). The seven-item short form of the Dyadic Adjustment Scale: Further evidence of construct validity. *The American Journal of Family Therapy*, 29, 325-335.
- Jöreskog, K.G. y Sörbom, D. (1993). LISREL 8: Structural equation modeling with the SIMPLIS command language. Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Kazak, A.E., Jarmas, A. y Snitzer, L. (1988). The assessment of marital satisfaction: An evaluation of the Dyadic Adjustment Scale. *Journal of Family Psychology*, 2, 82-91.
- Kline, R.B. (1998). Principles and practice of structural equation modeling. Nueva York: Guilford.
- Kurdek, L.A. (1992). Dimensionality of the Dyadic Adjustment Scale: Evidence from heterosexual and homosexual couples. *Journal of Family Psychology*, 6, 22-35.
- Kurdek, L.A. (1998). The nature and predictors of the trajectory of change in marital quality over the first 4 years of marriage for first-married husbands and wives. *Journal of Family Psychology*, 12, 494-510.
- Lee, M. y Kim, Z. (1996). A preliminary study on the standardization of the Korean Dyadic Adjustment Scale. *Korean Journal of Clinical Psychology*, 15, 129-140.
- Lim, B.K. y Ivey, D. (2000). The assessment of marital adjustment with Chinese populations: A study of the psychometric properties of the Dyadic Adjustment Scale. *Contemporary Family Therapy*, 22, 453-465.
- Locke, H.J. y Wallace, K.M. (1959). Short multi-adjustment and prediction test: Their reliability and validity. *Marriage and Family Living*, 21, 329-343.
- McLeod, J.D. (1994). Anxiety disorders and marital quality. *Journal of Abnormal Psychology*, 103, 767-776.
- Montero, I. y León, O.G. (2007). A guide for naming research studies in Psychology. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7, 847-862.
- Nunnally, J.C. y Bernstein, I.J. (1995). Teoría psicométrica. México, DF.: McGraw Hill.
- Ortiz Barón, M.J., Gómez Zapiain, J. y Apodaca, P. (2002). Apego y satisfacción afectivo-sexual en la pareja. *Psicothema*, 14, 469-475.
- Prigerson, H.G., Maciejewski, P.K. y Rosenheck, R.A. (1999). The effects of marital dissolution and marital quality on health and health service use among women. *Medical Care*, 37, 858-873.
- Sabourin, S., Lussier, Y., Laplante, B. y Wright, J. (1990). Unidimensional and multidimensional models of dyadic adjustment: A hierarchical reconciliation. *Psychological Assessment*, 2, 333-337.
- Sabourin, S., Valois, P. y Lussier, Y. (2005). Development and validation of a brief version of the Dyadic Adjustment Scale with a nonparametric item analysis model. *Psychological Assessment*, 17, 15-27.
- Schumm, W.R., Paff-Bergen, L.A., Hatch, R.C. y Obiorah, F.C. (1986). Concurrent and discriminant validity of the Kansas Marital Satisfaction Scale. *Journal of Marriage and the Family*, 48, 381-387.
- Sharpley, C.F. y Cross, D.G. (1982). A psychometric evaluation of the Spanier Dyadic Adjustment Scale. *Journal of Marriage and the Family*, 44, 739-741.
- Sharpley, C.F. y Rogers, H.J. (1984). Preliminary validation of the Abbreviated Spanier Dyadic Adjustment Scale: Some psychometric data regarding a screening test of marital adjustment. *Educational and Psychological Measurement*, 44, 1045-1049.

- Shek, D.T.L. (1995). The Chinese version of the Dyadic Adjustment Scale: Does language make a difference? *Journal of Clinical Psychology*, 51, 802-811.
- Shek, D.T.L. y Cheung, C.K. (2008). Dimensionality of the Chinese Dyadic Adjustment Scale based on confirmatory factor analysis. *Social Indicators Research*, 86, 201-212.
- Shek, D.T.L., Lam, M.C., Tsoi, K.W. y Lam, C.M. (1993). Marital assessment in a Chinese context: An evaluation of three instruments. *Hong Kong Journal of Social Work*, 27, 80-81.
- Smolen, R.C., Spiegel, D.A., Bakker-Rabdan, M.K., Bakker, C.B. y Martin, C. (1985). A situational analysis of the relationships between spouse-specific assertiveness and marital adjustment. *Journal of Psychopathology and Behavioral Assessment*, 7, 397-410.
- Spanier, G.B. (1976). Measuring dyadic adjustment: New scales for assessing the quality of marriage and similar dyads. *Journal of Marriage and the Family*, 38, 15-38.
- Spanier, G.B. (1985). Improve, refine, recast, expand, clarify: Don't abandon. *Journal of Marriage and the Family*, 47, 1073-1074.
- Spanier, G.B. (1988). Assessing the strengths of the Dyadic Adjustment Scale. *Journal of Family Psychology*, 2, 92-94.
- Spanier, G.B. y Thompson, L. (1982). A confirmatory analysis of the Dyadic Adjustment Scale. *Journal of Marriage and the Family*, 44, 731-738.
- Thompson, L. (1988). Women, men, and marital quality. *Journal of Family Psychology*, 2, 95-100.
- Vandeleur, C.L., Fenton, B.T., Ferrero, F. y Preisig, M. (2003). Construct validity of the French version of the Dyadic Adjustment Scale. *Swiss Journal of Psychology*, 62, 167-175.
- Youngblut, J.M., Brooten, D. y Menzies, V. (2006). Psychometric properties of the Spanish versions of the FACES II and Dyadic Adjustment Scale. *Journal of Nursing Measurement*, 14, 181-189.

Recibido 20 de enero 2009

Aceptado 15 de junio 2009

ANEXO 1. Versión breve de la Escala de Ajuste Diádico (EAD-13).

Instrucciones. La mayoría de las personas muestra algún tipo de desacuerdo en sus relaciones. Indique, por favor, el grado aproximado de acuerdo o desacuerdo entre usted y su pareja en cada uno de los elementos que figuran a continuación.

	Siempre en desacuerdo	Casi siempre en desacuerdo	A menudo en desacuerdo	A veces en desacuerdo	Casi siempre de acuerdo	Siempre de acuerdo
1. Manejo de finanzas familiares						
2. Demostraciones de cariño						
3. Amistades						
4. Relaciones con los familiares próximos						
5. Tareas domésticas						
	Nunca	Casi nunca	A veces	A menudo	Casi siempre	Siempre
6. ¿Con qué frecuencia han pensado en el divorcio o separación?						
7. ¿Lamenta haberse casado (o decidido vivir juntos)?						
8. ¿Con qué frecuencia discuten usted y su pareja?						
	Nunca	Casi nunca	A veces	Casi todos los días	Todos los días	
9. ¿Besas a su pareja?						
	En ninguna	En casi ninguna	En algunas	En la mayoría de las	En casi todas	
10. ¿Participan juntos en actividades fuera de la pareja?						
	Nunca	Menos de 1 vez al mes	1-2 veces al mes	1-2 veces a la semana	1 vez al día	Más a menudo incluso
11. ¿Dialogan tranquilamente sobre cualquier cosa?						
12. ¿Colaboran juntos en un proyecto?						
13. De las frases que siguen, ¿cuál refleja mejor su forma de ver el futuro de su relación?						
0	Nuestra relación nunca podrá tener éxito y no hay nada más que yo pueda hacer para preservarla					
1	Será bueno que nuestra relación tuviera éxito, pero me niego a hacer más de lo que ya hago					
2	Será bueno que nuestra relación tuviera éxito, pero no puedo hacer mucho más de lo que ya hago para que así sea					
3	Deseo mucho que nuestra relación tenga éxito y pondré de mi parte lo necesario para que así sea					
4	Deseo muchísimo que nuestra relación tenga éxito y haré todo lo que pueda para que así sea					
5	Deseo a toda costa que nuestra relación tenga éxito y haré lo imposible porque fuera así					