

Evaluación de pensamientos distorsionados sobre la mujer y la violencia de estudiantes vascoarabantes de enseñanzas medias

Silvia Ubillos-Landa^{a,*}, Eider Goiburu-Moreno^b, Alicia Puente-Martínez^c, Juan-Pablo Pizarro-Ruiz^d, y Enrique Echeburúa-Odrizola^c

^aFacultad de Ciencias de la Salud, Universidad de Burgos, Burgos, España

^bAsociación de Sexología Lahia-Nahia, San Sebastián, Guipúzcoa, España

^cFacultad de Psicología, Universidad del País Vasco, San Sebastián, España

^dFacultad de Educación, Universidad de Burgos, Burgos, España

INFORMACIÓN DEL ARTÍCULO

Historia del artículo:

Recibido el 31 de marzo de 2016

Aceptado el 15 de julio de 2016

Palabras clave:

Inventario de pensamientos distorsionados

País Vasco

Adolescentes

Validación

Sexismo

RESUMEN

El objetivo del estudio es evaluar las cogniciones distorsionadas hacia la mujer y la violencia en una muestra de 2.919 estudiantes vascoarabantes de enseñanzas medias (edad media = 14.72; *DT* = 1.51). Para ello se valida el Inventario de Pensamientos Distorsionados hacia la Mujer y la Violencia (IPDMV) de Echeburúa y Fernández-Montalvo (1998), traducido al euskera, siguiendo el método de traducción inversa. El análisis factorial confirmatorio demuestra que los datos se ajustan mejor a un modelo formado por dos factores y 21 ítems: creencias hacia la mujer (F1) y hacia el uso de la violencia y el maltrato hacia las mujeres (F2). El IPDMV correlaciona con las escalas de sexismo ambivalente (Glick y Fiske, 1996) y doble estándar sexual (Caron, Davis, Halteman, y Stickle, 1993). Los resultados apuntan a que, en general, son menos sexistas las mujeres que los hombres. Además, en la adolescencia existe una tendencia con la edad a mostrarse menos favorables hacia las creencias sexistas. Se comprueba que la deseabilidad social influye en las respuestas de las chicas más jóvenes. En definitiva, el IPDMV adaptado al euskera supone una herramienta válida y fiable.

© 2017 Universidad del País Vasco. Publicado por Elsevier España, S.L.U. Todos los derechos reservados.

Assessment of Distorted Thoughts About Women and Violence of Basque-speaking Secondary School Students

ABSTRACT

The aim of the study is to assess distorted cognitions against women and violence in a sample of 2,919 secondary school students who speak Basque (mean age = 14.72, *SD* = 1.51). With this aim, the Inventory of Distorted Thoughts towards Women and Violence (IDTWV) by Echeburúa and Fernández-Montalvo (1998) was validated. It was translated into Basque by using the method of reverse translation. The confirmatory factor analysis data show that the model with the best fit is composed by two factors and 21 items: beliefs towards women (F1) and beliefs about the use of violence and abuse against women (F2). The IDTWV correlates with the ambivalent sexism scale (Glick & Fiske, 1996) and the sexual double standard scale (Caron, Davis, Halteman, & Stickle, 1993). Results indicate that, on the whole, girls are less sexist than boys. Also, adolescents tend to express increasingly less agreement with sexist beliefs the older they are, and finally, the social desirability bias was found to influence girls' responses, especially among the younger age groups. In sum, it can be concluded that the IDTWV adapted to the Basque language is a valid and reliable tool.

© 2017 Universidad del País Vasco. Published by Elsevier España, S.L.U. All rights reserved.

Keywords:

Inventory of distorted thoughts

Basque Country

Adolescents

Validation

Sexism

*Autor para correspondencia.

Correo electrónico: subillos@ubu.es (S. Ubillos-Landa).

Introducción

El sexismo ambivalente se considera una de las principales creencias que mantienen las desigualdades y perpetúan el desequilibrio de poder entre los sexos (Montañés, Megías, De Lemus, y Moya, 2015). Afecta de manera significativa a las mujeres y se asocia con una mayor probabilidad de ser víctima de violencia de género (Garaigordobil y Aliri, 2013). Numerosas investigaciones demuestran la repercusión del sexismo en la vida de las mujeres y su asociación con ser víctimas de violencia a lo largo de la vida (Nguyen et al., 2013). En Europa, una de cada 3 mujeres mayores de 15 años sufren violencia física o sexual y un 43% violencia psicológica (European Union Agency for Fundamental Rights, 2014).

El sexismo consta de varios componentes (Díaz-Aguado, 2006): (a) el cognitivo, que consiste en confundir las diferencias sociales o psicológicas existentes entre hombres y mujeres con las diferencias biológicas ligadas al sexo, es decir, se trata de la creencia errónea de que las primeras surgen automática e inevitablemente como consecuencia de las segundas; (b) el afectivo, que gira en torno a la forma sexista de construir la identidad, explica la relación entre la identidad masculina y la violencia que ejercen los hombres, así como la tendencia de las mujeres a sentirse culpables y/o deprimidas, y (c) el conductual, que consiste en la tendencia a llevar a la práctica el sexismo a través de la discriminación y la violencia.

El Inventario de Pensamientos Distorsionados sobre la Mujer y la Violencia (IPDMV) es un instrumento de medida que evalúa el componente cognitivo del sexismo y la violencia como estrategia de solución de problemas. Originalmente, Echeburúa y Fernández-Montalvo (1998, 2009) y Echeburúa, Amor, Sarasua, Zubizarreta, y Holgado-Tello (2016) diseñan este instrumento para la práctica clínica, aunque sin garantías psicométricas, como parte de un programa cognitivo-conductual para el tratamiento de maltratadores.

Dos estudios realizan la validación de este instrumento con muestras españolas. Ferrer, Bosch, Ramis, Torres, y Navarro (2006) aplican el IPDMV con una modificación en el sistema de respuesta (verdadero-falso a una escala Likert de 4 puntos) a 1.395 universitarios. Se suprimen 5 ítems de la escala original y se agrupan los restantes ítems en 4 dimensiones (D1: creencia en la inferioridad de la mujer respecto al hombre; D2: culpabilización de las mujeres víctimas de maltrato; D3: aceptación de la violencia como forma válida para la solución de problemas, y D4: minimización de la violencia contra las mujeres como problema y exculpación del maltratador), con un alfa de Cronbach de .84. La limitación principal es que la muestra está compuesta exclusivamente por estudiantes universitarios y casi dos tercios son mujeres. Recientemente se ha realizado una nueva validación (Loinaz, 2014) con 180 agresores contra la pareja que se encuentran en prisión. Se eliminan algunos reactivos por sus bajas cargas factoriales o por una aportación escasa a la consistencia de la escala, o por resultar confuso en su formulación. La solución factorial es similar a la del estudio de Ferrer et al. (2006) con un alfa de .76. Este estudio presenta diversas limitaciones: la muestra está constituida exclusivamente por agresores en prisión; no se compara con un grupo de control, y no se controla la deseabilidad social ni se establece la validez convergente. Actualmente el IPDMV se está utilizando en gran número de trabajos con agresores (Boira, López del Hoyo, Tomás-Aragonés, y Gaspar, 2013; Echeburúa, Sarasua, Zubizarreta, Amor, y De Corral, 2010; Fernández-Montalvo, Echaurren, Martínez, y Azcárate, 2012; Rodríguez-Espartal y López-Zafra, 2013).

Las intervenciones sobre distorsiones cognitivas se relacionan con la prevención de la violencia de género en contextos educativos, especialmente en la adolescencia por suponer una etapa crucial en el proceso de socialización y construcción de la identidad (Díaz-Aguado y Carvajal, 2011). La prevención en las aulas se demuestra eficaz tanto en el ámbito nacional como internacional (Fox, Hale, y Gadd, 2014; Garaigordobil y Martínez-Valderrey, 2014), precisamente por

los cambios inducidos en estos dos frentes —estereotipos de género y justificación de la violencia— que aparecen asociados a sufrir o perpetrar violencia de género (Anderson y Whiston, 2005; Garaigordobil y Aliri, 2011).

En el País Vasco la violencia hacia la mujer muestra una tendencia ascendente en el número de víctimas pasando de 1.711 mujeres que al menos interponen una denuncia sobre violencia de género en 2002 a 3.732 en 2014 (Saiz de Murieta, Olaizola, y Arrillaga, 2014). En el año 2013, el 36% de las víctimas y el 28% de los agresores en Euskadi presentan edades entre los 15 y los 30 años (Saiz de Murieta et al., 2014). En este contexto, llama la atención la escasez de instrumentos con garantías psicométricas que permitan evaluar la justificación de la violencia y los estereotipos de género en adolescentes vascoarlanes.

El objetivo del presente estudio es evaluar las cogniciones distorsionadas hacia la mujer y la violencia en adolescentes vascoarlanes. Por ello, se hace necesario evaluar las propiedades psicométricas de la versión vasca del IPDMV en una muestra de estudiantes de enseñanzas medias.

Método

Participantes

La muestra está formada por 2.919 adolescentes de 25 centros (13 públicos y 12 privados) de secundaria del País Vasco (1.578 chicas y 1.341 chicos) con edades entre los 12 y los 18 años ($M = 14.72$; $DT = 1.51$). Dada una población de 142.975 adolescentes matriculados en educación secundaria (1.º de ESO hasta 2.º de Bachillerato) (Eustat, 2015) y suponiendo que la varianza poblacional para el caso más desfavorable de p es igual a 50%, luego $q = 50%$, el margen de error permitido con un intervalo de confianza del 95% de muestreo es de 1.80%.

Se aplica un muestreo no probabilístico por cuotas. Para la selección de la muestra se parte de los centros que acceden a participar de forma voluntaria en el estudio. El criterio estadístico de cuotas que se aplica es el de la elección proporcional a cada estrato (tipo de centro, curso y sexo). Aproximadamente se selecciona de forma aleatoria en cada centro entre 15 y 25 estudiantes por curso.

Instrumentos

Inventario de Pensamientos Distorsionados sobre la Mujer y la Violencia

El IPDMV (Echeburúa y Fernández-Montalvo, 1998) consta de 29 ítems (13 sobre pensamientos distorsionados acerca de la mujer y 16 sobre violencia) con un formato de respuesta de 4 puntos ($\alpha = .84$, Ferrer et al., 2006; $\alpha = .76$, Loinaz, 2014). Puntuaciones más elevadas indican mayores niveles de creencias distorsionadas. La versión vasca del IPDMV se crea siguiendo el método de traducción inversa (Hambleton y Patsula, 1999).

Ambivalent Sexism Inventory

El Ambivalent Sexism Inventory (ASI) (Glick y Fiske, 1996; Expósito, Moya, y Glick, 1998; Goiburú, 2016) consta de 22 ítems con un rango de respuesta de 5 puntos (1 = totalmente en desacuerdo; 5 = totalmente de acuerdo). Mayor acuerdo implica un mayor sexismo ambivalente. Mide 2 tipos de sexismo: sexismo hostil (SH) (11 ítems, unidimensional) y sexismo benevolente (SB) (11 ítems distribuidos en 3 dimensiones: paternalismo protector, diferenciación de género complementaria e intimidad heterosexual). La consistencia interna de la escala total y del SH y SB en la versión original se sitúa en .83, .80 y .77 y en la versión española en .90, .89 y .86 respectivamente. En la versión vasca, los alfas de Cronbach también son satisfactorios (ASI = .85, SH = .83 y SB = .77). La fiabilidad compuesta (índice omega) resulta ser de .93 para el SH y de .91 para el SB, y la varianza media extractada (VME) total de .40 (Goiburú, 2016).

Double Standard Scale

La Double Standard Scale (DSS) (Caron, Davis, Halteman, y Stickle, 1993; Ubillos, Goiburú, Puente, y Pizarro, 2016) está formada por 10 ítems tipo Likert de 5 puntos (1 = totalmente en desacuerdo; 5 = totalmente de acuerdo). Mayores puntuaciones indican mayor aceptación del doble estándar sexual tradicional. En la versión original se obtiene un alfa de .72, y .68 en la versión en euskera.

Forma C corta de la Escala de Deseabilidad Social

La forma C corta de la Escala de Deseabilidad Social (EDS) (Marlowe y Crowne; Reynolds, 1982; Ubillos et al., 2016) está compuesta por 13 ítems de los 33 originales de tipo dicotómico (verdadero y falso). Mayores puntuaciones indican mayor deseabilidad social. La consistencia interna de la versión en euskera es de .68.

Procedimiento

El diseño del estudio es transversal, descriptivo y correlacional. En primer lugar, se contacta telefónicamente con los centros educativos para explicar la investigación. Los centros que acceden a participar se seleccionan por medio de un criterio estadístico por cuotas. Seguidamente, se lleva a cabo una reunión con los responsables de los centros escolares para explicar el proyecto con detalle. A continuación, se hace una selección por cuotas del alumnado por curso y sexo, y se recogen los consentimientos informados una vez firmados por las familias. Por último, un equipo compuesto por 4 licenciadas en psicología y expertas en igualdad, administran las escalas durante los días escolares. La evaluación se lleva a cabo en una sesión de 30 min. El estudio cumple los criterios éticos de investigación con seres humanos.

Análisis de datos

Inicialmente, se eliminan aquellos casos que no responden a más de un 10% de los ítems en alguna de las escalas. Del total de participantes incluidos, el 99,1% ($n = 2.890$) tiene los datos completos en este análisis, y se utiliza el método de máxima verosimilitud para el tratamiento de los valores perdidos (Jamshidian y Bentler, 1998). Se realiza un análisis sobre la homogeneidad de los ítems a partir de la correlación ítems-escala total ($< .30$) (Morales, Urosa, y Blanco, 2003).

La estructura del IPDMV se comprueba mediante análisis factoriales confirmatorios (AFC), utilizando el método de máxima verosimilitud con el programa Mplus 7.1. Se aplica la prueba de χ^2 con el ajuste de Satorra-Bentler (χ^2 -SB) (Satorra y Bentler, 1994) basado en el estimador estándar robusto. La evaluación de la bondad del ajuste de los datos se determina utilizando como índice de ajuste incremental el CFI (Comparative Fit Index) y el TLI (Tucker-Lewis Index) y como índices de ajuste absoluto el RMSEA (Root Mean Square Error Approximation) y el SRMR (Standardised Root Mean Square Residual). Cuanto menores son los valores de χ^2 , AIC (Akaike's Information Criterion), SRMR ($< .08$) y RMSEA ($< .06$), y mayores los del CFI y el TLI ($> .90$), mejor ajuste del modelo a los datos. También se incluye el

intervalo de confianza del 90% proporcionado por RMSEA (Hu y Bentler, 1999).

Además de la consistencia interna obtenida mediante el alfa de Cronbach, se calculan los índices omega (ω) y la VME (considerándose adecuados índices superiores a .50 para las escalas compuestas por más de dos factores) (Reise, Bonifay, y Haviland, 2013). Para ello se utiliza el programa Omega (Watkins, 2013).

La validez convergente se calcula mediante correlaciones de Pearson entre IPDMV, el ASI y la DSS. También se analizan las diferencias por sexo utilizando ANOVA y mostrando los tamaños del efecto (g de Hedges). Se examina la posible influencia de la deseabilidad social en las respuestas de los participantes mediante un análisis de correlación (validez discriminante). Por último, se lleva a cabo el análisis diferencial de los ítems (FDI, funcionamiento diferencial de los ítems) para examinar la uniformidad de los ítems en función del sexo (Hidalgo, Gómez, y Padilla, 2005).

Resultados

Análisis de homogeneidad

Como ocurre en la validación de Ferrer et al. (2006), los ítems 19 (.21), 27 (.09), 28 (-.03) y 29 (.13) no resultan ser homogéneos ($< .30$). De acuerdo al modelo propuesto por Loinaz (2014), además de los ítems anteriores, el ítem 7 (.28) no muestra índices adecuados de homogeneidad. Además, en este estudio los ítems 21 (.25), 25 (.23) y 26 (.27) tampoco correlacionan por encima de .30. A diferencia de los dos modelos anteriores el ítem 8, muestra valores $> .30$.

Validez de constructo

En primer lugar, se comprueba el modelo propuesto por Ferrer et al. (2006) de 4 factores y 24 ítems (eliminados: 8, 19, 27, 28 y 29). El segundo modelo analizado sigue la estructura encontrada por Loinaz (2014), compuesta por 4 dimensiones y 24 ítems (eliminados 7, 8, 19, 27 y 28). Los datos muestran que los índices de ajuste no resultan adecuados para los modelos 1 y 2 (Tabla 1).

Posteriormente, se comprueba el modelo de Ferrer et al. (2006) de 4 factores modificado (se excluyen los ítems que resultan no homogéneos en este estudio: 7, 19, 21, 25, 26, 27, 28 y 29) (modelo 3), quedando la escala reducida a 21 ítems. Los índices de ajuste son aceptables y el cambio en la prueba de χ^2 resulta ser significativo en comparación con el modelo 1 ($\Delta\chi^2_{(269)} = 1893.732$; $p < .001$).

Sin embargo, los índices de modificación (IM) muestran que el ajuste mejora si el ítem 9 (IM = 223.854) de la D4 ("aceptación del estereotipo tradicional y la misoginia") se incluye en la D2 ("culpabilización de las mujeres víctimas del maltrato"). Además, las correlaciones entre 3 de los factores son muy altas (entre .99 y .88), y por tanto se procede a unirlos en un solo factor (modelo 4) (Figura 1). El modelo final consta de 2 factores y 21 ítems: uno referido a las creencias estereotipadas sobre la mujer (estereotipo tradicional y misoginia) (F1) y otro a las creencias sobre la violencia que se corresponde con la culpabilización de la mujer, la aceptación de la violencia y la

Tabla 1
Medidas de ajuste de los análisis factoriales confirmatorios

Modelo	S-B χ^2	GI	AIC	CFI	TLI	SRMR	RMSEA	IC del 90%
1. Modelo de Ferrer et al. (2006)	2429.732	269	163089.591	.88	.86	.053	.052	.051-.054
2. Modelo de Loinaz (2014)	2490.231	246	156173.356	.86	.85	.056	.057	.054-.058
3. Modelo de 4 factores	1377.759	183	133451.165	.92	.91	.041	.047	.045-.050
4. Modelo de 2 factores	1256.099	188	133319.506	.93	.92	.038	.044	.042-.046

AIC: Akaike's Information Criterion; CFI: Comparative Fit Index; GI: grados de libertad; IC: intervalo de confianza; RMSEA: Root Mean Square Error Approximation; SRMR: Standardised Root Mean Square Residual; TLI: Tucker-Lewis Index.

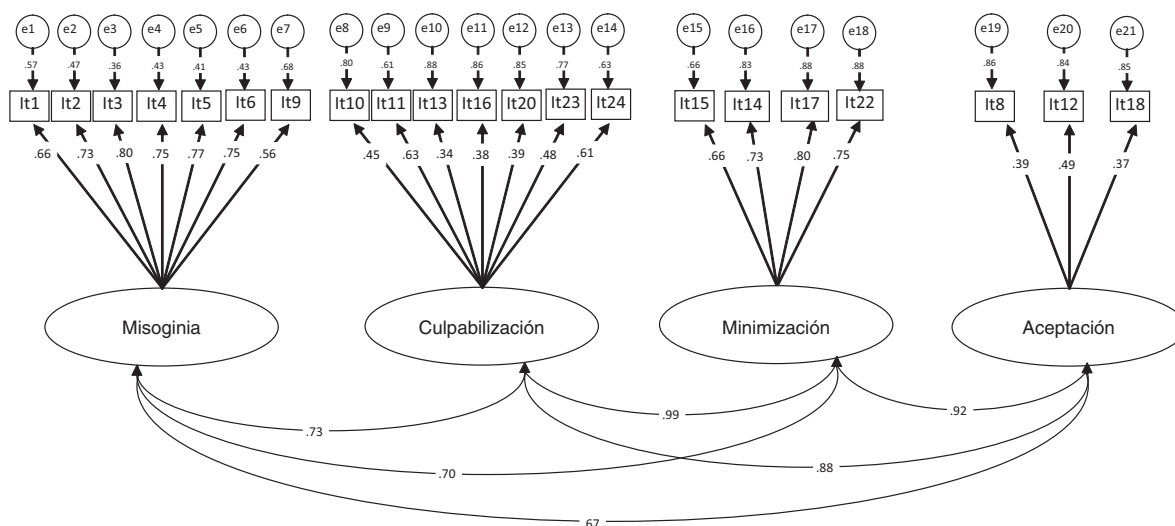


Figura 1. Diagrama del modelo de cuatro factores del Inventario de Pensamientos Distorsionados hacia la Mujer y la Violencia.

exculpación del agresor (aceptación del maltrato hacia la mujer y legitimación de la violencia como estrategia educativa) (F2) (Figura 2). Además, la prueba de contraste chi-cuadrado indica una mejora del modelo 4 con respecto a los modelos 1 ($\Delta\chi^2_{(258)} = 1137.116$, $p < .001$) y 2 ($\Delta\chi^2_{(251)} = 1277.197$; $p < .001$).

Los datos derivados del AFC muestran buenos índices de ajuste. Además, la correlación entre los dos factores se reduce respecto del modelo de cuatro. Los IM no sugieren ningún cambio.

El ajuste del modelo completo para hombres es muy similar al obtenido con la muestra total. En el caso de las mujeres los índices de ajuste son peores, aunque siguen siendo adecuados. La correlación entre F1 y F2 es de .68 ($p = .0001$) para mujeres y de .73 ($p = .0001$) para hombres.

Consistencia interna

La consistencia interna de la escala es alta ($\alpha = .85$), similar al estudio de Ferrer et al. (2006) y superior al de Loinaz (2014). Según

el modelo de cuatro factores (modelo 3), la fiabilidad de la D1 “estereotipia y misoginia” es alta ($\alpha = .88$), de la D2 “culpabilización de la víctima” ($\alpha = .66$) aceptable, y de la D3 “aceptación de la violencia” ($\alpha = .48$) y D4 “minimización de la violencia hacia las mujeres” ($\alpha = .34$) baja. Sin embargo, los índices de fiabilidad del modelo de dos factores (modelo 4) muestran que tanto el F1 ($\alpha = .88$) como el F2 ($\alpha = .78$) presentan una consistencia interna alta. La correlación ítem-total es superior a .30 en todos los casos. Los índices de fiabilidad compuesta muestran $\omega = .88$ para el F1 con una VME de .53, y un $\omega = .78$ con una VME de .47 para el F2.

Validez convergente

Los resultados muestran que las puntuaciones del IPDMV están significativamente relacionadas con las del ASI y sus subescalas, y con la DSS. Además, como el IPDMV corresponde a medidas tradicionales del sexismo, los datos indican que se correlacionan con más fuerza con la subescala de SH que con la de SB (Tabla 2).

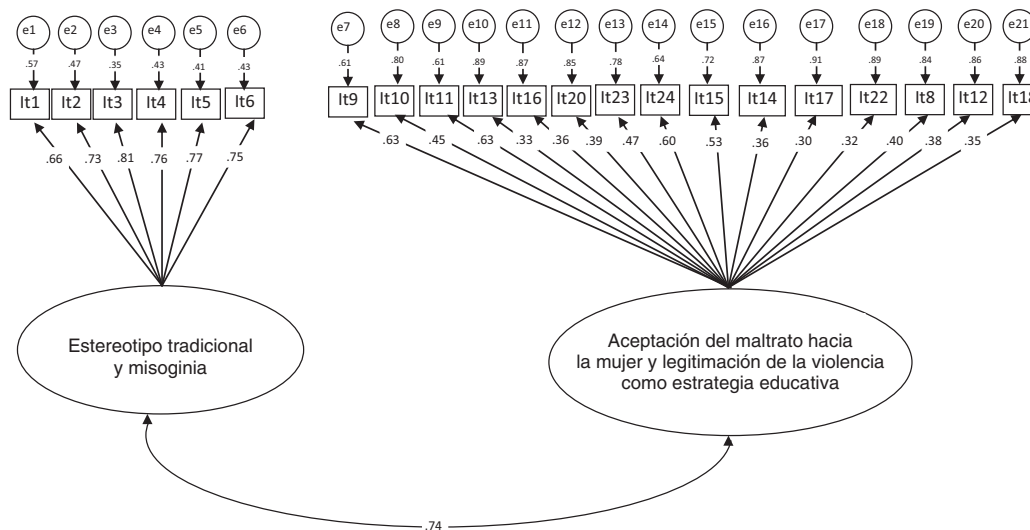


Figura 2. Diagrama del modelo de dos factores del Inventario de Pensamientos Distorsionados hacia la Mujer y la Violencia.

Tabla 2

Correlaciones del Inventario de Pensamientos Distorsionados hacia la Mujer y la Violencia (IPDMV) con el Ambivalent Sexism Inventory (ASI) y la Double Standard Scale (DSS)

	IPDMV	F1 IPDMV ^a	F2 IPDMV ^b
ASI total	.453 ^c	.374 ^c	.440 ^c
SH	.464 ^c	.391 ^c	.429 ^c
SB	.327 ^c	.243 ^c	.318 ^c
F1 SB ^d	.261 ^c	.185 ^c	.258 ^c
F2 SB ^e	.166 ^c	.079 ^c	.184 ^c
F3 SB ^f	.301 ^c	.256 ^c	.276 ^c
DSS	.454 ^c	.401 ^c	.409 ^c

SB: sexismo benevolente; SH: sexismo hostil.

^aEstereotipo tradicional y misoginia.

^bAceptación del maltrato hacia la mujer y legitimación de la violencia como estrategia educativa.

^c $p \leq .001$.

^dPaternalismo protector.

^eDiferenciación de género complementaria.

^fIntimidad heterosexual.

Relaciones del Inventario de Pensamientos Distorsionados hacia la Mujer y la Violencia con el sexo y la edad

Los resultados muestran un efecto principal del sexo en la puntuación total del IPDMV, en el F1 y en el F2 (Tabla 3). En todas las dimensiones los hombres presentan puntuaciones superiores a las mujeres. Los resultados también confirman que existen diferencias significativas entre los hombres y las mujeres en el IPDMV, en F1 y en F2 en todas las franjas de edad. En todos los casos, el tamaño del efecto se sitúa entre medio y grande ($g > 0.5$) (Hedges y Olkin, 1985).

Tanto hombres [$t_{(1340)} = -33.181$; $p = .0001$] como mujeres [$t_{(1577)} = -58.646$; $p = .0001$] se muestran más favorables con las creencias sobre el maltrato de la mujer y la legitimación de la violencia como herramienta pedagógica (F2) que con las creencias sexistas hacia las mujeres (F1).

Además, los análisis de la varianza revelan efectos principales significativos en función de las franjas de edad tanto en el

IPDMV [$F_{(2,2916)} = 56.52$; $p = .0001$; $\eta^2 = .037$] como en el F1 [$F_{(2,2916)} = 35.295$; $p = .0001$; $\eta^2 = .024$] y en el F2 [$F_{(2,2916)} = 54.567$; $p = .0001$; $\eta^2 = .036$]. Los análisis post-hoc indican que existen diferencias significativas en las medias obtenidas en las distintas edades en IPDMV y en sus dos factores ($p \leq .050$), excepto en el F1 entre las edades de los 12-13 años y 14-15 años. La evolución del sexismo para cada uno de los sexos a lo largo de la adolescencia (diferencias intragrupalas) confirma estos resultados ($p = .0001$). Los análisis post-hoc muestran que, en ambos sexos, existen diferencias en todas las franjas de edad ($p \leq .050$), excepto en IPDMV y en F2 en las mujeres entre los rangos de edad de 12-13 años y 14-15 años, y en F1 en ambos sexos entre los 12-13 años y los 14-15 años. Por tanto, las personas de mayor edad, comparadas con las más jóvenes, son más críticas hacia las actitudes favorables al sexismo y la violencia.

Validez discriminante

Una submuestra formada por 809 adolescentes (383 hombres y 426 mujeres), con una media de 14.15 años ($DT = 1.39$), se seleccionan al azar en cada uno de los centros educativos que formaron parte del estudio, para que respondan a la forma C corta de la EDS. Se estima que la escala pudiera no reflejar necesariamente las opiniones de los jóvenes, debido a que el IPDMV puede ser susceptible de dar respuestas socialmente deseables. Las correlaciones entre la EDS y el IPDMV son bajas pero significativas con la puntuación total, $r_{(809)} = .147$ ($p = .0001$), el F1, $r_{(809)} = .140$ ($p = .0001$) y el F2, $r_{(809)} = .130$ ($p = .0001$). Este mismo patrón de resultados se encuentra en las mujeres: IPDMV, $r_{(426)} = .216$ ($p = .0001$), F1, $r_{(426)} = .253$ ($p = .0001$) y F2, $r_{(426)} = .175$ ($p = .0001$). Un análisis por rangos de edad confirma que estas correlaciones son significativas en las mujeres con edades comprendidas entre los 12 y los 15 años ($p < .050$), pero no entre los 16 y los 18 años. Sin embargo, en el caso de los hombres, las correlaciones de la EDS no son significativas.

Funcionamiento diferencial de los ítems del Inventario de Pensamientos Distorsionados hacia la Mujer y la Violencia con respecto al sexo

El análisis del FDI se realiza mediante regresión logística binaria para cada una de las dimensiones del IPDMV. Los ítems son dicotomizados, recodificándose las categorías 1 (completamente

Tabla 3

Puntuaciones medias en el Inventario de Pensamientos Distorsionados hacia la Mujer y la Violencia (IPDMV) y sus factores en función del sexo y de la edad

		IPDMV total		F	g	F1 IPDMV		F	g	F2 IPDMV		F	g
		M	DT			M	DT			M	DT		
12-13 años	Hombres	2.05	.46	100.31*	.70	1.68	.65	105.104*	.81	2.20	0.46	68.63*	.50
	Mujeres	1.76	.37			1.27	.45			1.95	0.39		
	Total	1.89	.44			1.46	.59			2.07	0.44		
14-15 años	Hombres	1.95	.46	69.653*	.69	1.65	.63	89.53*	.77	2.07	0.46	39.92*	.56
	Mujeres	1.73	.38			1.32	.50			1.90	0.41		
	Total	1.84	.43			1.49	.59			1.99	0.44		
16-18 años	Hombres	1.82	.43	88.530*	.72	1.48	.55	140.15*	.79	1.95	0.44	44.55*	.58
	Mujeres	1.62	.35			1.17	.34			1.80	0.35		
	Total	1.70	.37			1.30	.47			1.86	0.40		
Muestra total	Hombres	1.93	.46	259.87*	.72	1.60	.61	336.56*	.75	2.07	0.47	152.57*	.68
	Mujeres	1.69	.35			1.24	.43			1.87	0.38		
	Total	1.80	.42			1.41	.55			1.96	0.43		

* $p \leq .001$.

en desacuerdo) y 2 (desacuerdo) en la categoría 0 y las categorías 3 (de acuerdo) y 4 (totalmente de acuerdo) en la 1. Los valores obtenidos con el estadístico de Wald muestran que en el F1 los ítems 1, 2, 3 y 6 presentan FDI. Respecto a la dimensión F2, 5 ítems resultan no uniformes (11, 13, 15, 17 y 18). Esto significa que existe una diferencia entre las proporciones de acuerdo entre hombres y mujeres en los ítems que presentan un FDI no uniforme (Tabla 4).

Tabla 4
Estadísticos de Wald y niveles de significación de los ítems del Inventario de Pensamientos Distorsionados hacia la Mujer y la Violencia en función del sexo

N.º de ítem	τ^2	Valor de <i>p</i>	τ^3	Valor de <i>p</i>
<i>Estereotipia y misoginia</i>				
1	3.23	.07	4.38	.04
2	6.48	.01	5.69	.02
3	5.16	.02	6.13	.01
4	1.79	.18	1.80	.18
5	19.59	.00	2.79	.09
6	3.43	.00	6.74	.01
<i>Aceptación del maltrato hacia la mujer y legitimación de la violencia como estrategia educativa</i>				
8	1.16	.28	.06	.81
9	.93	.34	.01	.94
10	.25	.62	1.56	.21
11	9.17	.00	4.45	.04
12	.68	.40	1.06	.30
13	.07	.79	4.97	.03
14	9.53	.00	.34	.56
15	5.82	.02	5.93	.02
16	.22	.63	1.65	.20
17	3.25	.07	5.14	.02
18	5.96	.01	5.04	.03
20	.92	.34	.48	.49
22	3.78	.05	1.58	.21
23	3.97	.05	1.37	.24
24	3.07	.08	.15	.70

Discusión

Este estudio analiza las propiedades psicométricas del IPDMV en estudiantes de enseñanzas medias vascoparlantes a fin de contar con un instrumento que permita hacer diagnósticos fiables sobre las creencias negativas hacia la mujer y la violencia.

La detección de estos sesgos cognitivos específicos sirve para establecer estrategias preventivas en el entorno educativo (Fox et al., 2014). La desigualdad de poder respecto al género en las relaciones íntimas, las normas de género y el uso normativo de la violencia en los conflictos están vinculados a la violencia íntima en la pareja y se conceptualizan como “causas” necesarias (De Koker, Mathews, Zuch, Bastien, y Mason-Jones, 2014). Estudios previos alertan sobre el importante factor de riesgo que supone la exposición a comportamientos y actitudes violentas en las primeras experiencias sentimentales de cara a sufrir violencia en sus parejas ya como adultos (Muñoz, Ortega, y Sánchez, 2013). Así, las intervenciones deben iniciarse en la adolescencia para romper la perpetuación de los ciclos de violencia y victimización que,

de otro modo, pueden mantenerse en la edad adulta (De Koker et al., 2014). Una serie de elementos vinculados al desarrollo psicoevolutivo en la adolescencia, tales como la búsqueda de autonomía, la importancia de las relaciones entre iguales y el despertar de la atracción sexual, hacen de éste, un momento particularmente importante para proporcionar oportunidades de educación en la resolución pacífica de conflictos en el ámbito de la pareja (Muñoz et al., 2013). En este sentido, la educación se plantea como una estrategia prioritaria para transformar las actitudes y los comportamientos de las nuevas generaciones, ya que a estas edades la dinámica relacional violenta y abusiva aún no está consolidada (Díaz de Greñu-Domingo y Parejo-Llanos, 2013).

Con respecto al IPDMV, los análisis avalan la validez y la fiabilidad de la versión en euskera. La estructura que mejor se ajusta a los datos está formada por dos factores y es bastante similar a la propuesta teórica de sus autores (Echeburúa y Fernández-Montalvo, 1998). El primero hace referencia a la visión estereotipada de la mujer y la misoginia. El segundo mide las creencias hacia el maltrato a la mujer y la utilización de la violencia como recurso pedagógico y de resolución de problemas. La principal diferencia con el modelo de Echeburúa y Fernández-Montalvo (1998) es que todos los ítems del factor 1 original, que hacen referencia a la violencia de género (p. ej., ítem 11 “Muchas mujeres provocan deliberadamente a sus maridos para que éstos pierdan el control y les golpeen), pasan a formar parte del factor 2 en la versión en euskera. Las correlaciones positivas entre ambos factores sugieren que los estereotipos y la misoginia funcionan a nivel cultural como ideologías que justifican y mantienen el maltrato hacia las mujeres y el uso de la violencia.

Las correlaciones entre el IPDMV y sus dimensiones con el ASI y la DSS proporcionan evidencias sobre la validez convergente. Como cabe esperar, las correlaciones del IPDMV con el SH son más importantes que con el SB (Peixoto, 2010). Esto es coherente con el hecho de que el IPDMV evalúa creencias marcadamente sexistas y relativas a la violencia hacia las mujeres.

Las diferencias en las puntuaciones del IPDMV en función del sexo son similares a las encontradas en estudios recientes (Ferrer, Bosch, Ramis, y Navarro, 2006; Marques-Fagundes, Megías, García-García, y Petkanopoulou, 2015). Debido a que las creencias sexistas implican la aceptación de la violencia, la culpabilización de las víctimas, la minimización y la exculpación del agresor, es de esperar que los chicos presenten puntuaciones superiores a las chicas (Lameiras y Rodríguez, 2002).

Se confirma que existe en la adolescencia una tendencia con la edad a mostrarse menos favorables hacia las creencias sexistas, aunque las diferencias entre los sexos se mantienen, siendo en general menos sexistas las mujeres. Otros estudios realizados en España con población juvenil encuentran que a mayor edad, los adolescentes se hacen más conscientes del significado negativo que tiene el sexismo y la utilización de la violencia hacia las mujeres en nuestra sociedad actual (Lameiras y Rodríguez, 2002).

La deseabilidad social solo influye en las respuestas de las chicas, y en particular de las más jóvenes (12 a 15 años). En esta línea, Pérez, Labiano, y Brusasca (2010) afirman que las mujeres necesitan un mayor nivel de aprobación que los hombres por parte de los demás. De forma que las chicas intentan responder más adaptándose a las normas sociales de la feminidad, aunque no se ajusten a las creencias personales. En esta línea, Montañés et al. (2015) defienden que las chicas en las primeras etapas de la adolescencia en los contextos adolescentes donde el liderazgo masculino es fuerte, y que están más influenciadas por la deseabilidad social, tienden a dar respuestas más sexistas conforme a la idea social masculina dominante. Asimismo, Sastre y Moreno (2002) ponen de relieve la importancia de la cultura informal debido a que los pares son agentes de la socialización de género, lo cual confirma el resultado de este estudio donde las chicas jóvenes responden más basándose en la deseabilidad social de la norma masculina de sus pares. Desde la perspectiva de género se confirmaría la influencia del sistema patriarcal basado en el control masculino sobre la mujer (Aranda, Montes-Berges, y Castillo-Mayén, 2015). Además,

este resultado indicaría que estas adolescentes perciben que la cultura en la que están insertas tolera ciertos niveles de sexismo.

En cuanto al FDI, los ítems no uniformes en función del sexo son numerosos, superior al 40%. Gierl, Gotzmann, y Boughton (2004) señalan que en situaciones de traducción y adaptación de tests, el porcentaje de ítems con FDI suele ser superior al 20%. La dimensión con mayor cantidad de ítems con FDI es la de estereotipia y misoginia. Estas diferencias pudieran ser parte legítima del constructo o por el contrario podrían deberse a otras variables que no son relevantes en el mismo (Hidalgo, Galindo, Inglés, Campoy, y Ortiz, 1999). Por tanto, la deseabilidad social pudiera ser un factor explicativo del elevado número de ítems con FDI. Si esta hipótesis es correcta, al igualar no solo en la habilidad que pretende medir los ítems, sino también en la deseabilidad social, el FDI debería desaparecer o atenuarse. Siguiendo esta estrategia, los datos muestran que solo el ítem 3 presenta FDI. Por tanto, es plausible que la deseabilidad social sea la causa de los ítems afectados por el FDI.

Cabe señalar que el presente estudio presenta algunas limitaciones. En primer lugar, la muestra no se selecciona siguiendo un criterio probabilístico o aleatorio, por lo que se debe ser prudente en la generalización de los resultados. En segundo lugar, aunque se plantea que uno de los factores que puede influir en la deseabilidad social es la norma de la feminidad y la influencia de los pares en la adolescencia junto con la dominación masculina, sería recomendable explorar estos factores. También sería interesante analizar si este fenómeno se da únicamente cuando se miden este tipo de creencias o también afecta a la medición de otros ámbitos.

En síntesis, aun considerando estas limitaciones, cabe concluir que la versión en euskera del IPDMV ofrece garantías suficientes para la detección y evaluación adecuada de las creencias hacia la mujer y la violencia.

Agradecimientos

Este trabajo ha sido financiado por el Ministerio de Ciencia e Innovación de España para el Grupo Consolidado Cultura, Cognición y Emoción de la Universidad del País Vasco (MINECO PSI2011-26315); Gobierno Vasco (PSI2014-51923-P); Universidad del País Vasco (IT-666-13 and UFI 11/04); y por la beca predoctoral de la Universidad del País Vasco para Alicia Puente-Martínez (PIF/UPV/12/226).

Conflicto de intereses

Los autores declaran no tener ningún conflicto de intereses.

Referencias

- Anderson, L. A., y Whiston, S. C. (2005). Sexual assault education programs: meta-analytic examination of their effectiveness. *Psychology of Women Quarterly*, 29(4), 374-388. doi: 10.1111/j.1471-6402.2005.00237.x
- Aranda, M., Montes-Berghes, B., y Castillo-Mayén, M. R. (2015). The social dominance orientation in adolescence: The role of gender identity and stereotypical male and female traits. *Revista de Psicología Social*, 30(2), 241-263. doi: 10.1080/21711976.2015.1016752
- Boira, S., López del Hoyo, Y., Tomás-Aragónés, L., y Gaspar, A. R. (2013). Intervención psicológica en la comunidad en hombres condenados por violencia de género. *Anales de Psicología*, 29(1), 19-28.
- Caron, S. L., Davis, C. M., Halteman, W. A., y Stickle, M. (1993). Predictors of condom related behaviours among first year college students. *Journal of Sex Research*, 30(3), 252-259. doi: 10.1080/00224499309551709
- European Union Agency for Fundamental Rights (2014). *Violence against women: An EU-wide survey. Main results*. Luxemburgo: Publications Office of the European Union.
- De Koker, P., Mathews, C., Zuch, M., Bastien, S., y Mason-Jones, A. J. (2014). A systematic review of interventions for preventing adolescent intimate partner violence. *Journal of Adolescent Health*, 54(1), 3-13. doi: 10.1016/j.jadohealth.2013.08.008
- Díaz de Greñu-Domingo, S., y Parejo-Llanos, J. L. (2013). La promoción de la igualdad y el respeto de la diversidad afectivo-sexual: bases de un programa de orientación y tutoría para educación secundaria. *Revista Española de Orientación y Psicopedagogía*, 24(3), 63-79. doi: 10.5944/reop.vol.24.num.3.2013.11245
- Díaz-Aguado, M. J. (2006). Sexismo, violencia de género y acoso escolar. Propuestas para una prevención integral de la violencia. *Revista de Estudios de Juventud*, 73, 38-57.
- Díaz-Aguado, M. J., y Carvajal, I. (2011). *Igualdad y prevención de la violencia de género en la adolescencia y la juventud*. Madrid: Ministerio de Sanidad, Igualdad y Servicios Sociales.
- Echeburúa, E., Amor, P. J., Sarasua, B., Zubizarreta, I., y Holgado-Tello, F. P. (2016). Inventario de Pensamientos Distorsionados sobre la Mujer y el Uso de la Violencia-Revisado (IPDMUV-R): propiedades psicométricas. *Anales de Psicología*, 32(3), 837-846. doi: 10.6018/analesps.32.3.231901
- Echeburúa, E., Sarasua, B., Zubizarreta, I., Amor, P. J., y De Corral, P. (2010). Variables predictoras del rechazo, abandono y fracaso terapéutico en hombres violentos contra su pareja tratados psicológicamente en un marco comunitario. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 10(3), 403-420.
- Echeburúa, E., y Fernández-Montalvo, J. (1998). Hombres maltratadores. En E. Echeburúa y P. Corral (Eds.), *Manual de violencia familiar* (pp. 71-175). Madrid: Siglo XXI.
- Echeburúa, E., y Fernández-Montalvo, J. (2009). Evaluación de un programa de tratamiento en prisión de hombres condenados por violencia grave contra la pareja. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 9(1), 5-20.
- Eustat (2015). *Alumnado de enseñanzas de régimen general y educación de personas adultas en la C.A. de Euskadi por territorio histórico, titularidad y nivel 2013/14*. Recuperado de http://www.eustat.eus/estadisticas/tema_300/opt_0/ti_Alumnado_profesorado_y centros/temas.html
- Expósito, F., Moya, M., y Glick, P. (1998). Sexismo ambivalente: medición y correlatos. *Revista de Psicología Social*, 13(2), 159-169. doi: 10.1174/021347498760350641
- Fernández-Montalvo, J., Echaurren, J. A., Martínez, M., y Azcárate, J. M. (2012). Batterer men in prison and in court-referred treatment programmes: what is the difference? *Spanish Journal of Psychology*, 15(1), 315-322. doi: 10.5209/rev_sjop.2012.v15.n1.37338
- Ferrer, V. A., Bosch, E., Ramis, M. C., Torres, E. G., y Navarro, C. (2006). La violencia contra las mujeres en la pareja: creencias y actitudes en estudiantes universitarios. *Psicothema*, 1(3), 359-366.
- Ferrer, V. A., Bosch, E., Ramis, M. C., y Navarro, C. (2006). Las creencias y actitudes sobre la violencia contra las mujeres en la pareja: determinantes sociodemográficos, familiares y formativos. *Anales de Psicología*, 2(2), 251-259.
- Fox, C. L., Hale, R., y Gadd, D. (2014). Domestic abuse prevention education: Listening to the views of young people. *Sex Education*, 14(1), 28-41. doi: 10.1080/14681811.2013.816949
- Garaigordobil, M., y Aliri, J. (2013). Relaciones del sexismo con justificación de la violencia, y con otras formas de prejuicio como la dominancia social y el autoritarismo. *Estudios de Psicología*, 34(2), 127-139. doi: 10.1174/021093913806751384
- Garaigordobil, M., y Aliri, J. (2011). Sexismo hostil y benevolente: relaciones con el autoconcepto, el racismo y la sensibilidad intercultural. *Revista de Psicodidáctica*, 16(2), 331-350. doi: 10.1387/RevPsicodidact.998
- Garaigordobil, M., y Martínez-Valderrey, V. (2014). Effect of cyberprogram 2.0 on reducing victimization and improving social competence in adolescence. *Revista de Psicodidáctica*, 19(2), 289-305. doi: 10.1387/RevPsicodidact.10239
- Gierl, M. J., Gotzmann, A., y Boughton, K. A. (2004). Performance of SIBTEST when the percentage of DIF items is large. *Applied Measurement in Education*, 17(3), 241-264. doi: 10.1207/s15324818ame1703_2
- Glick, P., y Fiske, S. T. (1996). The ambivalent sexism inventory: Differentiating hostile and benevolent sexism. *Journal of Personality and Social Psychology*, 70(3), 491-512. doi: 10.1037/0022-3514.70.3.491
- Goiburua, E. (2016). *El sexismo, una lacra para la salud sexual: perspectiva feminista como factor de protección* (Tesis Doctoral). University of Burgos, Burgos, Spain.
- Hambleton, R. K., y Patsula L. (1999). Increasing the validity of adapted tests: Myths to be avoided and guidelines for improving test adaptation practices. *Journal of Applied Testing Technology*, 1(1), 1-13.
- Hedges, L., y Olkin, J. (1985). *Statistical methods for meta-analysis*. Orlando, FL: Academic press.
- Hidalgo, M. D., Galindo, F., Inglés, C. J., Campoy, G., y Ortiz, B. (1999). Estudio del funcionamiento diferencial de los ítems en una escala de habilidades sociales para adolescentes. *Anales de Psicología*, 15(2), 331-343.
- Hidalgo, M. D., Gómez, J., y Padilla, J. L. (2005). Regresión logística: alternativas de análisis en la detección del funcionamiento diferencial de los ítems. *Psicothema*, 17(3), 509-515.
- Hu, L., y Bentler, P. M. (1999). Cut off criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modelling*, 6(1), 1-55. doi: 10.1080/10705519909540118
- Jamshidian, M., y Bentler, P. M. (1998). A quasi-Newton method for minimum trace factor analysis. *Journal of Statistical Computation and Simulation*, 62(1-2), 73-89. doi: 10.1080/00949659808811925
- Lameiras, M., y Rodríguez, Y. (2002). Evaluación del sexismo moderno en adolescentes. *Revista de Psicología Social*, 17(2), 119-127. doi: 10.1174/021347402320007555
- Loinaz, I. (2014). Distorsiones cognitivas en agresores de pareja: análisis de una herramienta de evaluación. *Terapia Psicológica*, 32(1), 5-17. doi: 10.4067/s0718-48082014000100001
- Marques-Fagundes, A. L., Megías, J. L., García-García, D. M., y Petkanopoulou, K. (2015). Ambivalent sexism and egalitarian ideology in perception of psychological abuse and (in) vulnerability to violence. *Revista de Psicología Social*, 30(1), 31-59. doi: 10.1080/02134748.2014.991519
- Montañés, P., Megías, J. L., De Lemus, S., y Moya, M. (2015). Influence of early romantic relationships on adolescents' sexism. *Revista de Psicología Social*, 30(2), 219-240. doi: 10.1080/21711976.2015.1016756
- Morales, P., Uroso, B., y Blanco, Á. (2003). *Construcción de escalas de actitudes tipo Likert. Una guía práctica*. Madrid: La Muralla.
- Muñoz, B., Ortega-Rivera, F. J., y Sánchez, V. (2013). El DaViPoP: un programa de prevención de violencia en el cortejo y las parejas adolescentes. *Apuntes de Psicología*, 31(2), 215-224.
- Nguyen, T., Morinaga, Y., Frieze, I., Cheng, J., Li, M., Doi, A., Hirai, T., ... Li, C. (2013). College students' perceptions of intimate partner violence: A comparative study of Japan, China, and the United States. *International Journal of Conflict and Violence*, 7(2), 261-273.

- Peixoto, J. M. (2010). Sexismo ambivalente: actitudes y creencias hacia la violencia de género. *Revista Artemis*, 11, 133-139.
- Pérez, M. J., Labiano, M., y Brusasca, C. (2010). Escala de Deseabilidad Social: análisis psicométrico en muestra argentina. *Evaluar*, 10, 53-67.
- Reise, S. P., Bonifay, W. E., y Haviland, M. G. (2013). Scoring and modeling psychological measures in the presence of multidimensionality. *Journal of Personality Assessment*, 95(2), 129-140. doi: 10.1080/00223891.2012.725437
- Reynolds, W. M. (1982). Development of reliable and valid short forms of the Marlowe-Crowne social desirability scale. *Journal of Clinical Psychology*, 38(1), 119-125. doi: 10.1002/1097-4679(198201)38:1<119:AID-JCLP2270380118>3.0.CO;2-I
- Rodríguez-Espartal, N., y López-Zafra, E. (2013). Programa emocional para presos por violencia de género (PREMOVIGE): efectividad en variables cognitivas y conductuales. *Psychosocial Intervention*, 22(2), 115-123. doi: 10.5093/in2013a14
- Saiz de Murieta, A., Olaizola, B., y Arrillaga, I. (2014). *Cifras sobre la situación de las mujeres y los hombres en Euskadi*. Recuperado de http://www.emakunde.euskadi.eus/contenidos/informacion/servicio_cifras/es_emakunde/adjuntos/cifras_2014_es.pdf
- Sastre, G., y Moreno, M. (2002). *Resolución de conflictos y aprendizaje emocional. Una perspectiva de género*. Barcelona: Gedisa.
- Satorra, A., y Bentler, P. M. (1994). Corrections to test statistics and standard errors in covariance structure analysis. En A. Von Eye y C. C. Clogg (Eds.), *Latent variables analysis: Applications for developmental research* (pp. 399-419). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Ubillos, S., Goiburu, E., Puente, A., y Pizarro, J. P. (2016). Adaptation and validation of Double Standard Sexual in Basque adolescents. *Revista de Psicología Social*, 31(2), 368-397.
- Watkins, M. W. (2013). *Omega [Computer software]*. Phoenix, AZ: Ed & Psych Associates.