

Validación de la Escala de Conducta Disocial (ECODI27) en una muestra probabilística de adolescentes mexicanos

José Moral de la Rubia *

Resumen

Los objetivos de este artículo fueron: validar la estructura de seis factores correlacionados de la Escala de Conducta Disocial (ECODI27; Pacheco, M. y J. Moral, 2010), estudiar su distribución, consistencia interna, sesgo con deseabilidad social y validez concurrente con búsqueda de sensaciones en un muestra probabilística de adolescentes que vivían en dos colonias con un alto índice de pandillerismo y delitos. Se aplicaron el ECODI27, la Escala de Búsqueda de Sensaciones, Forma V (SSS-V; Zuckerman, M., S. Eysenck y H. Eysenck, 1978) y el Inventario Balanceado de Respuestas Socialmente Deseables, versión 6 (BIRD-6; Paulhus, D., 1998) a 202 adolescentes —112 hombres y 90 mujeres— de 14 a 17 años de edad. Se empleó análisis factorial exploratorio y confirmatorio para el análisis de datos. La estructura de seis factores correlacionados se reprodujo con un ajuste de adecuado — $FD < 3$, $RMS SR < .08$, $GFI = .85$ y $AGFI = .80$ — a bueno — $\chi^2/df < 2$, $RMS EA = .05$, $PNCP < 1$ —. Los valores de consistencia interna fueron altos para los 27 ítems — $\alpha = .91$ — y los seis factores —de .70 a .86—. Se observó distribución normal y promedio próximo al de infractores. El porcentaje de casos de conducta disocial fue alto con el punto de corte de 85: 36 por ciento —73 de 202— de la muestra total; 45 por ciento —50 de 112— de los hombres y 25 por ciento —23 de 90— de las mujeres, con diferencia significativa por género — $\chi^2 (1, N = 202) = 7.88$, $p < .01$ —. La escala ECODI27 presentó sesgo significativo en relación con la deseabilidad social — $r = .44$, $p < .01$ —, tanto en su aspecto de manejo de la impresión — $r = .52$, $p < .01$ — como autoengaño — $r = .15$, $p = .04$ —. Se halló validez concurrente con búsqueda de sensaciones, compartiendo ambas escalas 25 por ciento de la varianza. La escala ECODI27 resultó confiable y válida, por lo que se sugiere su uso en esta población y su estudio en otras diferentes. Finalmente, los datos de conducta disocial alarmantes indican la necesidad de intervención por parte de las autoridades municipales.

Abstract

The aims of this paper were to validate the structure of correlated 6-factors of the 27-item Dissocial Behavior Scale (ECODI27; Pacheco, M. & J. Moral, 2010), to study its distribution, internal consistency, social desirability bias and concurrent validity with sensation seeking in a probability sample of adolescents that lived in two neighborhoods with high indexes of gangs and offenses. The scale ECODI27, the Sensation Seeking Scale, Form V (SSS-V; Zuckerman, M. S. Eysenck & H. Eysenck, 1978) and the Balanced Inventory Responding Desirable, version 6 (BIRD-6; Paulhus, D., 1998) were applied to 202 adolescents —112 men and 90 women— with ages from 14 to 17 years old. Confirmatory and exploratory factor analysis was used for data analysis. The structure of six correlated 6-factors was reproduced with a fit from adequacy — $FD < 3$, $RMS SR < .08$, $GFI = .85$ y

* Profesor-investigador de la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Nuevo León. Correo electrónico: jose_moral@hotmail.com

José Moral de la Rubia extiende su agradecimiento al licenciado Humberto Ortiz Morales, becario del Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (Conacyt), por su apoyo en el trabajo de campo y captura de datos.

AGFI = .80— to good — $\chi^2/df < 2$, *RMS EA* = .05, *PNCPI* < 1—. The values of internal consistency were high for the 27 items — $\alpha = .91$ — and six factors —from .70 to .86—. A normal distribution and an average next to that of offenders were observed. The percentage of dissocial behavior cases was high with the cut-point of 85, 36% of total sample —73 of 202—, 45% —50 de 112— of men and 25% —23 de 90— of women, with gender significant difference — $\chi^2 (1, N = 202) = 7.88, p < .01$ —. The scale ECODI27 showed significant bias regarding the social desirability — $r = .44, p < .01$ —, both in its aspect of the impression management — $r = .52, p < .01$ — and self-deception — $r = .15, p = .04$ —. Concurrent validity with sensation seeking was found, sharing both scales 25% of the variance. The scale ECODI27 resulted reliable and valid, therefore it is suggested its use in this population and its study in different others. Finally the alarming dissocial behavior data indicate the necessity of intervention by the Council authorities.

Palabras clave/Keywords:

Conducta disocial, adolescentes, búsqueda de sensaciones, deseabilidad social, pandillerismo. Dissocial behavior, adolescents, sensation seeking, social desirability, gangs.

Introducción. La conducta disocial y su relevancia en México

El trastorno disocial se caracteriza por un patrón de comportamiento que viola los derechos básicos de los demás y las reglas sociales que se espera que el niño o adolescente comprenda y respete en relación con su edad y capacidad intelectual (American Psychiatry Association, 2000). Su prevalencia en población general adolescente es de 6 a 16 por ciento en varones y de 2 y 9 por ciento en mujeres (American Psychiatry Association, 2000); en población de infractores varones menores de edad, es de al menos 50 por ciento, constituyendo el antecedente necesario para el diagnóstico de trastorno antisocial de la personalidad presente de 25 a 30 por ciento de los reclusos adultos (Hare, R., 2003) y 3 por ciento de la población general (American Psychiatry Association, 2000).

La situación que vive actualmente México ha creado un ambiente que facilita este trastorno. El narcotráfico gana cada vez más presencia en la vida pública, y los narcotraficantes y sicarios de los carteles de las drogas se vuelven modelos de identidad y objeto de admiración entre estudiantes de secundaria (Alvarado, R., 2009; Córdoba, R., 2002) y en la cultura popular (Héau-Lambert C. y G. Giménez, 2004). A ello se suman el abuso del poder, la corrupción e impunidad, males endémicos en la vida política y

administrativa del país (Morris, S., 1999; Transparencia Mexicana, 2007). Sin embargo, debe señalarse que la representación del narcotráfico en jóvenes universitarios no es positiva y va de la indiferencia a la satanización (Ovalle, L., 2005).

Conducta disocial, extroversión y búsqueda de sensaciones

La conducta disocial se ha relacionado con extroversión y búsqueda de sensaciones (Klinterberg, B., K. Hum y D. Schalling, 2009). Precisamente el ECODI-27 tiene una correlación moderada con extroversión en varones infractores — $N = 148$, $r = -.48$, $p < .01$ —, así como significativa pero baja en estudiantes de ambos sexos — $N = 648$, $r = -.17$, $p < .01$ — (Pacheco, M. y J. Moral, 2010). La extroversión es un rasgo temperamental básico. En la vida anímica de una persona extrovertida domina el mundo externo; sus conflictos tienden a manifestarse en las relaciones interpersonales; se aburre fácilmente; le gustan el cambio, la novedad y la variedad; asimismo, muestra baja capacidad de introspección, concentración y adquisición de condicionamientos asociativos. Hans Jürgen Eysenck propone como base biológica de este rasgo la función de filtro sensorial del sistema reticular ascendente en el tronco-encéfalo que determina el grado de actividad cortical. En la extroversión habría un exceso de inhibición en este sistema (Eysenck, H. y M. Eysenck, 1985). La búsqueda de sensaciones es un rasgo temperamental implícito en la extroversión que Zuckerman ha desarrollado aparte. Se refiere a la necesidad de experimentar sensaciones variadas y el deseo de correr riesgos físicos y sociales por el simple deseo de disfrutar de tales experiencias (Zuckerman, M. 2002). Se caracteriza por una tendencia a actuar sin planificar las acciones y sin pensar en las consecuencias, con una búsqueda activa de experiencias que supongan excitación y riesgo. Distintas medidas bioquímicas y psicofisiológicas se han relacionado con el rasgo de búsqueda de sensaciones, como niveles bajos de monoaminooxidasas (MAO), potenciales evocados incrementados y niveles altos de testosterona (Zuckerman, M. y M. Kuhlman, 2000).

Una medida de conducta disocial desarrollada en México

En México, se ha desarrollado recientemente una escala para medir la conducta disocial: el ECODI-27 de María Elena Pacheco y José Moral (2010). Parte de un trabajo con expertos desde la definición del trastorno en el DSM-IV (American Psychiatry Association, 2000), un trabajo exploratorio de conductas disruptivas en los planteles de bachiller con los docentes y una evaluación de la comprensibilidad de los ítems elaborados con alumnos. Esta escala presenta una estructura de seis factores correlacionados:

—Robo y vandalismo: 5, 8, 17, 18, 24, 25, 26 y 27; $\alpha = .88$.

—Travesuras: 6, 7, 15, 16, 20 y 21; $\alpha = .77$.

—Abandono escolar: 3 y 4; $\alpha = .83$.

—Pleitos y armas: 1, 2, 19, 22 y 23; $\alpha = .78$.

—Grafiti: 12, 13 y 14; $\alpha = .72$.

—Conducta opositora desafiante: 9, 10 y 11; $\alpha = .69$.

Esta última cubre el campo semántico del concepto y muestra un ajuste a los datos de bueno — $RMSSR = .05$, $RMSEA = .04$, $AGFI = .91$, $NFI = .90$ — a adecuado — $\chi^2/gl = 2.56$, $GFI = .93$, $NNFI = .93$, $CFI = .94$ — por análisis factorial confirmatorio (Moral y Pacheco, en prensa).

Los 27 ítems tienen una consistencia interna alta — $\alpha = .91$ — y su puntuación total resulta estable a las cuatro semanas — $r = .78$ —. La distribución de la puntuación total es asimétrica positiva en estudiantes, con diferencia por género — $M = 110.97$ y $DE = 12.81$ en mujeres; $M = 102.01$ y $DE = 14.88$ en hombres— y normal en varones infractores — $M = 82.43$ y $DE = 19.63$ —. La puntuación total del ECODI27 presenta un sesgo significativo de deseabilidad social, medida por la escala de sinceridad del Cuestionario de Personalidad de Eysenck (EPQ; Eysenck, H. y S. Eysenck, 1997), pero con un efecto muy limitado — $r = -.11$, $p < .01$ — y sólo dos factores del ECODI27 correlacionan con deseabilidad social: Travesuras — $r = -.16$, $p < .01$ — y Conducta negativista desafiante — $r = -.14$, $p < .01$ —. Se propone como punto de corte una puntuación de 85 o menor, el cual permite diferenciar a 9 por ciento de estudiantes de bachillerato —4 por ciento de las mujeres y 14 por ciento de

los hombres— y 50 por ciento de infractores (Pacheco, M. y J. Moral, 2010), ajustándose a las estimaciones del trastorno por la Asociación Psiquiátrica Americana (American Psychiatry Association, 2000) y el Instituto Mexicano de Psiquiatría (Medina et al, 2003).

La escala ECODI27 ha sido validada en tres muestras distintas de estudiantes mujeres, estudiantes varones e infractores varones (Moral y Pacheco, 2010), mostrando en su estructura factorial un ajuste de bueno a adecuado. Los autores sugerían continuar su estudio con muestras probabilísticas en distintas poblaciones, como podrían ser adolescentes que residen en colonias con altos índices de pandillerismo y delincuencia.

Objetivos del estudio

El presente estudio tiene como objetivos validar la estructura de seis factores correlacionados del ECODI27, estimar su consistencia interna, estudiar su distribución, sesgo en relación con la deseabilidad social y validez concurrente con búsqueda de sensaciones en una muestra probabilística de adolescentes mexicanos que viven en dos colonias con un alto índice de pandillerismo y delincuencia.

Método

Se obtuvo una muestra probabilística estratificada por género en dos colonias con alto índice de pandillerismo y delincuencia, ubicadas en San Nicolás de los Garza, Nuevo León, México: Lagos de Chapultepec y Paseo del Nogalar. Participaron de 112 hombres y 90 mujeres — $N = 202$ —.

La colonia Paseo del Nogalar cuenta con unas 1 mil 3 viviendas familiares y su censo poblacional registra 4 mil 198, habitantes (Presidencia Municipal de San Nicolás de los Garza, 2009). La colonia Lagos de Chapultepec cuenta con aproximadamente 365 viviendas (Presidencia Municipal de San Nicolás de los Garza, 2009). No existe un censo

oficial de habitantes. Si se toma como promedio entre cuatro y cinco personas por vivienda, el total de habitantes sería 1 mil 642.

La población objeto de estudio son adolescentes de ambos sexos con edades de 14 a 17 años, lo que presenta 8.5 por ciento de la población (Consejo Nacional de Población, 2009). La suma de la población de ambas colonias es 5 mil 840. El 8.5 por ciento sería 496. El porcentaje de conducta disocial en población de adolescentes escolarizados para ambos sexos sería de 9 por ciento y en menores infractores de 50 por ciento (American Psychiatry Association, 2000; Hare, R., 2003; Juárez, F. et al, 2003; Medina-Mora, M. et al, 2003). En una colonia con mucho abandono escolar, pandillas y delincuencia juvenil, el estimado puede ser intermedio, es decir, de un tercio —33 por ciento—. Considerando un intervalo de confianza de 95 por ciento y un error de estimación de 5 por ciento, el tamaño de la muestra debería ser de 202, es decir, una fracción de muestreo de 41 por ciento (Win Episcope 2.0; Thrusfield, M. et al, 2001). La tasa de rechazo al participar fue de uno por cada 12 en hombres y uno por cada 5 en mujeres, lo que dificultó obtener 101 hombres y 101 mujeres, así que se optó por una equivalencia estadística entre géneros.

Instrumentos

Se empleó la Escala de Conducta Disocial (ECODI27; Pacheco, M. y J. Moral, 2010). Es una escala tipo Likert de 27 ítems con rangos de cinco puntos cada uno —de 1, totalmente de acuerdo, a 5, totalmente en desacuerdo—. Todos están redactados en el mismo sentido, reflejando rasgos disociales (figura 1). Las puntuaciones en la escala y sus factores se obtienen por suma simple de ítems. A menor puntuación, mayor presencia de conductas disociales. El rango de las puntuaciones puede variar de 27 a 135. Una puntuación de 85 o menor define caso de conducta disocial.

El Inventario Balanceado de Respuestas Socialmente Deseables (BIDR-6; Paulhus, D., 1998), adaptada al español de José Moral, Cirilo Humberto García y César Antona (2010), mide dos constructos: autoengaño —tendencia a dar autorreportes honestos, pero

sesgados de manera positiva— y manejo de impresión —autopresentación deliberadamente mejorada ante los valores de una audiencia—. Consta de 40 ítems redactados como proposiciones afirmativas, la mitad en sentido del rasgo y la otra mitad en sentido opuesto. Se responden según una escala tipo Likert que va de 1 —nada de acuerdo— a 7 —totalmente de acuerdo—. Los ítems del factor de autoengaño corresponden del 1 al 20 —los impares son directos o atribución de cualidad y los pares son inverso o negación de defectos—. Los ítems del factor de manejo de la impresión corresponden del 21 al 40 —los pares son directos o atribución de cualidades y los impares son inversos o negación de defectos—. Para obtener la puntuación total en deseabilidad social hay que invertir las puntuaciones de los 20 ítems de negación de defectos y sumar los 40 ítems. El rango de la escala es de 40 a 280. Se ha encontrado consistencia interna, por el alfa de Cronbach, que varía de .68 a .80 para la escala de autoengaño; de .75 a .86 para la escala de manejo de impresión; y de .81 a .85 para los 40 ítems (Paulhus, D. y D. Reid, 1991).

La Escala de Búsqueda de Sensaciones, Forma V (SSS; Zuckerman, M., S. Eysenck, y H. Eysenck, 1978), adaptada al español por Jorge Pérez y Rafael Torrubia (1986), consta de 40 ítems. Cabe señalar que, en este estudio, se modificaron los ítems 9, 13, 21 y 25 en lo referente a algunos conceptos que tienen más sentido con el contexto mexicano y, sobre todo, con el nivel socioeconómico de la muestra, adecuándolos a experiencias que pudieran ser más fáciles de imaginar por los adolescentes; asimismo, en los ítems 11, 31 y 35 se cambió sólo una palabra en cada pregunta con el objetivo de hacerla mas entendible para los jóvenes participantes, en ambos casos sin alterar el sentido de la pregunta. El instrumento proporciona una puntuación total y cuatro factores:

- Búsqueda de emociones: 1, 5, 9, 13, 17, 21, 25, 29, 33 y 37.
- Búsqueda de excitación: 2, 6, 10, 14, 18, 22, 26, 30, 34 y 38.
- Desinhibición: 3, 7, 11, 15, 19, 23, 27, 31, 35 y 39.
- Susceptibilidad al aburrimiento: 4, 8, 12, 16, 20, 24, 28, 32, 36 y 40.

La consistencia interna de la escala varía de .83 a .86 y la de sus factores, de .56 a .82 (Zuckerman, M., S. Zuckerman y H. Zuckerman, 1978).

Procedimiento

Se trata de un estudio instrumental de validación de una escala. La muestra se obtuvo visitando casa por casa por medio de un procedimiento de rutas aleatorias. Se alternaba la solicitud de participación entre hombre y mujer de 14 a 17 años para lograr la equivalencia de género. Antes de obtener el consentimiento expreso del menor y la madre o padre, se explicitaban los propósitos de la investigación, se indicaban los responsables de la misma y señalaban las fuentes de financiamiento. Se garantizaba la confidencialidad del tratamiento de los datos con base en los estándares de la Asociación Americana de Psicología (American Psychiatry Association, 2002). El cuestionario de autorreporte estaba integrado por siete escalas, las cuales se tardaba aproximadamente una hora en responder.

Análisis estadísticos

Primero se describen los ítems por medios de estadísticas de tendencia central —media, mediana y moda— y dispersión —rango y desviación estándar—, forma de la distribución —asimetría y curtosis—, ajuste de la distribución a una curva normal —prueba de Kolmogorov-Smirnov— y consistencia interna —correlación del ítem con la suma del resto de los ítems de la escala—.

A continuación se determina la estructura factorial, primero, por análisis factorial exploratorio. La extracción de factores se realiza por componentes principales, rotando la solución por el método Promax. En segundo lugar se establece por análisis factorial confirmatorio. La función de discrepancia se estima por Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS) y se consideran seis índices de ajuste: función de discrepancia (*FD*) y cociente de chi-cuadrada por sus grados de libertad — χ^2/df ; ≤ 2 buen ajuste y ≤ 3 aceptable—; parámetro de no centralidad poblacional (*PNCP*) — ≤ 1 bueno y ≤ 2 aceptable—; residuo

estandarizado cuadrático medio (*RMS SR*) y error cuadrático medio de aproximación de Steiger-Lind (*RMS EA*) — $\leq .05$ bueno y $< .08$ aceptable—; índice de bondad de ajuste de Joreskog-Sorbom (*GFI*) — $\geq .95$ bueno y $\geq .85$ aceptable— y su forma ajustada (*AGFI*) — $\geq .90$ bueno y $\geq .80$ aceptable— (Moral, J. 2006).

La consistencia interna se estima por el coeficiente alfa de Cronbach y el coeficiente de correlación interclase (*ICC*) tipo C, donde la varianza intermedidas es excluida de la varianza denominador. Se considera que la consistencia interna es alta cuando los valores son de $\alpha \geq .70$ y $ICC \geq .30$ — $p < .05$ —.

La determinación de la validez concurrente y el sesgo con deseabilidad social se realiza por el coeficiente producto-momento de Pearson (*r*). Un valor menor a .30 se considera bajo; entre .30 y .69, moderado; y mayor o igual a .70, alto.

El nivel de significación de la pruebas de contraste se fija en $p \geq .05$. Los análisis estadísticos se realizan con SPSS16 y STATISTICA 7.

Resultados

La proporción de género en la muestra, 55 por ciento —112 de 202— hombres y 45 por ciento —90 de 202— mujeres, es estadísticamente equivalente con base en la prueba chi-cuadrada — $\chi^2(1, N = 202) = 2.40, p = .12$ —.

El promedio de edad es de 15.51 años con una desviación estándar de 1.36. La edad mínima fue de 14 años y la máxima de 17 años. La distribución de la edad es asimétrica positiva — $Sk = .60, EE = .17$ — y ligeramente aplanada — $C = -.81, EE = .34$ —, no ajustándose a una curva normal — $Z_{K-S} = 3.15, p < .01$ —, es decir, se inclina hacia las

edades más bajas, 14 y 15. El promedio de edad entre varones y mujeres es estadísticamente equivalente — $U = 4364$, $Z_U = -1.69$, $p = .09$ —.

La mayoría de los participantes estudia —67 por ciento: 135 de 202—, le sigue en porcentaje aquéllos que ni estudian ni trabajan —22 por ciento: 44 de 202—, mucho menor es el porcentaje de los que sólo trabajan —7 por ciento: 15 de 202— y los que estudian y trabajan —4 por ciento: 8 de 202—. La frecuencia de las cuatro categorías de ocupación es estadísticamente equivalente entre varones y mujeres — $\chi^2(3, N = 200) = 7.29$, $p = .06$ —.

La mayoría de los participantes posee estudios de secundaria obligatoria —69 por ciento: 140 de 202—; le siguen aquellos con estudios de media superior —25 por ciento: 50 de 202; 4 por ciento —8 de 202— tiene estudios de primaria y 2 por ciento —4 de 202—, universitarios. Los promedios de escolaridad son equivalentes por sexos — $U = 4977$, $Z_U = -0.19$, $p = .85$ —.

Distribución y consistencia de los 27 ítems del ECODI

Todos los ítems presentan casos en sus cinco valores de rango. La tendencia central se ubica en los valores altos —desacuerdo con los rasgos disociales— para la mayoría de los ítems, salvo 2, 7, 9, 14, 15, 16, 19, 20 y 21, que corresponden sobre todo a contenidos de Travesuras. Con la excepción de las distribuciones de los ítems 15 — $Z_{K-S} = 0.67$, $p = .75$ —, 17 — $Z_{K-S} = 1.11$, $p = .17$ — y 18 — $Z_{K-S} = 0.90$, $p = .40$ —, todas las demás distribuciones se alejan de la normalidad con base en la prueba de Komogorov-Smirnov. La tendencia de los ítems es hacia la asimetría negativa o concentración en las puntuaciones altas —conducta disocial poco frecuente—, salvo el 9 —“es divertido observar cuando los compañeros se pelean”— y el 20 —“no me dejo de los adultos cuando siento que no tienen la razón”— que muestran asimetría positiva. La tendencia del perfil de los ítems es hacia la dispersión —aplanamiento—, con la excepción de los ítems referente a robos —8, 18, 24, 25, 26 y 27— que presentan apuntamiento —leptocurtosis—. Los ítems con más asimetría y curtosis son el 24 —“en algunas ocasiones me he visto involucrado en robo a casas

ajenas”— y 26 —“me gusta planear robos”—, mostrando mucha asimetría negativa y apuntamiento; así, la mayoría de los encuestados indican que nunca se ha visto involucrados en estas situaciones. Los 27 ítems son consistentes con la escala, variando la correlación —excluido el ítem en la suma de la escala— de .28 a .62, con un promedio de .52. La eliminación de ninguno de ellos incrementa el valor de la alfa de Cronbach que es de .91 para el conjunto de los 27 ítems (cuadro 1).

Estructura factorial y consistencia interna

La matriz de correlaciones presenta buenas propiedades para la extracción de factores. Su determinante tiende a cero — $|R| < .01$ —, el valor del índice de adecuación de la muestra es mayor a .70 —.87— y se rechaza la hipótesis nula de equivalencia de la matriz de correlaciones a una matriz identidad por la prueba de la esfericidad de Bartlett — $\chi^2(351, N = 202) = 2486, p < .01$ —.

Con base en el criterio de Kaiser —autovalores iniciales mayores a 1— se definen seis componentes factoriales que explican 61.50 por ciento de la varianza total. El primero corresponde a los ocho ítems de Robo y vandalismo —5, 8, 17, 18, 24, 25, 26 y 27; $\alpha = .86$, $IIC = .44$ —; el segundo corresponde a Pleitos y armas, aparte de sus cinco ítems originales —1, 2, 19, 22 y 23; $\alpha = .74$, $IIC = .36$ —, aunque también incluye los ítems 20 y 21, que inicialmente eran de Travesuras — $\alpha = .80$, $IIC = .37$ con siete ítems—; el tercero corresponde a Travesuras con cuatro ítems —6, 7, 15 y 16; $\alpha = .76$, $IIC = .44$ —, pero ahora pierde los ítems 20 y 21 — $\alpha = .81$, $IIC = .41$, con los seis ítems originales—; el cuarto corresponde a Abandono escolar con sus dos ítems originales —3 y 4; $\alpha = .91$, $IIC = .84$ —; el quinto corresponde a Conducta opositora desafiante con sus tres ítems originales —9, 10 y 11; $\alpha = .76$, $IIC = .51$ —; y el sexto corresponde a Grafiti con sus tres ítems originales —12, 13 y 14; $\alpha = .70$, $IIC = .44$ — (cuadro 2). Los seis componentes factoriales están correlacionados entre sí con valores de .53 a .17 y promedio de .36 (cuadro 3).

Se procede a contrastar el modelo original de seis factores correlacionados (6F-27-Orig.), también se considera otro modelo donde los ítems 20 y 21 son indicadores del factor de Travesuras (6F-27-Expl.) y finalmente un tercer modelo reducido en indicadores (6F-23-Orig.). Los ajustes del modelo original (6F-27-Orig.) y el definido a partir del resultado del análisis factorial exploratorio (6F-27-Expl.) son equivalentes — $d\chi^2(1) = 446.63 - 445.58 = 1.05$, $p = .31$ —. Los índices de ajuste toman valores de adecuados — $FD < 3$, $RMS SR < .08$, $GFI = .85$ y $AGFI = .80$ — a buenos — $\chi^2/gl < 2$, $RMS EA = .05$, $PNCP < 1$ —. El ajuste mejora reduciendo un indicador en el factor de Robo y vandalismo —17—, dos en Pleitos —19 y 22— y uno en Grafiti —14—, retomando la definición original de factores (6F-23-Orig.); no obstante, éste sigue presentando valores adecuados (cuadro 4). Por lo tanto, considerando los valores de consistencia interna y de ajuste por análisis factorial confirmatorio, se recomienda el empleo de la definición original de factores, sin eliminar ningún ítem. Véase la estimación de parámetros estandarizados en la figura 2.

Distribución de la Escala y sus seis factores

Las distribuciones de la puntuación total del ECODI27 — $Z_{K-S} = 0.67$, $p = .75$ —, así como los factores de Pleitos — $Z_{K-S} = 1.11$, $p = .17$ — y Travesuras — $Z_{K-S} = 0.90$, $p = .40$ — se ajustan a una curva normal, en los demás factores hay alejamiento de la normalidad; asimetría negativa —o concentración de las puntuaciones en los valores altos— aparece en los factores de Robo, Pleitos y Grafiti, perfil aplanado —alta dispersión— en Grafiti y Oposicionismo desafiante y perfil apuntado —escasa dispersión— en Robo (cuadro 5).

Hay diferencia significativa por género en la puntuación total del ECODI27 — $t(200) = 3.80$, $p < .01$ —. Los hombres promedian más bajo — $M = 88.31$, $DE = 20.16$ — que las mujeres — $M = 99.22$, $DE = 20.41$ —, es decir, poseen rasgos de conducta disocial más marcados.

Por la prueba t de Student para una sola muestra, las diferencias de las medias de los varones de este estudio — $M = 88.31$, $DE = 20.16$ — son significativas con las de varones

estudiantes — $M = 102.01$; $t(111) = -7.189$, $p < .01$ — y varones infractores — $M = 82.43$; $t(111) = 3.087$, $p < .01$ — de Mexicali y Tijuana; asimismo, la diferencia de medias entre las mujeres de este estudio — $M = 99.22$, $DE = 20.41$ — y las estudiantes de Mexicali es significativa — $M = 110.97$; $t(111) = -5.460$, $p < .01$ —. Las medias de estos adolescentes de dos colonias con índices altos de pandillerismo y delincuencia toman valores intermedios entre los estudiantes e infractores bajacalifornianos (Pacheco, M. y J. Moral, 2010).

Con el punto de corte de 85 o menor hay 36 por ciento de casos —73 de 202—, con diferencia por género — $\chi^2(1, N = 202) = 7.88$, $p < .01$ —, 45 por ciento —50 de 112— de los hombres y 25 por ciento —23 de 90— de las mujeres (cuadro 6).

Validez concurrente con búsqueda de sensaciones y sesgo de deseabilidad social

En la presente muestra, la consistencia interna de la Escala de Búsqueda de Sensaciones fue alta — $\alpha = .73$ —, pero las de sus valores fueron bajas, variando de .67 —desinhibición— a .49 —búsqueda de excitación—, de ahí que sólo se emplea la puntuación total. Precisamente varios estudios recomiendan emplear sólo la puntuación total por falta de consistencia o problemas en la replicación de los factores (Aluja, A. Ó García y L. García, 2004; Birenbaum, M. e I. Montag, 1987; Carretero, H. y J. Salinas, 2008; Loas, G. et al, 2001; Zuckerman, M., S. Zuckerman y H. Zuckerman, 1978).

La escala de deseabilidad social presenta una consistencia interna alta de .78, .69 para autoengaño y .70 para manejo de la impresión, por lo que se consideran ambos factores.

Las distribuciones de la puntuación total de la Escala de Búsqueda de Sensaciones — $Z_{K-S} = 0.98$, $p = .29$ —, de la Deseabilidad social — $Z_{K-S} = 0.61$, $p = .85$ — y sus factores de manejo de la impresión — $Z_{K-S} = 0.57$, $p = .90$ — y autoengaño — $Z_{K-S} = 0.55$, $p = .93$ — se ajustaron a una curva normal. Considerando la normalidad de la puntuación total de la

Escala de Conducta Disocial en esta muestra, se opta por calcular las correlaciones por el coeficiente r de Pearson.

En la muestra conjunta de hombres y mujeres, el puntaje total de la escala ECODI27 presenta correlación significativa con el puntaje total de deseabilidad social — $r = .44$, $p < .01$ — y sus dos factores, donde la relación más fuerte es con el manejo de la impresión — $r = .52$, $p < .01$ — que con autoengaño — $r = .15$, $p = .04$ —. Cuanto más se reconocen rasgos disociales, mayor es la sinceridad; cuanto menos se reconocen, hay un mayor manejo de la impresión. La varianza compartida con manejo de la impresión es de 27 por ciento. En la muestra de hombres, la correlación con autoengaño no es significativa, siéndolo claramente en la muestra de mujeres, pero la correlación con manejo de la impresión es más alta que en mujeres. La correlación también es moderada con búsqueda de sensaciones, compartiendo 25 por ciento de la varianza. A más rasgos de búsqueda de sensaciones, más rasgos de conducta disocial. Las correlaciones con búsqueda de sensaciones son mayores en los hombres que en las mujeres (cuadro 7).

Discusión

Por análisis factorial exploratorio se reproduce con bastante exactitud la estructura esperada (Moral, J. y M. Pacheco, 2010), ya que se definen seis factores por el criterio de Kaiser que corresponden a los pronosticados. Sólo dos ítems de Travesuras pasan a Pleitos, sin cambiar la interpretación de ambos factores: 20 —“es divertido observar cuando los compañeros se pelean”— y 21 —“es divertido hacer ruido y alboroto en un lugar cuando está todo en silencio”—. Tanto si se pasan al factor de Pleitos como si se mantienen en su factor original, contribuyen a la consistencia interna. Así, considerando los valores altos de consistencia interna — $\alpha \geq .70$ — y los valores adecuados de los índices de ajuste por análisis factorial confirmatorio, se recomienda el empleo de la definición original de factores, sin eliminar ningún ítem. Se empleó la técnica de Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS) para la estimación de la función de discrepancia por la desviación de la normalidad de los ítems, indicada por el coeficiente de curtosis multivariada de Mardia

mayor a 70 —145.20—. Precisamente Mínimos Cuadrados Generalizados es una técnica más robusta a dicha condición que Máxima Verosimilitud (ML) (Moral, J., 2006). Si se hubiese optado por la técnica de Mínimos Cuadrados Ordinales (OLS), que está libre de asunciones de normalidad y continuidad (Moral, J., 2006), el ajuste del modelo original (6F-27-Orig.) sería bueno — $FD = 1.48 < 2$, $RMS\ SR = .06 < .08$, $GFI = .97$, $AGFI = .96$, $NFI = .95$, $NNFI = CFI = 1 \geq .95$ —.

En esta muestra de adolescentes nicolaítas que viven en dos colonias con alto índice de pandillerismo y delitos, como en las muestras de infractores, aparece distribución normal en la puntuación total del ECODI27; incluso en los factores de Pleitos y Travesuras, además de que el promedio — $M = 93.94$, $DE = 21.11$ — es intermedio entre el de los estudiantes de ambos sexos — $M = 107.14$, $DE = 36.69$ — y varones infractores — $M = 83.42$, $DE = 26.22$ —, aunque ligeramente más próximos a infractores. Esto nos sugiere que la conducta disocial es común y un rasgo adaptativo en un ambiente violento y conflictivo. Con el punto de corte sugerido de 85 (Pacheco, M. y J. Moral, 2010), habría un 35 por ciento de casos de conducta disocial frente a 50 por ciento en infractores y 9 por ciento en estudiantes, lo cual refleja lo adecuado del punto de corte propuesto.

Debe señalarse que la distribución del factor de Travesuras no sólo se ajusta a la normalidad, sino que también sus ítems presentan una tendencia central hacia valores bajos o de conformidad con los rasgos disociales frente a los restantes ítems, cuya tendencia es hacia valores altos o de disconformidad. Esto indica que las bromas pesadas, el albur y el reírse de los demás son prácticas sociales comunes, aprendidas de los hermanos mayores, pares y padres.

En el estudio de Moral y Pacheco —en prensa—, el sesgo con deseabilidad social fue mínimo y no se recomendaba como necesario su control. Dicho estudio se realizó en estudiantes de media superior e infractores bajacalifornianos. Al estudiar a adolescentes de colonias con índices altos de pandillerismo y delincuencia, el sesgo es muy marcado y sí requiere su control. Este sesgo lo determina sobre todo el manejo de la impresión; también

toma peso el autoengaño en mujeres. Debe señalarse que este resultado de sesgo es usual ante este tipo de escalas de autorreporte (Eysenck, H. y S. Eysenck, 1997; Echeburúa E. y J. Fernández, 2006). En la presente muestra, si las correlaciones se estiman entre los adolescentes, no-casos — $PT > 85$ —, los valores descienden considerablemente—.17 para la puntuación total, -.01 para autoengaño y .25 para manejo de la impresión—; sin embargo, si se estiman entre los casos — $PT \leq 85$ — las correlaciones son altas: .39 para la puntuación total, .25 para autoengaño y .36 para manejo de la impresión. Consecuentemente, en estudios de replicación futuros se espera que entre adolescentes escolarizados o entre aquellos que trabajan el sesgo sea pequeño; entre adolescentes con problemas de conductas o drogas se pronostica que sea alto. Esto nos indica que la deshonestidad tiene gran varianza entre los infractores y adolescentes con conductas disruptivas; la varianza es menor entre los no-casos.

La correlación moderada con búsqueda de sensaciones proporciona una evidencia de validez de la escala ECODI-27. El adolescente extrovertido, sobre todo aquél que se aburre fácilmente, requiere de estímulos novedosos y sensaciones fuertes para excitarse y muestra mucha desinhibición, por lo que es probable que incurra en conflictos con las normas, la autoridad y esté más tentado a probar drogas y tener conductas sexuales de riesgo si se dan las oportunidades (Chico-Librán, E., 2000). Así la varianza compartida entre búsqueda de sensaciones y conducta disocial es de un cuarto, como también aparece en otros estudios (Tromp, N. y H. Koot, 2010; Zuckerman, M. y M. Kuhlman, 2000). La correlación del ECODI-27 es mucho mayor con búsqueda de sensaciones que con extroversión, ya que el primer concepto es más específico al campo semántico de la conducta disocial y la personalidad psicopática (Zuckerman, M. y M. Kuhlman, 2000).

La diferencia de género es una de las regularidades mejor establecidas en los problemas de conducta, control de impulso y adicciones (American Psychiatry Association, 2000; López, C. et al, 2009; Medina-Mora, M. et al, 2003); lo corrobora la escala ECODI-27, con 45 por ciento de casos en hombres y 26 por ciento en mujeres, proporcionando otra evidencia de validez de la escala.

Con la limitación de que los datos son extrapolables a la población de las dos colonias estudiadas y deben manejarse como hipótesis en otras poblaciones afines de colonias con altos índices de pandillerismo y delitos —además de la naturaleza de autorreporte de estos datos—, se concluye que la estructura de seis factores correlacionados se reproduce en esta población de adolescentes con valores de ajuste adecuados y consistencia interna altos; se observa una distribución normal y un promedio próximo al de población de infractores, donde el porcentaje de casos de conducta disocial es alto, un tercio, dentro de lo esperado, resultando válido el punto de corte de 85 propuesto por María Elena Pacheco y José Moral (2010); asimismo, se constata la diferencia de género y se halla validez concurrente con búsqueda de sensaciones. Por lo tanto, la escala ECODI27 parece un instrumento confiable y válido. Se sugiere su uso y estudio en otras muestras poblacionales en México, en otros países hispanoparlantes e incluso en población hispana estadounidense.

Finalmente, el alto porcentaje de casos en hombres, próximos al de menores infractores, así como el porcentaje de un cuarto en mujeres, indican la necesidad de intensificar los programas socioeconómicos y psicosociales de intervención en estas dos colonias por parte de las autoridades municipales para bajar el índice delictivo. Igualmente, la normalidad y alta conformidad del factor de Travesuras deberían generar una crítica interna hacia las prácticas de convivencia en México. Como señala Octavio Paz (2008: 239), “una de las razones de nuestra incapacidad para la democracia es nuestra correlativa incapacidad crítica”.

Bibliografía

Aluja, Antón; García, Óscar y Luis García (2004). "Exploring the Structure of Zucherman's Sensation Seeking Scale, Form V, in a Spanish Sample", *Psychological Reports*, vol. 95, núm. 2, pp. 338-344.

Alvarado, Ramón (2009), "La construcción de la identidad de los estudiantes de bachillerato en Sinaloa", en Consejo Mexicano de Investigación en Psicología Educativa (ed.), *Memoria electrónica del X Congreso Nacional de Investigación Educativa*, México, Consejo Mexicano de Investigación en Psicología Educativa, pp. 1-11.

American Psychiatry Association (2000). *Diagnostic and Statistical Manual of Mental Disorders*, 4th edition, text revision (DSM-IV-TR), Washington, DC, APA.

American Psychological Association (2002). "Ethical Principles of Psychologists and Code of Conduct", *American Psychologist*, vol. 57, núm. 12, pp. 1060-1073.

Birenbaum, Menucha e Itzhak Montag (1987). "On the Replicability of the Factorial Structure of the Sensation Seeking Scale", *Personality and Individual Differences*, vol. 8, núm. 3, pp. 403-408.

Carretero, Hugo y José Salinas (2008). "Using a Structural Equation Model to Assess the Equivalence Between Assessment Instruments: the Dimension of Sensation Seeking as Measured by Zuckerman's SSS-V and Arnett's AISS", *International Journal of Clinical and Health Psychology*, vol. 8, núm. 1, pp. 219-232.

Chico-Librán, Eliseo (2000). "Búsqueda de sensaciones", *Psicothema*, vol. 12, núm. 2, pp. 229-235.

Consejo Nacional de Población (2009). *Pirámides de población de México, 1970-2050*, México, Conapo.

Córdoba, Rober (2002). *Narcocultura en Sinaloa: simbología, transgresión y medios de comunicación*, tesis de doctorado, México, Universidad Nacional Autónoma de México.

Eysenck, Hans y Michael Eysenck (1985). *Personality and Individual Differences: A Natural Science Approach*, Nueva York, Plenum Press.

Eysenck, Hans y Sibil Eysenck (1997). *EPQ-R. Cuestionario de Personalidad de Eysenck-Revisado*, Madrid, TEA.

Echeburúa, Enrique y Javier Fernández (2006). "Uso y abuso de los autoinformes en la evaluación de los trastornos de personalidad", *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, vol.

11, núm. 1, pp. 1-12.

Hare, Robert (2003). *Hare Psychopathy Checklist-Revised (PCL-R). Technical Manual*, North Tonawanda, Nueva York, Multi-Health Systems.

Héau-Lambert, Catherine y Gilberto Giménez (2004). “La representación social de la violencia en la trova popular mexicana”, *Revista Mexicana de Sociología*, vol. 66, núm. 4, pp. 627-659.

Juárez, Francisco; Villatoro, Jorge; Gutiérrez, María; Fleiz, Clara y María Medina-Mora (2003). “Tendencias de la conducta antisocial en estudiantes del Distrito Federal: Mediciones 1997-2003”, *Salud Mental*, vol. 28, núm. 3, pp. 60-68.

Klinterberg, Britt ; Hum, Kristina y Daisy Schalling (2009). “Personality and Psychopathy of Males with a History of Early Criminal Behavior”, *European Journal of Personality*, vol. 6, núm. 4, pp. 245-266.

Loas, Gwenolé; Verrier, Annie; Flament, Martine; Perez, Pérez; Corcos, Maurice; Halfon, Oliver; Lang, Lang; Bizouard, Paul; Venisse, Jean-Luc; Guelfi, Julien y Philippe Jeammet (2001). “Factorial Structure of the Sensation-Seeking Scale-Form V: Confirmatory Factorial Analyses in Nonclinical and Clinical Samples”, *Canadian Journal of Psychiatry*, vol. 46, núm. 9, pp. 850-855.

López, Concepción; Castro, Maravillas; Alcántara, Mavi; Fernández, Visitación y José López (2009). “Prevalencia y características de los síntomas externalizantes en la infancia. Diferencias de género”, *Psicothema*, vol. 21, num. 3, pp. 353-358.

Medina-Mora, María, Borges, Guilherme; Lara, Carmen; Benjet, Corina; Blanco, Jerónimo; Fleiz, Clara; Villatoro, Jorge; Rojas, Estela; Zambrano, Joaquín; Casanova, Leticia y Sergio Aguilar-Gaxiola (2003). “Prevalencia de trastornos mentales y usos de servicios: resultados de la encuesta nacional de epidemiología psiquiátrica en México”, *Salud Mental*, vol. 26, núm. 4, pp. 1-16.

Moral, José (2006). “Análisis factorial confirmatorio”, en René Landero y Mónica Teresa González (eds.), *Estadística con SPSS y metodología de la investigación*, México, Trillas, pp. 445-528.

Moral, José, García, Cirilo y César Antona (2010). “Adaptación del inventario balanceado de respuestas socialmente deseables en población universitaria mexicana”, enviado para su publicación.

Moral, José y María Pacheco (en prensa), “Propiedades psicométricas de una Escala de Conducta Disocial en adolescentes del noreste de México”, *Revista Mexicana de Psicología*, vol. 28, núm 1.

Moral, José y María Pacheco (2010). "Consistencia interna y validación de la estructura factorial de la Escala de Conducta Disocial (ECODI27) en tres muestras distintas", *Anuario de Psicología Jurídica*, vol. 20, pp. 15-29.

Morris, Stephen (1999). "Corruption and the Mexican Political System: Continuity and Change", *Third World Quarterly*, vol. 20, núm. 3, pp. 623-643.

Ovalle, Lilia (2005). "Entre la indiferencia y la satanización. Representaciones sociales del narcotráfico desde la perspectiva de los universitarios de Tijuana", *Culturales*, vol. 1, núm. 2, pp. 63-89.

Pacheco, María y José Moral (2010). "Distribución, punto de corte y validez de la Escala de Conducta Disocial (ECODI27)", *Revista Mexicana de Orientación Educativa (REMO)*, vol. 7, núm. 18, pp. 7-16.

Paulhus, Delroy y Douglas Reid (1991). "Enhancement and Denial in Socially Desirable Responding", *Journal of Personality and Social Psychology*, vol. 60, núm. 2, pp. 307-317.

Paulhus, Delroy (1998). *Manual for Balanced Inventory of Desirable Responding: version 7. (BIDR-7)*, Toronto, Multi-Health Systems.

Paz, Octavio (2008). *El laberinto de la soledad*, 2a ed., México, Fondo de Cultura Económica.

Pérez, Jorge y Rafael Torrubia (1986). "Fiabilidad y validez de la versión española de la Escala de Búsqueda de Sensaciones, Forma V", *Revista Latinoamericana de Psicología*, vol. 18, núm. 1, pp. 7-22.

Presidencia Municipal de San Nicolás de los Garza (2009). *Datos demográficos del entorno urbano*, San Nicolás de los Garza, Presidencia Municipal de San Nicolás de los Garza.

Thrusfield, Michael; Ortega, Carmelo; de Blas, Ignacio; Noordhuizen, Jos y Klaas Frankena (2001). "Win Episcopa 2.0. Improved Epidemiological Software for Veterinary Medicine", *The Veterinary Record*, vol. 148, núm. 18, pp. 567-572.

Transparencia Mexicana (2007). *Índice nacional de corrupción y buen gobierno*. Disponible en <http://www.transparenciamexicana.org.mx/ENCBG/> (recuperado el 5/10/2009).

Tromp, Noor y Hans Koot (2010). "Dimensions of Normal and Abnormal Personality: Elucidating DSM-IV Personality Disorder Symptoms in Adolescents", *Journal of Personality*, vol. 78, núm. 3, pp. 839-864.

Zuckerman, Marvin (2002). "Zuckerman-Kuhlman Personality Questionnaire (ZKPQ): An Alternative Five-Factorial Model", en Boele de Raad, y Marco Perugini (eds.), *Big Five Assessment*, Seattle, Hogrefe y Huber Publishers, pp. 377-396.

Zuckerman, Marvin; Eysenck, Sibil y Hans Eysenck (1978). "Sensation Seeking in England and America: Cross-cultural, Age, and Sex Comparisons", *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, vol. 46, núm. 1, pp. 139-149.

Zuckerman, Marvin y Michael Kuhlman (2000). "Personality and Risk-Taking: Common Biosocial Factors", *Journal of Personality*, vol. 68, núm. 6, pp. 999-1029.

Anexos

Indique en qué grado está conforme con cada unas de las siguientes afirmaciones como descriptoras de su conducta habitual

TA	BA	nAnD	BD	TB
Totalmente de acuerdo	Bastante de acuerdo	Ni de acuerdo ni en desacuerdo	Bastante en desacuerdo	Totalmente en desacuerdo
Afirmaciones descriptoras de su conducta habitual				
Conformidad				
1. Me gusta participar en pleitos	TA	BA	nAnD	BD TD
2. Frecuentemente he tenido que pelear para defenderme	TA	BA	nAnD	BD TD
3. He pensado dejar la escuela	TA	BA	nAnD	BD TD
4. Quiero abandonar la escuela	TA	BA	nAnD	BD TD
5. Alguna vez he robado sin que nadie se de cuenta.	TA	BA	nAnD	BD TD
6. Es muy emocionante correr en auto a exceso de velocidad.	TA	BA	nAnD	BD TD
7. Me gusta participar en alguna que otra travesura.	TA	BA	nAnD	BD TD
8. He participado en pequeños robos solo por experimentar que se siente.	TA	BA	nAnD	BD TD
9. No me dejo de los adultos cuando siento que no tienen la razón.	TA	BA	nAnD	BD TD
10. Trato de desafiar a los profesores que han sido injustos conmigo.	TA	BA	nAnD	BD TD
11. Cuando creo que los adultos no tienen la razón los desafío a que me demuestren lo contrario	TA	BA	nAnD	BD TD
12. Alguna vez he participado en grafiti con mis amigos.	TA	BA	nAnD	BD TD
13. Me emociona subir a edificios muy altos para grafitear.	TA	BA	nAnD	BD TD
14. El grafiti es un arte que todos los jóvenes deben expresar.	TA	BA	nAnD	BD TD
15. Cuando estoy aburrido en clase, inicio algún tipo de movimiento para divertirme (ruido, tirar objetos, hacer carrilla).	TA	BA	nAnD	BD TD
16. Siento que a veces no puedo controlar mi impulso de hacer alguna travesura.	TA	BA	nAnD	BD TD
17. Alguna vez le quité dinero a alguien más débil o menor que yo, solo por hacerlo.	TA	BA	nAnD	BD TD
18. He participado en robos.	TA	BA	nAnD	BD TD
19. Cuando me ofenden respondo inmediatamente y si es necesario hasta con golpes.	TA	BA	nAnD	BD TD
20. Es divertido observar cuando los compañeros se pelean.	TA	BA	nAnD	BD TD
21. Es divertido hacer ruido y alboroto en un lugar cuando está todo en silencio.	TA	BA	nAnD	BD TD
22. Es necesario andar armado porque estás expuesto a que en cualquier momento te puedan agredir.	TA	BA	nAnD	BD TD
23. Cuando me agreden respondo inmediatamente con golpes.	TA	BA	nAnD	BD TD
24. En algunas ocasiones me he visto involucrado en robo a casas ajenas.	TA	BA	nAnD	BD TD
25. Es fácil tomar cosas ajenas porque las personas son descuidadas con sus objetos.	TA	BA	nAnD	BD TD
26. Me gusta planear robos.	TA	BA	nAnD	BD TD
27. He estado involucrado en actividades que dañan la propiedad ajena como, autos, casas, edificios públicos y objetos.	TA	BA	nAnD	BD TD

Figura 1. Escala de Conducta Disocial de 27 ítems.

Cuadro 1. Tendencia central, dispersión y forma de la distribución y consistencia de los ítems

Ítem	Tendencia central y dispersión					Asimetría			Curtosis			K-S		r_c
	<i>R</i>	<i>Mdn</i>	<i>Mo</i>	<i>M</i>	<i>DE</i>	<i>Sk</i>	Cor.	Nor.	<i>K</i>	Cor.	Nor.	<i>Z</i>	<i>p</i>	
1	1-5	3	5	3.38	1.43	-0.29	-0.29	-1.68	-1.17	-1.17	-3.39	3.03	.00	.62
2	1-5	3	1	2.75	1.57	0.24	0.25	1.42	-1.44	-1.45	-4.19	2.97	.00	.50
3	1-5	5	5	3.92	1.43	-1.00	-1.01	-5.82	-0.42	-0.40	-1.23	4.56	.00	.41
4	1-5	5	5	4.08	1.33	-1.24	-1.25	-7.21	0.24	0.27	0.68	4.90	.00	.45
5	1-5	5	5	4.05	1.35	-1.18	-1.19	-6.84	0.01	0.04	0.04	4.88	.00	.58
6	1-5	3	5	3.04	1.55	-0.02	-0.02	-0.10	-1.47	-1.48	-4.27	2.54	.00	.45
7	1-5	2	1	2.61	1.36	0.42	0.43	2.47	-0.97	-0.96	-2.80	2.61	.00	.48
8	1-5	5	5	4.22	1.28	-1.55	-1.57	-9.02	1.14	1.20	3.30	5.42	.00	.52
9	1-5	2	1	2.47	1.42	0.57	0.58	3.32	-0.97	-0.97	-2.83	2.84	.00	.44
10	1-5	3	5	3.02	1.53	0.04	0.04	0.24	-1.45	-1.46	-4.22	2.55	.00	.59
11	1-5	3	5	2.99	1.48	0.03	0.04	0.20	-1.35	-1.35	-3.92	2.20	.00	.48
12	1-5	4	5	3.29	1.70	-0.28	-0.29	-1.64	-1.63	-1.64	-4.74	3.61	.00	.60
13	1-5	5	5	4.04	1.40	-1.18	-1.18	-6.82	-0.10	-0.07	-0.29	5.08	.00	.48
14	1-5	3	3	3.05	1.49	-0.06	-0.06	-0.33	-1.32	-1.33	-3.84	2.30	.00	.28
15	1-5	3	1	2.77	1.54	0.27	0.27	1.57	-1.38	-1.39	-4.02	0.67	.75	.59
16	1-5	3	1	2.86	1.48	0.14	0.14	0.79	-1.36	-1.36	-3.93	2.95	.00	.56
17	1-5	5	5	4.11	1.31	-1.30	-1.31	-7.56	0.35	0.39	1.03	1.11	.17	.53
18	1-5	5	5	4.27	1.24	-1.52	-1.53	-8.81	0.94	0.99	2.72	0.90	.40	.60
19	1-5	2	1	2.10	1.30	1.01	1.02	5.88	-0.06	-0.03	-0.18	4.13	.00	.40
20	1-5	2	1	2.39	1.36	0.58	0.59	3.38	-0.82	-0.81	-2.39	2.09	.00	.57
21	1-5	3	1	3.00	1.51	-0.00	-0.00	-0.00	-1.41	-1.42	-4.11	1.44	.03	.55
22	1-5	5	5	3.87	1.40	-0.89	-0.90	-5.18	-0.58	-0.57	-1.70	2.52	.00	.49
23	1-5	3	5	3.30	1.50	-0.28	-0.29	-1.64	-1.32	-1.32	-3.83	2.27	.00	.58
24	1-5	5	5	4.62	1.00	-2.77	-2.79	-16.10	6.60	6.79	19.14	4.84	.00	.39
25	1-5	5	5	4.25	1.16	-1.53	-1.54	-8.89	1.42	1.49	4.12	5.70	.00	.54
26	1-5	5	5	4.54	1.07	-2.41	-2.43	-13.99	4.65	4.80	13.49	3.71	.00	.48
27	1-5	5	5	4.19	1.36	-1.47	-1.48	-8.52	0.64	0.68	1.85	3.10	.00	.52

Cor. Corregida y Nor. Normalizada. K-S: Prueba de Kolmogorov-Smirnov de ajuste a una curva normal, r_c : correlación del ítem con la suma de los 26 restantes o correlación corregida.

Cuadro 2. Matriz de patrones y consistencia interna de los factores

Ítems	C1	C2	C3	C4	C5	C6
24 En algunas ocasiones me he visto involucrado en robo a casas ajenas	.84	-.20	-.05	.08	.11	-.13
25 Es fácil tomar cosas ajenas, porque las personas son descuidadas con sus objetos	.81	.00	.11	-.22	.07	.00
26 Me gusta planear robos	.75	.01	-.03	.13	-.11	.14
18 He participado en robos	.73	.09	-.36	.09	.17	.05
5 Alguna vez he robado sin que nadie se dé cuenta	.69	.03	.31	-.05	-.15	-.04
27 He estado involucrado en actividades que dañan la propiedad ajena como autos, casa, edificios públicos	.60	.12	.23	-.13	-.03	-.06
8 He participado en pequeños robos sólo por experimentar que se siente	.52	-.04	.14	.22	-.22	.16
17 Alguna vez le quité dinero a alguien más débil o menor que yo sólo por hacerlo	.32	.25	-.22	.15	.12	.22
23 Cuando me agreden, respondo inmediatamente con golpes	.13	.82	-.03	.01	-.11	-.06
2 Frecuentemente he tenido que pelear para defenderme	-.08	.76	-.03	.17	-.07	-.06
19 Cuando me ofenden, respondo inmediatamente	-.14	.64	-.13	-.09	.27	.06
20 Es divertido observar cuando los compañeros se pelean	-.07	.59	.23	-.07	.13	-.02
1 Me gusta participar en pleitos	.05	.53	.23	.11	-.10	.05
22 Es necesario andar armado porque estás expuesto a que en cualquier momento te puedan agredir	.35	.48	-.06	-.11	.16	-.13
21 Es divertido hacer ruido y alboroto en un lugar cuando está todo en silencio	.00	.30	.19	-.06	.25	.19
7 Me gusta participar en alguna que otra travesura	.05	-.01	.89	-.10	.05	-.18
16 Siento que a veces no puedo controlar mi impulso	.09	-.11	.75	.02	.11	.02
6 Es muy emocionante correr en auto a exceso de velocidad	-.01	.11	.70	-.09	.07	-.11
15 Cuando estoy aburrido en clase, inicio algún tipo de movimiento para divertirme (tirar objetos, hacer burla)	-.17	.04	.45	.27	.21	.20
3 He pensado dejar la escuela	-.03	.10	-.04	.97	.00	-.21
4 Quiero abandonar la escuela	.05	-.03	-.09	.95	.06	-.08
9 No me dejo de los adultos cuando siento que no tienen la razón	.00	.21	.00	-.03	.76	-.10
11 Cuando siento que los adultos no tienen la razón, los desafío a que me demuestren lo contrario	-.01	-.09	.21	.01	.73	.10
10 Trato de desafiar a los profesores que han sido injustos conmigo	.10	-.16	.19	.33	.57	.08
14 El grafiti es una arte que todos los jóvenes deben Expresar	-.08	-.00	-.24	-.17	.08	.90
13 Me emociona subir a edificios muy altos para grafitear	.18	-.15	-.00	-.17	.02	.89
12 Alguna vez he participado en grafiti con mis amigos	-.09	.29	.16	.11	-.20	.59
Suma de las saturaciones al cuadrado (61.50%)	5.95	5.93	5.22	4.16	3.35	4.68
Número de ítems	8	7	4	2	3	3
Alfa de Cronbach	.86	.80	.76	.91	.76	.70
Coefficiente de correlación interclase	.44	.37	.44	.84	.51	.44
<i>F</i>	7.43	5.09	4.16	11.37	4.12	3.35
<i>gl1</i>	201	201	201	201	201	201
<i>gl2</i>	1407	1206	603	201	402	402
<i>P</i>	.00	.00	.00	.00	.00	.00

Método de extracción: Componentes Principales. Rotación: Promax. Convergió en siete iteraciones.

Componentes factoriales: C1: Robo y vandalismo, C2: Pleitos y armas, C3: Travesuras, C4: Abandono escolar, C5: Conducta opositora desafiante y C6: Grafiti.

Cuadro 3. Correlaciones entre los seis componentes factoriales

Componentes	C1	C2	C3	C4	C5	C6
C1	1					
C2	.41	1				
C3	.37	.52	1			
C4	.44	.34	.32	1		
C5	.17	.37	.30	.23	1	
C6	.41	.53	.45	.35	.23	1

Componentes factoriales: C1: Robo y vandalismo; C2: Pleitos y armas; C3: Travesuras; C4: Abandono escolar; C5: Conducta opositora desafiante; y C6: Grafiti.

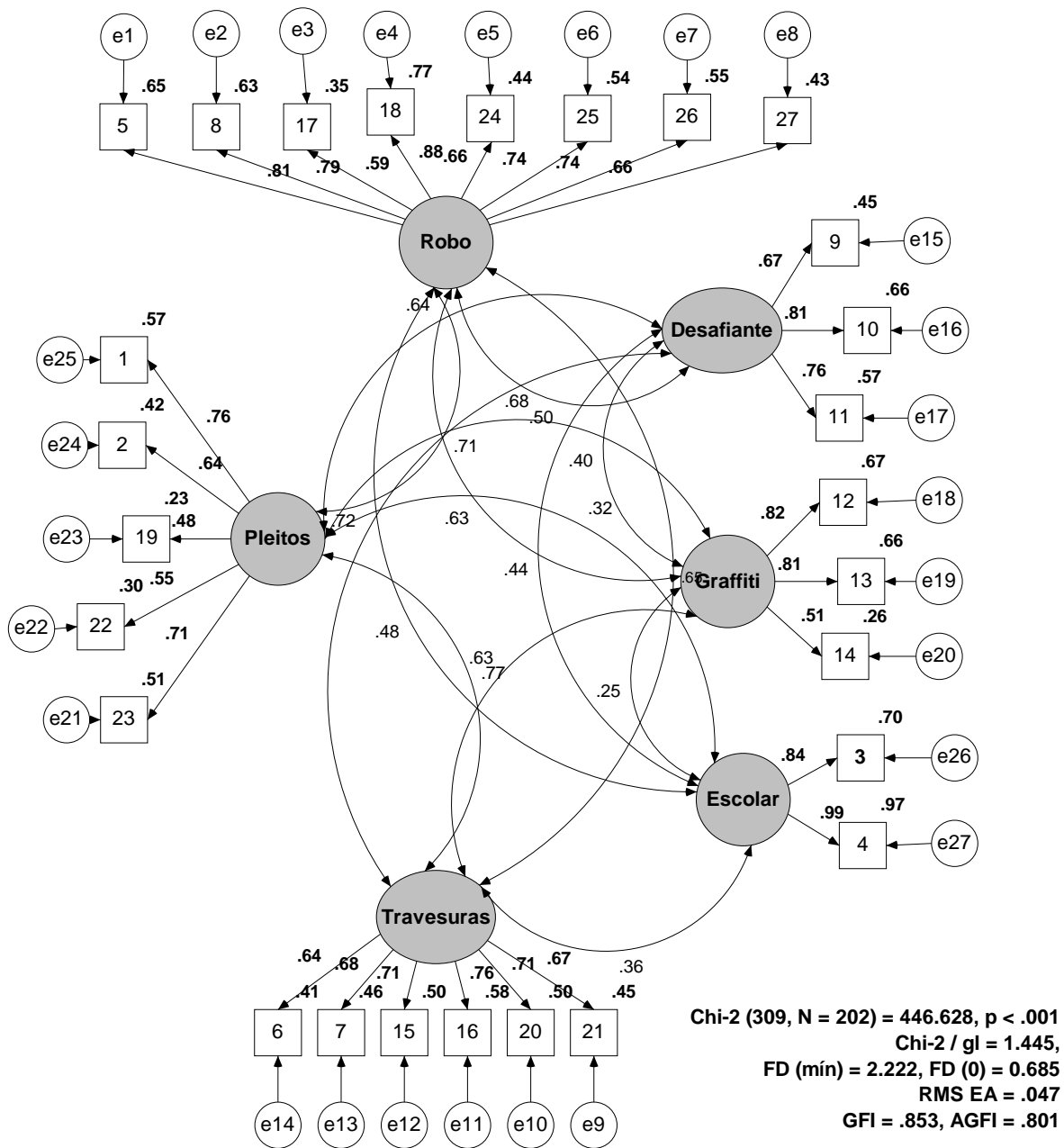


Figura 2. Parámetros estandarizados del modelo de seis factores correlacionados con los 27 ítems originales (estimados por Mínimos Cuadrados Generalizados, GLS).

Cuadro 4. Índices de ajuste por Mínimos Cuadrados Generalizados (GLS)

Índices de ajuste	Modelos		
	6F-27-Orig.	6F-27-Expl.	6F-23-Orig.
<i>FD</i>	2.22	2.22	1.58
χ^2	446.63	445.58	318.13
<i>Gl</i>	309	309	215
χ^2/gl	1.44	1.44	1.48
<i>P</i>	.00	.00	.00
<i>RMS SR</i>	.07	.07	.06
<i>PNCP</i>	0.68	0.68	0.51
<i>RMS EA</i>	.05	.05	.05
<i>GFI</i>	.85	.85	.86
<i>AGFI</i>	.80	.80	.82

Modelos: *6F-27-Orig*: Robo y vandalismo —5, 8, 17, 18, 24, 25, 26 y 27—; Pleitos y armas —1, 2, 19, 22 y 23—; Travesuras —6, 7, 15, 16, 20 y 21—; Abandono escolar —3 y 4—; Conducta opositora desafiante —9, 10 y 11— y Grafiti —12, 13 y 14—. *6F-27-Expl.*: Robo y vandalismo —5, 8, 17, 18, 24, 25, 26 y 27—; Pleitos y armas —1, 2, 19, 20, 21, 22 y 23—; Travesuras —6, 7, 15 y 16—; Abandono escolar —3 y 4—; Conducta opositora desafiante —9, 10 y 11— y Grafiti —12, 13 y 14—. *6F-23-Orig*: Robo y vandalismo —5, 8, 18, 24, 25, 26 y 27—; Pleitos y armas —1, 2 y 23—; Travesuras —6, 7, 15, 16, 20 y 21—; Abandono escolar —3 y 4—; Conducta opositora desafiante —9, 10 y 11— y Grafiti —12 y 13—.

Cuadro 5. Distribución y ajuste a la normalidad de la puntuación total del ECODI27 y sus seis factores

	PT	F1	F2	F3	F4	F5	F6
<i>Min</i>	27	8	5	6	2	3	3
<i>Max</i>	127	40	25	30	10	15	15
<i>Mdn</i>	94	37	15	16	10	8	11
<i>M</i>	93.17	34.25	15.41	16.67	8.00	8.48	10.38
<i>DE</i>	20.94	7.05	5.06	6.30	2.64	3.64	3.65
<i>Sk</i>	-0.22	-1.49	-0.04	0.19	-1.13	0.22	-0.52
<i>C</i>	-0.41	1.85	-0.76	-0.60	0.03	-0.95	-0.86
<i>Z_{K-S}</i>	0.67	2.95	1.11	.90	4.13	1.44	2.09
<i>P</i>	.75	.00	.17	.40	.00	.03	.00

PT: Puntuación total del ECODI27, F1: Robo y vandalismo = $i5 + i8 + i17 + i18 + i24 + i25 + i26 + i27$; F2: Pleitos y armas = $i1 + i2 + i19 + i22 + i23$; F3: Travesuras = $i6 + i7 + i15 + i16 + i20 + i21$; F4: Abandono escolar = $i3 + i4$; F5: Oposicionismo desafiante = $i9 + i10 + i11$; y F6: Grafiti = $i12 + i13 + i14$. *EE* de *Sk* = 0.17, *EE* de *C* = 0.34.

Cuadro 6. Relación del género con el porcentaje de casos de conducta disocial

Conducta disocial (ECODI-27)	Género		Total
	Mujer	Hombre	
Sí (≤ 85)	23 25.6%	50 44.6%	73 36.1%
No (> 85)	67 74.4%	62 55.4%	129 63.9%
Total	90 100%	112 100%	202 100%

Cuadro 7. Correlaciones de ECODI-27 con BIRD-6 y SSS

Muestra		BIRD-6 (Deseabilidad social)			Escala de Búsqueda de Sensaciones
		Puntaje Total	Autoengaño	Manejo de la impresión	
Total	<i>r</i>	.44	.15	.52	-.50
	<i>p</i>	.00	.04	.00	.00
	<i>N</i>	194	194	194	194
Mujeres	<i>r</i>	.445	.257	.466	-.448
	<i>p</i>	.000	.020	.000	.000
	<i>N</i>	82	82	82	82
Hombres	<i>r</i>	.471	.175	.533	-.513
	<i>p</i>	.000	.065	.000	.000
	<i>N</i>	112	112	112	112