

Un Modelo Predictivo de Conducta Disocial por Análisis de Senderos

A Predictor Model of Dissocial Behavior by Path Analysis

José Moral de la Rubia y Humberto Ortiz Morales
Universidad Autónoma de Nuevo León, México

Resumen. Este trabajo tuvo como objetivos determinar un modelo predictivo de conducta disocial (ECODI27; Pacheco y Moral, 2010) con las variables de comunicación con los padres (PACS; Barnes y Olson, 1982), empatía (IRI; Davis, 1980), asertividad (RAS; Rathus, 1973), búsqueda de sensaciones (SSS-V; Zuckerman, Eysenck y Eysenck, 1978) y socialización de riesgo, tras parcializar manejo de impresión (BIDR-6; Paulhus, 1991). Se empleó una muestra probabilística de adolescentes que vivían en dos barrios con alto índice de pandillerismo (112 varones y 86 mujeres). Un tercio de los participantes mostró conducta disocial. Un modelo donde búsqueda de sensaciones, toma de perspectiva, comunicación con el padre y socialización de riesgo actuaban de forma directa y búsqueda de sensaciones correlacionaba con socialización marginal y comunicación con el padre presentó buen ajuste a los datos y explicó un tercio de la varianza de conducta disocial. Se insiste en la necesidad de intervención considerando este modelo.

Palabras clave: búsqueda de sensaciones, conducta disocial, empatía, manejo de la impresión social, socialización.

Abstract. The aims of this paper were to determinate a predictive model of dissocial behavior (ECODI27; Pacheco & Moral, 2010) with the variables of parent-adolescent communication (PACS; Barnes & Olson, 1982), empathy (IRI; Davis, 1980), asertivity (RAS; Rathus, 1973), sensation seeking (SSS-V; Zuckerman, Eysenck & Eysenck, 1978) and risk socialization (Social Relationship Questionnaire created for this study) after partializing impression management (BIDR-6; Paulhus, 1991). A probability sample of adolescents that lived in two neighborhoods with high indexes of gangs and offenses (112 male and 86 women) was collected. A third of the participants showed dissocial behavior. A model where the sensation seeking, perspective taking, father-adolescent communication and risk socialization acted in a way direct, and the sensation seeking correlated with marginal socialization and father-adolescent communication presented a good fit to the data and explained one thirds of the dissocial behavior variance. We insist on the need of intervention considering this model.

Keywords: dissocial behavior, empathy, sensation seeking, social impression management, socialization.

Introducción

El trastorno disocial se caracteriza por un patrón

La correspondencia sobre este artículo debe enviarse a los autores a la Facultad de Psicología, Universidad Autónoma de Nuevo León. c/Dr. Carlos Canseco 110. Col. Mitras Centro. C.P. 64460 Monterrey, Nuevo León, México. E-mail: jose_moral@hotmail.com, e-mail: injusan_humberto@hotmail.com

de comportamiento que viola los derechos básicos de los demás y reglas sociales que se espera que el niño o adolescente comprenda y respete en relación con su edad y capacidad intelectual. Su prevalencia en población general adolescente es del 6 al 16% en varones y del 2 y el 9% en mujeres (Asociación Psiquiátrica Americana [APA], 2000; Medina-Mora,

Borges, Lara, Benjet, Blanco, Fleiz, Villatoro, Rojas, Zambrano, Casanova y Aguilar, 2003).

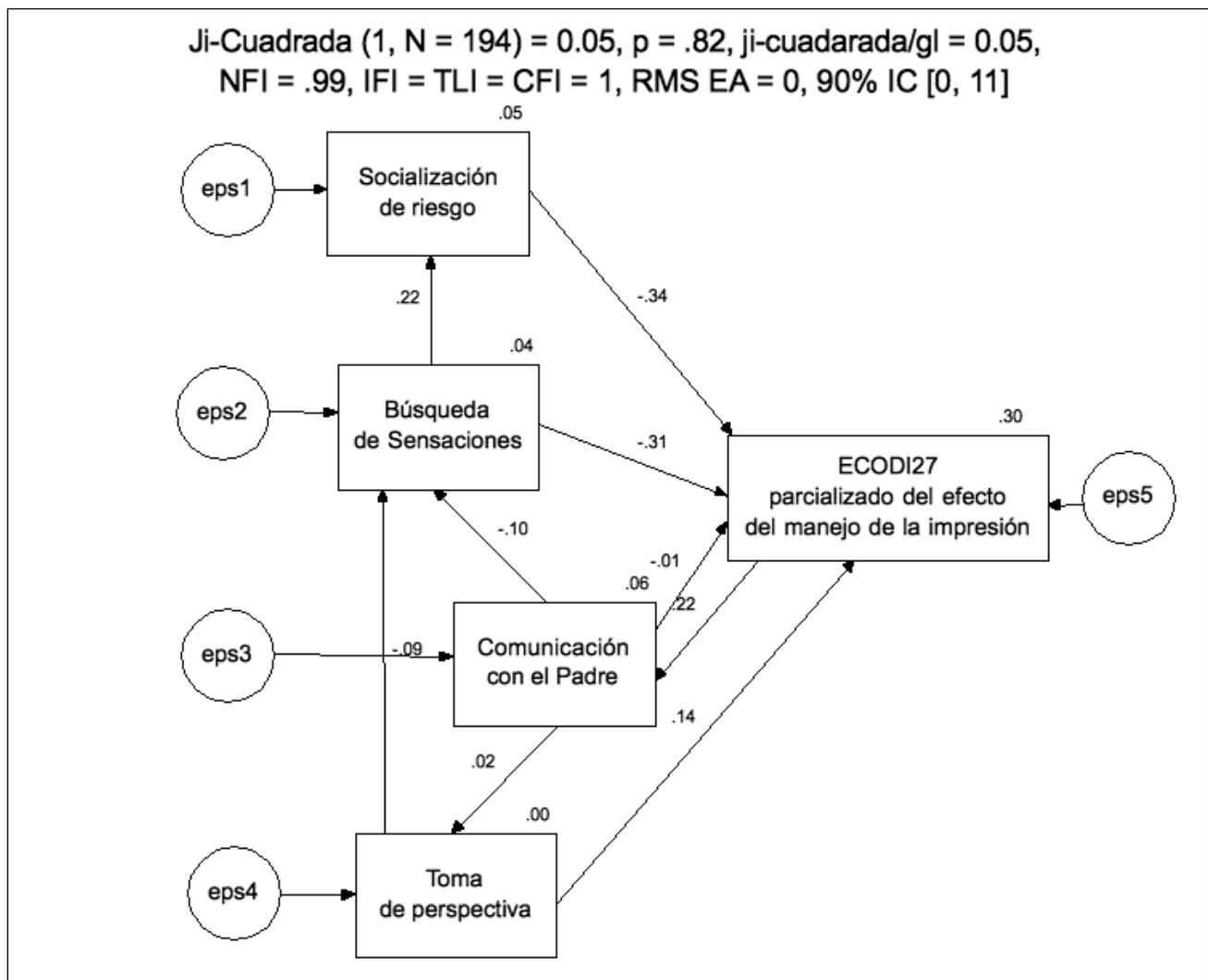
La conducta disocial se ha asociado con ausencia de miedo, búsqueda de sensaciones e impulsividad (Casullo y Castro, 2002; Herrero, Ordoñez, Salas y Colom, 2002; Raine, 2002), fracaso escolar (Juárez, Villatoro, Gutiérrez, Fleiz y Medina, 2003), ausencia de comunicación con los padres (Jiménez, Murgui y Estevez, 2007), deficiente calidad de la supervisión de los padres (Vanderschueren y Lunecke, 2004), déficit de empatía (Muñoz, Navas y Graña, 2005), falta de asertividad y autoconcepto negativo (Sprague y Walker, 2000), pandillas en el barrio (Mobilli y Rojas, 2006) y violencia escolar (Merrell, Buchanan y Tran, 2006), entre otros factores de riesgo.

Sobral, Romero, Luengo y Marzoa (2000) sugieren que la empatía tiene un papel mediador de los

efectos de variables temperamentales, como la búsqueda de sensaciones e impulsividad, y es fomentada por un vínculo seguro y una comunicación abierta con los padres; asimismo, Romero, Luengo y Gómez (2000) remarcan que la conducta disocial ejerce efectos negativos de vuelta sobre sus determinantes, contribuyendo a debilitar los vínculos con la familia y favoreciendo una implicación cada vez mayor con amigos pandilleros o delincuentes.

Considerando que el autorreporte de conducta disocial está afectado por el manejo de impresión social (Echeburúa y Fernández, 2006), el presente estudio tiene como objetivos contrastar un modelo donde comunicación con los padres, búsqueda de sensaciones, socialización de riesgo y empatía predicen conducta disocial, aparte la comunicación con los padres predicen empatía y búsqueda de sensaciones,

Figura 1. Modelo 1 estandarizado de conducta disocial



la búsqueda de sensaciones predice socialización de riesgo y la conducta disocial predice una comunicación negativa con los padres (véase Figura 1).

Método

Participantes

Se obtuvo una muestra probabilística estratificada por género en dos barrios con alto índice de pandillismo y delincuencia, ubicados en San Nicolás de los Garza, Nuevo León, México (Lagos de Chapultepec y Paseo del Nogalar). Participaron 112 hombres y 86 mujeres ($N = 198$). El barrio Paseo del Nogalar cuenta con unas 1,003 viviendas familiares y su censo poblacional registra 4,198 habitantes; el barrio Lagos de Chapultepec cuenta con aproximadamente 365 viviendas (Secretaría de Desarrollo Humano de la Presidencia Municipal de San Nicolás de los Garza, 2009). No existe un censo oficial de habitantes. Si se toma como promedio entre 4 y 5 personas por vivienda, el total de habitantes sería 1,642. La población objeto de estudio son adolescentes de ambos sexos con edades de 14 a 17 años, lo que representa el 8% de la población (Consejo Nacional de Población [CONAPO], 2009). La suma de la población de ambos barrios es 5,840. El 8% sería 467. El porcentaje de conducta disocial en población de adolescentes escolarizados para ambos sexos sería de 9% y en menores infractores del 50% (APA, 2000). En un barrio con mucho abandono escolar, pandillas y delincuencia juvenil el estimado puede ser intermedio, es decir, un tercio (33%). Considerando un intervalo de confianza del 95% y un error de estimación del 5%, el tamaño de muestra debería ser de 198, es decir, una fracción de muestreo de 42% (Win Episcopo 2.0; Thrusfield, Ortega, de Blas, Noordhuizen y Frankena, 2001). La tasa de rechazo al participar fue de 1 cada 12 en hombres y 1 cada 5 en mujeres, lo que dificultó el obtener 99 hombres y 99 mujeres, así se optó por una equivalencia estadística entre géneros ($\chi^2(1, N = 196) = 3.41, p = .06$).

Instrumentos

Escala de Conducta Disocial (ECODI27; Pacheco

y Moral, 2010). Es una escala tipo Likert de 27 ítems con rangos de 5 puntos cada uno (de 1 totalmente de acuerdo a 5 totalmente en desacuerdo). Todos están redactados en sentido de rasgos disociales. Las puntuaciones en la escala y sus seis 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. Los 27 ítems tienen una consistencia interna alta ($\alpha = .91$) y su puntuación total resulta estable a las 4 semanas ($r = .78$) (Pacheco y Moral, 2010).

El Inventario Balanceado de Respuestas Socialmente Deseables (BIDR-6; Paulhus, 1991, con la adaptación al español de Moral, García y Antona, 2011). Consta de dos factores: manejo de impresión (autopresentación deliberadamente mejorada ante los valores de una audiencia) y auto-engaño (tendencia a dar autorreportes honestos, pero sesgados de manera positiva). Está integrado por 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). 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 auto-engaño, de .75 a .86 para la escala de manejo de impresión y de .81 a .85 para los 40 ítems (Paulhus y Reid, 1991).

Escala de Búsqueda de Sensaciones (SSS-V; Zuckerman, Eysenck y Eysenck, 1978, con la adaptación al español de Pérez y Torrubia, 1986). Consta de 40 ítems. El instrumento proporciona una puntuación total y cuatro factores de 10 ítems cada uno: Búsqueda de emociones, Búsqueda de excitación, Desinhibición, así como Susceptibilidad al aburrimiento. La consistencia interna de la escala varía de .83 a .86 y la de sus factores de .56 a .82 (Zuckerman, et al., 1978).

Inventario de Asertividad de Rathus (RAS; Rathus, 1973, con la traducción al español de Caballo, 1997). Cuenta con 30 ítems. Evalúa el grado de acuerdo-desacuerdo en una escala de -3 (muy característico de mí) a +3 (muy poco característico de mí), sin punto intermedio, en relación con conductas de autoafirmación y defensa de los pro-

pios intereses, preferencias y opiniones. Su rango varía de 30 a 180 y su consistencia interna de .76 a .80 (Rathus, 1973).

El Índice de Reactividad Interpersonal (IRI; Davis, 1980, con la adaptación al español de Mestre, Frías y Samper, 2004). Se compone de 28 ítems con un rango de 1 (no me describe bien) a 5 (me describe muy bien) y cuatro factores: Fantasía ($\alpha = .70$), Preocupación empática ($\alpha = .65$), Malestar personal ($\alpha = .64$) y Toma de perspectiva ($\alpha = .56$). Su rango varía de 28 a 140. A mayor puntuación en la escala, se reporta mayor empatía (Mestre, et al., 2004).

Cuestionario de Comunicación Familiar (PACS; Barnes y Olson, 1982, con la adaptación al español de Musitu, Buelga, Lila y Cava, 2001). Cuenta con 20 ítems con un rango de 5 puntos (de 1 nunca a 5 siempre) y está integrado por 3 factores: comunicación abierta (11 ítems), evitativa (5 ítems) y ofensiva (4 ítems) que se repiten para evaluar a la madre y al padre. Los valores de consistencia interna de los factores varían de .75 a .83. La consistencia interna de la escala es de .92 para la evaluación de la comunicación con la madre y .94 para la evaluación de la comunicación con el padre (Musitu, et al., 2001). En la presente muestra, al igual que en otro estudio realizado en México (Moral, Sánchez y Villarreal, 2009) y en el estudio original de Barnes y Olson (1982), una estructura de dos factores se ajusta mejor a los datos y es más consistente: comunicación abierta con 11 ítems ($\alpha = .94$ para el padre y .75 para la madre) y problemas de comunicación con 9 ítems ($\alpha = .77$ para el padre y .64 para la madre), explicando el 54% de la varianza en la evaluación de los padres (criterio de Kaiser) y 34% en la evaluación de las madres (criterio de Cattell) por Componentes Principales.

Cuestionario de Relaciones Sociales (CRS). Fue elaborado para este estudio por los autores del artículo. Consta de 18 preguntas (12 dicotómicas, 3 ordinales y 3 numéricas). Está dividido en tres secciones que el participante debe responder según sus contextos de interacción: relaciones en la escuela, en el trabajo y fuera de la escuela y trabajo. Cada sección cuenta con 6 preguntas: si pertenece a un grupo de amigos, a una pandilla, si tienes amigos/as personales con los que se relaciona fuera del grupo y la pandilla y si tiene novia/o (cuatro dicotómicas), cuántos amigos/as personales tiene (una numérica) y de éstos/as a cuántos considera íntimos/as (una ordinal con rango de 1 todos a 6 ninguno). Se crea una variable compuesta ponderada a raíz de 5 variables dicotómicas (véase Tabla 1).

Procedimiento

La muestra se obtuvo visitando casa por casa por un procedimiento de rutas aleatorias. Se intentaba alternar, al menos en la primera mitad de la muestra, 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 se señalaban las fuentes de financiamiento. Se garantizaba la confidencialidad del tratamiento de los datos con base en las normas de la Asociación Americana de Psicología (APA, 2002). El cuestionario de autorreporte estaba integrado por 7 escalas, aparte de la hoja de consentimiento informado y las preguntas sobre datos sociodemográficos; se tardaba aproximadamente 1 hora en responder.

Tabla 1. Correlaciones significativas por el coeficiente biserial-puntual de las variables del CRS con el ECODI27 y ECIDI27 parcializado

Variables del Cuestionario de Relaciones Sociales (CRS)	ECODI27			ECODI27 parcializado	
	<i>n</i>	<i>r_{bp}</i>	<i>p</i>	<i>r_{bp}</i>	<i>p</i>
SE2: Pandilla en la escuela	133	.35	.00	.35	.00
SE6: Novia en la escuela	131	.26	.00	.20	.02
SF1: Grupo de amigos fuera de la escuela o trabajo	193	.18	.01	.20	.00
SF2: Pandilla fuera de la escuela o trabajo	193	.45	.00	.43	.00
SF6: Novia fuera de la escuela o trabajo	193	.20	.01	.15	.03

Socialización de Riesgo = (2 * SE2) + SE6 + SF1 + (2 * SF2) + SF6.

Análisis estadísticos

En primer lugar se estima la correlación entre el ECODI-27 y la deseabilidad social por el coeficiente producto momento de Pearson (r). Al ser altamente significativa se parcializa el efecto del manejo de la impresión social. A tal fin se calculan las puntuaciones residuales de un modelo de regresión lineal simple, donde las puntuaciones del ECODI27 son pronosticadas por el factor de manejo de la impresión social del BIDR-6. En segundo lugar, para afinar más el modelo final, se calcula la matriz de correlaciones con todas las variables con la excepción de deseabilidad social e incluyendo el criterio parcializado del efecto del manejo de la impresión social, además se estima un modelo de regresión lineal por el método de pasos (*Stepwise*). Finalmente se contrastan cuatro modelos por análisis de senderos, empleando Máxima Verosimilitud. El nivel de significación para el rechazo de la hipótesis nula se fija en p .05. Los cálculos fueron realizados por el SPSS16 y AMOS7.

Resultados

Descripción de la muestra

El promedio de edad es de 15 años con una desviación típica de 1.38. La edad mínima es de 14 años y la máxima de 17 años. La edad promedio de los varones ($M = 15.70$, $DT = 1.20$) es significativamente mayor ($t(189.84) = -2.42$, $p = .02$) que la de las mujeres ($M = 15.23$, $DT = 1.48$).

La mayoría de los participantes posee estudios de secundaria (72%, 142 de 198), le siguen aquéllos con estudios de media superior (22%, 44 de 198), el 4% (8 de 198) tiene estudios de primaria y 2% (4 de 198) universitarios. Los promedios de escolaridad son equivalentes en ambos sexos ($U = 4514.5$, $Z_U = -0.79$, $p = .43$). El 70% (139 de 198) estudia y 30% (59 de 198) abandonó los estudios. La frecuencia de abandono de estudios es significativamente mayor en hombres (36%, 40 de 112) que en mujeres (22%, 19 de 86) ($\chi^2(1, N = 198) = 4.31$, $p = .04$, con la corrección de Yates $\chi^2(1, N = 198) = 3.69$, $p = .05$).

Casos de conducta disocial y sesgo de deseabilidad social

La distribución de la puntuación total del ECODI27 se ajusta a una curva normal ($Z_{K-S} = 0.70$, $p = .71$) de media 93.94 y desviación típica de 21.11. Considerando el punto de corte de puntuaciones menores o iguales a 85 (Pacheco y Moral, 2010), se tiene 33% (65 de 194) de casos de conducta disocial. Existe diferencia significativa en la frecuencia de casos entre hombres y mujeres ($\chi^2(1, N = 194) = 14.75$, $p < .01$, con la corrección de Yates $\chi^2(1, N = 194) = 12.59$, $p < .01$). El porcentaje de casos en mujeres es de 18% (15 de 82) frente al 45% (50 de 112) en hombres.

La puntuación total de la Escala de Conducta Disocial de 27 ítems (ECIODI-27) presenta correlación significativa con Deseabilidad social ($r = .42$, $p < .01$) y sus factores de manejo de la impresión social ($r = .52$, $p < .01$) y autoengaño ($r = .15$, $p = .03$). A mayor rasgo de conducta disocial aparece menor puntuación en deseabilidad social, manejo de la impresión y autoengaño. La correlación del autoengaño en mujeres, al igual que en la muestra conjunta, es significativa y débil ($r = .26$, $p = .02$), pero en hombres carece de significación estadística ($r = .18$, $p = .06$). Por su significación en ambas muestras de género, mayor magnitud e impacto (falseamiento deliberado), se considera necesario controlar el efecto del factor de manejo de la impresión al trabajar con el ECODI27.

Tras calcular las puntuaciones residuales no estandarizadas de un modelo de regresión lineal simple con intercepto que resulta al predecir la puntuación total del ECODI27 con el factor de manejo de la impresión social del BIDR-6, se obtiene un variable de distribución normal ($Z_{K-S} = 0.69$, $p = .73$) con media 0, desviación típica 18.03 y un rango de -46.11 a 43.31 que denominamos ECODI27 parcializado. Su correlación con la variable sin parcializar es de .85 y sus correlaciones con manejo de la impresión ($r = 0$, $p = 1$), autoengaño ($r = .02$, $p = .79$) y puntuación total del BIRD-6 ($r = .01$, $p = .88$) no son significativas. Cuanto más negativa es la puntuación en ECODI27 parcializado, más se define el rasgo disocial.

De las 18 variables del cuestionario de relaciones

sociales (CRS) por el coeficiente biserial-puntual (dicotómicas) y producto-momento de Pearson (ordinales y numéricas), sólo 4 presentan asociación significativa tanto con el ECODI27 como el ECODI27 parcializado: pertenecer o no a una pandilla fuera de la escuela y trabajo ($r_{bp} = .43, p < .01$) y en la escuela ($r_{bp} = .35, p < .01$), tener o no un grupo de amigos fuera de la escuela y trabajo ($r_{bp} = .20, p < .01$), así como tener o no novia en la escuela ($r_{bp} = .20, p = .02$) y fuera de la escuela y trabajo ($r_{bp} = .15, p = .03$). Las correlaciones son positivas, es decir, actúan como factores de riesgo. Se crea la variable de socialización de riesgo con la suma de estas cinco variables, dando más peso a las dos variables de pandilla por su correlación más fuerte, multiplicándolas por dos. La variable creada tiene un rango de 0 (no riesgo) a 7 (alto riesgo) (véase Tabla 1).

Correlaciones con el criterio y modelo de regresión lineal

De las 20 variables contempladas 10 tienen correlación significativa con conducta disocial sin efecto del manejo de la impresión (ECODI27 parcializado): búsqueda de sensaciones ($r = -.42$) y sus cuatro factores (-.39 con desinhibición, -.30 con búsqueda de excitación, -.22 con búsqueda de emociones y -.22 con susceptibilidad al aburrimiento), socialización de riesgo ($r = -.41$), comunicación total (en sentido positivo) con el padre ($r = .25$) y su factor de comunicación abierta ($r = .23$), toma de perspectiva ($r = .18$) y escolaridad ($r = .17$). La comunicación total y abierta con la madre tiene correlación significativa con el ECODI27, pero está mediada por el manejo de la impresión (véase Tabla 2).

Al introducir como predictoras todas estas variables en un modelo de regresión lineal, estimado por el método *Stepwise*, el proceso de cálculo se detiene en el paso cuarto. El modelo resultante explica el 31% de la varianza del criterio y es significativo ($F_{(4, 189)} = 23.06, p < .01$). Está integrado por cuatro variables: búsqueda de sensaciones ($\beta = -.32$), socialización de riesgo ($\beta = -.32$), comunicación abierta con el padre ($\beta = .17$) y toma de perspectiva ($\beta = .12$). Las cuatro variables que quedan en el modelo no presentan colinealidad, al ser sus valores

de tolerancia e inflación de la varianza próximos a 1 (véase Tabla 3). Los residuos estandarizados de media 0 y desviación típica 0.99 se ajustan a una curva normal ($Z_{K-S} = 0.47, p = .98$) y el diagrama de dispersión de los residuos estandarizados y los valores pronosticados estandarizados carece de dependencia lineal; por lo tanto, se cumplen los supuestos con respecto a los residuos. El modelo indica que la conducta disocial es pronosticada en hombres y mujeres por una búsqueda de sensaciones, socialización de riesgo, comunicación poco abierta con el padre y dificultad para tomar perspectiva, siendo un modelo libre del sesgo del manejo de la impresión social.

Interrelación de correlatos del ECODI27 parcializado y análisis de senderos

La técnica de estimación del modelo de regresión seleccionó las variables con menor colinealidad entre sí (criterio de tolerancia), lo cual no es un requisito para el análisis de senderos. A continuación se pasa a estudiar la interrelación de las variables del modelo, incluyendo escolaridad y contemplando la comunicación total en lugar del factor de comunicación abierta, al presentar más colinealidad con los demás predictores y correlación con el criterio. Antes se calcula las puntuaciones residuales de la escolaridad al ser predichas con la edad para tener una estimación de fracaso escolar libre del efecto de la edad, con lo que se logra incrementar ligeramente la correlación con el ECODI27 parcializado. Aparte de las correlaciones significativas con el ECODI27, existen tres interrelaciones de las 10 posibles: la búsqueda de sensaciones correlaciona con socialización de riesgo ($r = .23$) y comunicación total positiva con el padre ($r = -.19$), además la escolaridad correlaciona con socialización de riesgo ($r = -.19$) (véase Tabla 4).

Primero se estima el modelo hipotetizado. Su ajuste es bueno ($\chi^2(1, N = 194) = 0.05, p = .82, \chi^2/df = 0.05, NFI = .99, IFI = TLI = CFI = 1, RMSEA = 0$ con un IC del 90% [0, 11]); no obstante, resultan cuatro vías no significativas: predicción de la conducta disocial ($p = .95$), toma de perspectiva ($p = .85$) y búsqueda de sensaciones ($p = .36$) por comu-

Tabla 2. Correlación con ECODI27 y ECODI27 parcializado

	ECODI27			ECODI27 parcializado		
	<i>n</i>	<i>r</i>	<i>p</i>	<i>r</i>	<i>p</i>	
Edad	194	.02	.75	-.01	.83	
Grado de escolaridad	194	.21	.00	.17	.02	
Comunicación total (positiva) con la madre	194	.23	.00	.12	.11	
Comunicación abierta con la madre	194	.22	.00	.10	.15	
Problemas de Comunicación con la madre	194	-.10	.15	-.07	.32	
Comunicación total (positiva) con el padre	194	.25	.00	.25	.00	
Comunicación abierta con el padre	194	.22	.00	.23	.00	
Problemas de Comunicación con la padre	194	.01	.92	.03	.70	
Asertividad (RAS)	194	-.06	.40	-.10	.18	
Empatía (IRI)	194	.10	.15	.07	.35	
Toma de perspectiva	194	.27	.00	.18	.01	
Fantasía	194	.02	.73	.02	.79	
Preocupación Empática	194	.02	.79	-.01	.88	
Malestar interpersonal	194	.03	.70	.03	.67	
Búsqueda de Sensaciones (SSS)	194	-.51	.00	-.42	.00	
Búsqueda de emociones	194	-.26	.00	-.22	.00	
Búsqueda de excitación	194	-.30	.00	-.30	.00	
Desinhibición	194	-.54	.00	-.39	.00	
Susceptibilidad hacia el aburrimiento	194	-.27	.00	-.22	.00	
Socialización de riesgo	194	-.44	.00	-.41	.00	

Tabla 3. Modelo de regresión lineal para predecir la puntuación total del ECODI27 parcializado

Modelo	<i>B</i>	<i>EE</i>	β	<i>t</i>	<i>p</i>	Tol.	FIV
Constante	8.65	7.29	1.19	.24			
Búsqueda de Sensaciones	-0.99	0.19	-.32	-5.20	.00	.94	1.07
Socialización de riesgo	-3.31	0.63	-.32	-5.22	.00	.94	1.06
Comunicación abierta con el padre	0.24	0.09	.17	2.85	.00	.98	1.02
Toma de perspectiva	0.52	0.25	.12	2.07	.04	.98	1.02

Tabla 4. Correlaciones

	Escolaridad parcializada	Comunicación con el Padre	Toma de perspectiva	Búsqueda Sensaciones	Socialización de riesgo
Comunicación con el Padre	$r = -.00$, $p = .48$				
Toma de perspectiva	$r = .05$, $p = .23$	$r = .05$, $p = .22$			
Búsqueda de Sensaciones	$r = -.07$, $p = .18$	$r = -.19$, $p < .01$	$r = -.10$, $p = .08$		
Socialización de riesgo	$r = -.19$, $p < .01$	$r = -.11$, $p = .06$	$r = -.04$, $p = .29$	$r = .23$, $p < .01$	
ECODI27 parcializado	$r = .19$, $p < .01$	$r = .25$, $p < .01$	$r = .18$, $p < .01$	$r = -.42$, $p < .01$	$r = -.41$, $p < .01$

nicación total con el padre, así como predicción de la búsqueda de sensaciones por la toma de perspectiva ($p = .29$). Con excepción del ECODI27 parcializado (30%), las varianzas explicadas son muy bajas (de 0 a 6%) (véase Figura 1), de ahí que se desestima.

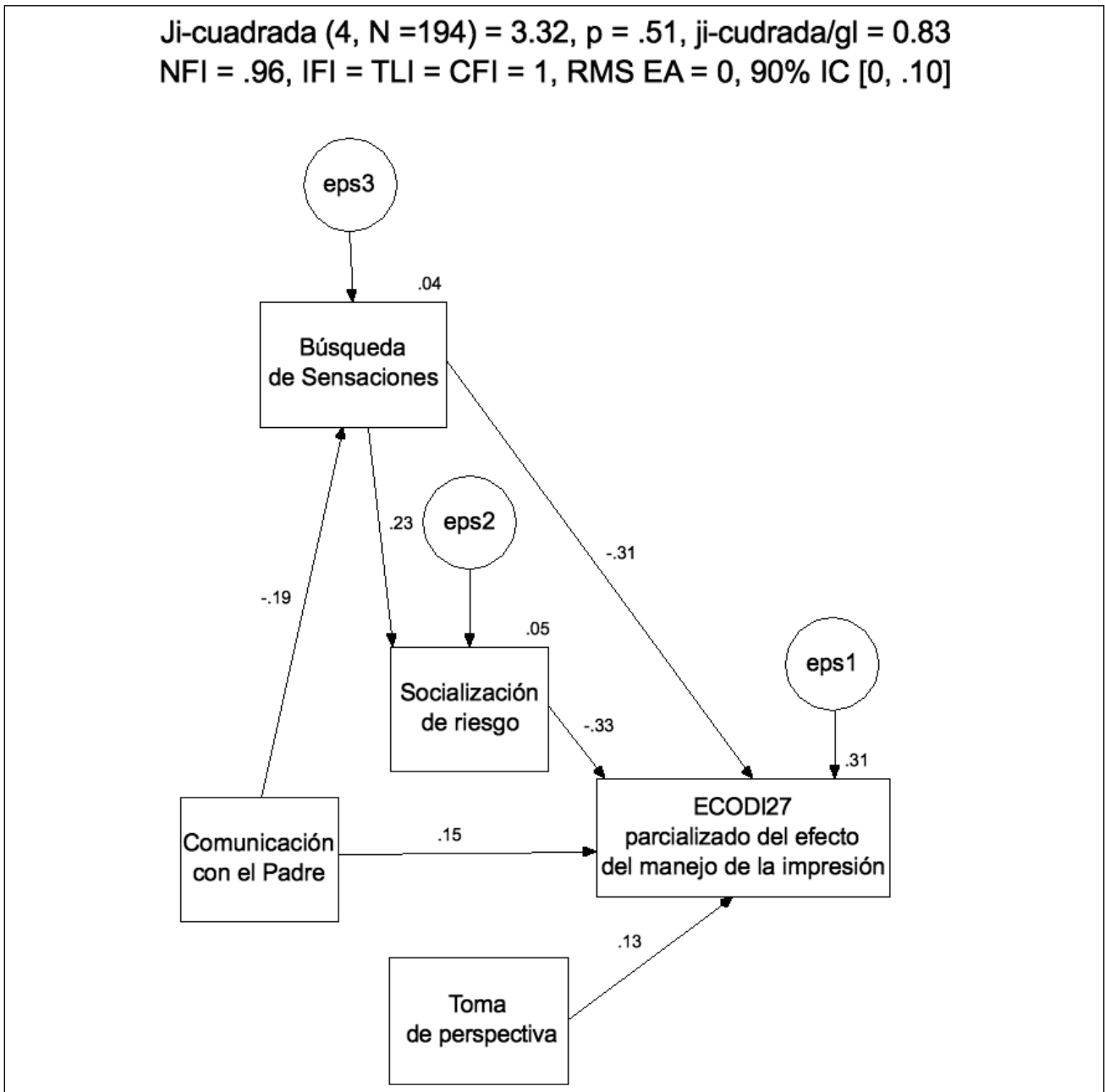
Se estima un segundo modelo con dos variables exógenas (comunicación total con el padre y toma de

perspectiva) y tres endógenas intermedias (escolaridad parcializada, búsqueda de sensaciones y toma de perspectiva), siendo la endógena final la puntuación total del ECODI27 parcializada. La comunicación con el padre pronostica la búsqueda de sensaciones y conducta disocial, la búsqueda de sensaciones pronostica la socialización de riesgo y conducta disocial, la socialización de riesgo pronostica la escolaridad y

la conducta disocial y la escolaridad pronostica la conducta disocial. Al estimar el modelo la determinación de la conducta disocial por la escolaridad no es significativa ($p = .10$), por lo que esta vía se elimina del modelo. El nuevo modelo (tercero) presenta buen ajuste a los datos ($\chi^2 (4, N = 194) = 3.32, p = .51, \chi^2/gl = 0.83, NFI = .96, IFI = TLI = CFI = 1, RMSEA = 0$), todos sus parámetros son significativos y explica el 31% de la varianza de la conducta disocial; no obstante, las varianzas explicadas de las otras dos

variables endógenas son mínimas: 4% de búsqueda de sensaciones y 5% de socialización de riesgo (véase Figura 2). De ahí que se estima un cuarto modelo donde las relaciones intermedias son sustituidas por correlaciones: la búsqueda de sensaciones correlaciona con socialización de riesgo y comunicación con el padre. El modelo también explica el 31% de la varianza de la conducta disocial, presenta buen ajuste a los datos ($\chi^2 (4, N = 194) = 4.78, p = .31, \chi^2/gl = 1.19, NFI = .95, IFI = .99, TLI = .96, CFI =$

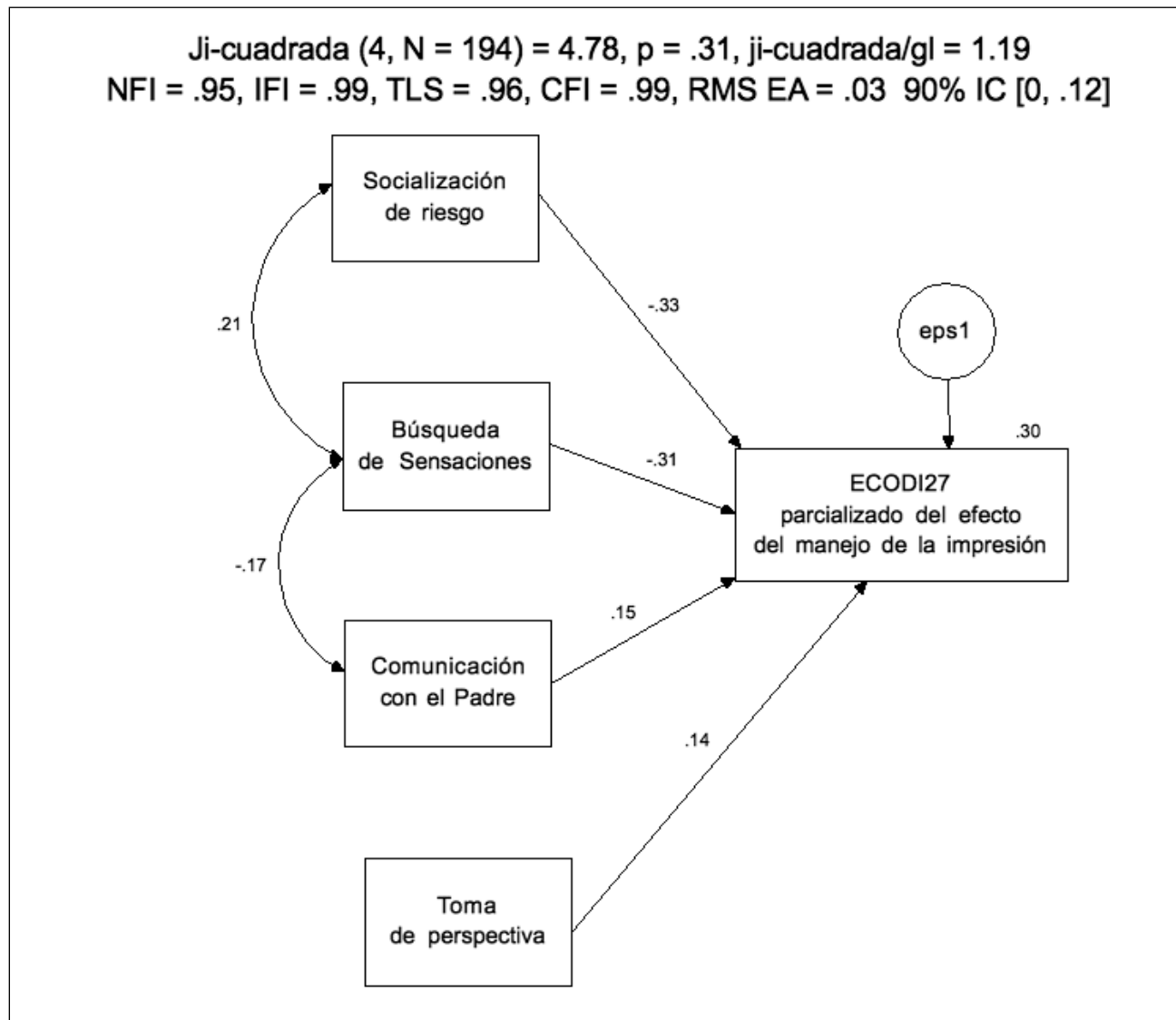
Figura 2. Modelo 3 estandarizado de conducta disocial.



.99, *RMSEA* = .03) y todos sus parámetros son significativos (véase Figura 3).

tativo en un ambiente violento y conflictivo. Con el punto de corte sugerido de 85 (Pacheco y Moral,

Figura 3. Modelo 4 estandarizado de conducta disocial



Discusión

En esta muestra de adolescentes nicolaítas que viven en dos barrios con alto índice de pandillerismo y delitos, como en una muestra de infractores bajacalifornianos (Pacheco y Moral, 2010), aparece distribución normal en la puntuación total del ECODI27, además el promedio (*M* = 93.94, *DT* = 21.11) es intermedio entre el de los estudiantes de ambos sexos (*M* = 107.14, *DT* = 36.69) y varones infractores (*M* = 83.42, *DT* = 26.22). Esto sugiere que la conducta disocial es común y un rasgo adap-

2010), habría un 33% de casos de conducta disocial, intermedio ente al 50% en varones infractores y 9% en estudiantes de ambos sexos de 14 a 17 años, lo cual refleja lo adecuado del punto de corte propuesto.

En el estudio de Pacheco y Moral (2010) el sesgo con deseabilidad social (medido con la escala de sinceridad del *Eysenck Personality Questionnaire*) fue mínimo y no se recomendó como necesario su control. Dicho estudio se realizó en estudiantes bachilleres e infractores bajacalifornianos. Al estudiar a adolescentes de barrios con alto índice de pandille-

rismo y delincuencia, el sesgo (medido por el BIDR-6) es muy marcado y sí requiere su control. Este sesgo lo determina sobre todo el manejo de la impresión social. Debe señalarse que este resultado de sesgo es usual ante este tipo de escalas de autorreporte (Eysenck y Eysenck, 1997; Echeburúa y Fernández, 2006). En la presente muestra, si las correlaciones se estiman entre los adolescentes no casos (PT del ECODI-27 > 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 ≤ 85) las correlaciones son altas (.39 para la puntuación total, .25 para autoengaño y .36 para manejo de la impresión). De ahí que, en estudios de replicación futuros, se espera que el sesgo sea pequeño entre adolescentes escolarizados o entre aquéllos que trabajan, pero que sea alto entre adolescentes con problemas de conducta disocial. Esto nos indica que la deshonestidad tiene gran varianza entre los infractores y adolescentes conflictivos, siendo menor la varianza entre los no casos.

La variable generada a raíz del Cuestionario de Relaciones Sociales remarca cinco factores de riesgo, donde el pertenecer a pandillas tiene más peso. También aparece el tener novia y un grupo de amigos en el barrio. En el barrio y en los planteles escolares a los que asisten los participantes hay presencia de pandillas. Se puede concebir a la pandilla como instrumento de socialización que canaliza y acentúa los rasgos disociales, haciendo de estos aspectos adaptativos. Howell (1998) señala que los jóvenes perciben pros y contras de pertenecer a pandillas. Entre los “pros” estarían que los miembros de una pandilla mejoran su prestigio o estatus entre sus pares, especialmente con las mujeres (para los chicos), proveyendo más oportunidades de estar con ellas, brindan oportunidades de hacer dinero con ventas de droga, robos y otros delitos, además proporcionan protección en un entorno hostil y una identidad fuera de la familia. Entre los contras están la marginalidad social y los conflictos con la ley, los maestros y la familia. En jóvenes marginados con familias desintegradas en barrios peligrosos los pros pesan más que los contras. Como también observan otros estudios (Mobilli y Rojas, 2006), la presencia de pandillas en la escuela incrementa el riesgo de

que los adolescentes se integren a las mismas e incurran en conductas delictivas. El hecho de que el pertenecer a un grupo de amigos no calificado como pandilla se asocie con conducta disocial refleja un manejo de ideologías y valores propiciatorios de la trasgresión y violación de normas, como medio para obtener lo socialmente valorado ante la falta de oportunidades accesibles, es decir, ante la marginación (Cava y Musitu, 2000; Silva, 2003).

El tener novia/o en la escuela y en el barrio está asociado con rasgos disociales, aún controlando el manejo de la impresión social. En primera instancia el hecho de tener novia/o puede ser un factor distractor que aleje al estudiante de sus deberes escolares. No obstante, este no parece ser el punto crítico. Musitu y Cava (2003) hallan que el tener novio/a en adolescentes es un factor de riesgo para el consumo de sustancias, al ser una conducta apoyada o estimulada por la pareja. Los investigadores relacionan estas elecciones de pareja con conflictos de relación con los padres, siendo por lo tanto las conductas disociales formas de llamar la atención y oponerse a las expectativas de los padres. Por otra parte, el tener novia como factor de riesgo es sobre todo significativo en hombres, lo que puede reflejar que los rasgos disociales en este medio se vuelven en un atractivo que aumentan las oportunidades de tener novia y facilitan el aprovechar estas oportunidades por la característica de la desinhibición que conllevan (Tremblay, Pihl, Vitaro y Dobkin, 1994).

La búsqueda de sensaciones destaca entre las variables de personalidad a la hora de predecir conducta disocial, como es esperada, especialmente desde el factor de desinhibición. La búsqueda de sensaciones hace referencia al control de impulsos agresivos y apetitivos, así como a la necesidad de novedad, emociones intensas y excitación para evitar un estado negativo de aburrimiento, al que se propende fácilmente. La búsqueda de sensaciones se relaciona con socialización de riesgo y comunicación con el padre. A menor comunicación con el padre, se acentúa más el rasgo y viceversa; a su vez, a más búsqueda de sensaciones, mayor socialización de riesgo de conducta disocial y viceversa. El modelo direccional no es muy claro, por la escasa varianza explicada, pudiéndose ver como una interacción como proponen Romero, et al. (2000).

Entre los factores predictores aparece la variable psicológica de la empatía desde su factor cognitivo de toma de perspectiva, como en otros estudios (Fernández y Barraca, 2005; Muñoz, et al., 2005). Sobral, et al. (2000) sugieren que la empatía es una variable moduladora de los efectos de algunas variables temperamentales, como búsqueda de sensaciones, impulsividad y psicoticismo. Sin embargo, los presentes datos indican que la relación del aspecto cognitivo de la empatía es directa y no afecta a la búsqueda de sensaciones y está afectado por la comunicación con el padre, ni siquiera con la madre ($r = .10, p = .15$).

El reporte de comunicación con la madre está teñido de deseabilidad social y es más confiable la evaluación de la comunicación con el padre con el instrumento empleado. La falta de comunicación abierta o positiva con el padre predice conducta disocial. Debe señalarse que la comunicación con el padre tiene más peso que con la madre en la muestra de hombres, por el contrario, la comunicación con la madre tiene más peso que con el padre en la muestra de mujeres, lo cual indica un fenómeno de facilitación de género, seguramente en relación con los procesos de identificación que se dan en esta etapa de la vida. En la muestra conjunta toma más peso la comunicación con el padre que con la madre, no tanto por una mayor presencia de varones ($n = 112$) sobre las mujeres ($n = 86$), al ser las frecuencias por género estadísticamente equivalentes, sino por el mayor peso de la conducta disocial en los varones (45% de casos) que en las mujeres (18%). En un estudio de metaanálisis, la ausencia del padre fue significativa como predictor en comparación con la ausencia de la madre que no afectó significativamente (Farrington, 1998). Moral y Pacheco (en prensa) señalan a la familia monoparental materna como factor de riesgo de conducta disocial, pero a la familia biparental y monoparental paterna como situaciones protectoras; e indican que la responsabilidad paterna en la familia monoparental, al hacerse el padre cargo de los hijos, resulta un factor protector probablemente por el modelo de identidad en que se convierte el padre, sobre todo para los varones que tienen más riesgo.

Es de destacar que al contemplar una doble dirección en la relación entre la comunicación con el padre y la conducta disocial, la vía que parte de la

conducta disocial hacia la comunicación tiene mucho más peso, por lo tanto la aparición de conductas disociales deteriora mucho la comunicación con la figura de autoridad.

A pesar de que las pandillas están presentes en las escuelas, el abandonar los estudios, reflejado por el nivel de escolaridad libre del efecto de la edad, es un correlato de conducta disocial, aunque con mucho menor peso que las variables de relaciones sociales, de personalidad y comunicación familiar, de ahí que finalmente no integra ningún modelo (de regresión o de senderos) al igual que se observa en otros estudios (Juárez, et al., 2003).

La asertividad resulta independiente de la conducta disocial, lo cual es consonante con otros estudios, ya que cuando esta variable resulta significativa su asociación es débil y sobre todo se da en mujeres (Sprague y Walker, 2000). En otros estudios se podría medir con la Escala Multidimensional de Asertividad con la Flores y Díaz-Loving (2004), desarrollada en México con buenas propiedades psicométricas, para ver si se logra incrementar el valor de correlación y éste resulta finalmente un predictor significativo.

El modelo de trayectoria con buen ajuste a los datos nos refleja que la búsqueda de sensaciones, toma de perspectiva, comunicación con el padre y socialización de riesgo actúan de forma directa sobre conducta disocial, teniendo una interacción limitada la búsqueda de sensaciones con socialización marginal y comunicación con el padre. Se explica aproximadamente un tercio de la varianza tal como el modelo de regresión sin efectos de interacción, donde se contempla el factor de comunicación abierta con el padre en lugar del puntaje total de comunicación con el padre. Un modelo con relaciones intermedias no se justifica por la varianza explicada en estas relaciones.

Con la limitación de que los datos son extrapolables a la población de los dos barrios estudiados y deben manejarse como hipótesis en otras poblaciones afines, además de su naturaleza de autorreporte, se concluye que la presencia de conducta disocial es alta en estos barrios, con un porcentaje intermedio (33%) entre estudiantes bachilleres (9%) e infractores recluidos (50%). Un modelo donde la búsqueda de sensaciones, toma de perspectiva, comunicación

con el padre y socialización de riesgo actúan de forma directa sobre conducta disocial, teniendo una interacción limitada la búsqueda de sensaciones con socialización marginal y comunicación con el padre, presenta buen ajuste a los datos y explica casi un tercio de la varianza de la conducta disocial.

De estos datos se desprende una llamada de atención a las autoridades municipales de un ambiente propiciador de conductas disociales; de ahí que urge una intervención paliativa y preventiva. Desde el modelo obtenido, esta acción debería centrarse en disminuir o erradicar el fenómeno del pandillerismo en la escuela y el barrio (léase Howell, 1998); buscar salidas formativa-ocupacionales para aquellos adolescentes que han abandonado los estudios, sobre para los menores de 16 años que tienen prohibido trabajar por la ley ; fomentar el control interno o planificación y toma de perspectiva en los escolares, trabajándose estos aspectos psicológicos en talleres específicos dentro de materias de ética o salud, asimismo trabajar la comunicación abierta, sobre todo con el padre, tanto en estos talleres como en las reuniones con los padres de alumnos. Aunque la asertividad no fue significativa, al ser un rasgo deficiente dentro de la cultural mexicana, especialmente en niveles socioeconómicos bajos y mujeres (Díaz-Guerrero, 2003; Flores y Díaz-Loving, 2002), se sugiere en contemplar este aspecto dentro de las intervenciones.

Referencias

- American Psychiatry Association [APA] (2000). *Diagnostic and statistical manual of mental disorders, 4th edition, text revision (DSM-IV-TR)*. Washington, DC: Author.
- American Psychological Association [APA] (2002). Ethical principles of psychologists and code of conduct. *American Psychologist*, 57, 1060-1073.
- Barnes, H. L. y Olson, D. H. (1982). Parent-adolescent communication scale. En H. D. Olson (Ed.), *Family inventories: Inventories used in a national survey of families across the family life cycle* (pp. 33-48). St. Paul: Family Social Science, University of Minnesota.
- Caballo, V. E. (1997). *Manual de evaluación y entrenamiento de las habilidades sociales* (2nda edición). Madrid: Siglo XXI.
- Casullo, M. M. y Castro, A. (2002). Patrones de personalidad, síndromes clínicos y bienestar psicológico en adolescentes. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 7, 129-140.
- Cava, M.J. y Musitu, G. (2000). Perfil de los niños con problemas de integración social en el aula. *Revista de Psicología Social*, 15, 319-333.
- Consejo Nacional de Población [CONAPO] (2009). *Pirámides de población de México, 1970-2050*. México: Autor.
- Davis, M. H. (1980). A multidimensional approach to individual differences in empathy. *Catalog of Selected Documents in Psychology*, 10, 1-17.
- Díaz-Guerrero, R. (2003). *Bajo las garras de la cultura*. México: Trillas.
- Echeburúa, E. y Fernández, J. (2006). Uso y abuso de los autoinformes en la evaluación de los trastornos de personalidad. *Revista de Psicopatología y Psicología Clínica*, 11, 1-12.
- Eysenck, H. J. y Eysenck, S. B. G. (1997). *EPQ-R. Cuestionario de Personalidad de Eysenck - Revisado*. Madrid: TEA.
- Farrington, D. P. (1998). Predictors, causes and correlates of male youth violence. En M. Tonry y M. H. Moore (Eds.), *Youth violence, crime and justice* (Vol. 24, pp. 421-475). Chicago, IL: University of Chicago Press.
- Flores, G. M. y Díaz-Loving, R. (2002). *Asertividad: una alternativa para el óptimo manejo de las relaciones interpersonales*. México: UADY-Porrúa.
- Flores, G. M. y Díaz-Loving, R. (2004). *Manual de la escala multidimensional de asertividad*. México: Manual Moderno.
- Herrero, O., Ordoñez, F., Salas, A. y Colom, R. (2002). Adolescencia y comportamiento antisocial. *Psicothema*, 14, 340-343.
- Howell, J. C. (1998). Promising programs for youth gang violence prevention and intervention. En R. Loeber y D. P. Farrington (Eds.), *Serious and violent juvenile offenders: Risk factors and successful interventions* (pp. 284-312). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Jiménez, I., Murgui, T. y Estevez, S. (2007). Comunicación familiar y comportamientos delictivos.

- tivos en adolescentes españoles: el doble rol mediador de la autoestima. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 39, 473-485.
- Juárez, F., Villatoro, J., Gutiérrez, L., Fleiz, C. y Medina-Mora, M. E. (2003). Tendencias de la conducta antisocial en estudiantes del Distrito Federal: Mediciones 1997-2003. *Revista de Salud Mental*, 28, 60-68.
- Medina-Mora, M. E., Borges, G. Lara, C., Benjet, C., Blanco, J., Fleiz, C., Villatoro, J., Rojas, E., Zambrano, J., Casanova, L. y Aguilar-Gaxiola, S. (2003). Prevalencia de trastornos mentales y usos de servicios: resultados de la encuesta nacional de epidemiología psiquiátrica en México. *Salud Mental*, 26, 1-16.
- Merrell, W. K., Buchanan, R. y Tran, K. O. (2006). Relational aggression in children and adolescents: a review with implications for school settings. *Psychology in the School*, 43, 345-360.
- Mestre, V., Frías, M. y Samper, P. (2004). La medida de la empatía: análisis del Interpersonal Reactivity Index. *Psicothema*, 16(2), 255-260.
- Mobilli, A. y Rojas, C. (2006). Aproximaciones al adolescente con trastorno de conducta disocial. *Investigación en Salud*, 8, 121-128.
- Moral, J., García, C. H. y Antona, C. (2011). Adaptación del inventario balanceado de respuestas socialmente deseables en población universitaria mexicana. Enviado para su publicación a la *Revista Electrónica de Metodología Aplicada*.
- Moral, J. y Pacheco, M. E. (en prensa). Differential profile among student and offender adolescents in socio-demographic variables and dissocial behavior features. *International Journal of Hispanic Psychology*, 5.
- Moral, J., Sánchez, J. C. y Villarreal, M. E. (2010). Desarrollo de una escala breve de ajuste escolar en México. *Revista Electrónica de Metodología Aplicada (REMA)*, 15, 1-11. Consultado el 2 de agosto de 2010, de <http://www.psico.uniovi.es/REMA/v15n1/vol15n1a1.pdf>
- Muñoz, J. J., Navas, E. y Graña, J. L. (2005). Estudios sobre factores psicológicos de riesgo/protección para la conducta antisocial en adolescentes. *Actas Españolas de Psiquiatría*, 33, 366-373.
- Musitu, G., Buelga, S., Lila, M. y Cava, M. J. (2001). *Familia y adolescencia*. Madrid: Síntesis.
- Musitu, G. y Cava, M. J. (2003). El rol del apoyo social en el ajuste de los adolescentes. *Intervención Psicosocial*, 12, 179-192.
- Pacheco, M. E. y Moral, J. (2010). Distribución, punto de corte y validez de la escala de conducta disocial (ECODI27). *Revista Mexicana de Orientación Educativa (REMO)*, 7, 7-16.
- Paulhus, D. L. (1991). Measurement and control of response bias. In J. P. Robinson, P. R. Shaver, y L. S. Wrightsman (Eds.), *Measures of personality and social psychological attitudes* (pp. 17-59). San Diego, CA: Academic Press.
- Paulhus, D. L. y Reid, D. B. (1991). Enhancement and denial in socially desirable responding. *Journal of personality and Social Psychology*, 60, 307-317.
- Pérez, J. y Torrubia, R. (1986). Fiabilidad y validez de la versión española de la escala de búsqueda de sensaciones, forma V. *Revista Latinoamericana de Psicología*, 18, 7-22.
- Raine, A. (2002). Annotation: The role of prefrontal deficits, low autonomic arousal, and early health factors in the development of antisocial and aggressive behavior in children. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 43, 417-434.
- Rathus, S. A. (1973). A 30-item schedule for assessing assertive behavior. *Behavior Therapy*, 4, 398-406.
- Romero, E., Luengo, M. A. y Gómez-Fraguela, J. A. (2000). Factores psicosociales y delincuencia: un estudio de efectos recíprocos. *Escritos de Psicología*, 4, 78-91.
- Secretaría de Desarrollo Humano de la Presidencia Municipal de San Nicolás de los Garza (2009). *Censo sobre población y vivienda*. San Nicolás de los Garza, NL: Autor.
- Silva, A. (2003). *Conducta antisocial: un enfoque psicológico*. México: Pax.
- Sobral, J., Romero, E., Luengo, A. y Marzoa, J. (2000). Personalidad y conducta antisocial: amplificadores individuales de los efectos contextuales. *Psicothema* 12, 661-670.
- Sprague, J. y Walker, H. (2000). Early identification and intervention for youth with antisocial and violent behavior. *Exceptional Children*, 66(3), 367-379.

- Thrusfield, M., Ortega, C., de Blas, I., Noordhuizen, J. P. y Frankena, K. (2001). Win Episcopo 2.0. Improved epidemiological software for veterinary medicine. *The Veterinary Record*, 148(18), 567-572.
- Tremblay, R. E., Pihl, R. O., Vitaro, F. y Dobkin, P. L. (1994). Predicting early onset of male antisocial behavior from preschool behavior. *Archives of General Psychiatry*, 51, 732-739.
- Vanderschueren, F. y Lunecke A. (2004). *Preven- ción de la delincuencia juvenil, análisis de experiencias internacionales*. Santiago de Chile: Universidad Jesuita Alberto Hurtado y Ministerio de Interior.
- Zuckerman, M., Eysenck, S. B. G. y Eysenck, H. J. (1978). Sensation seeking in England and America: Cross-cultural, age, and sex comparisons. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 46, 139-149.

Manuscrito recibido: 04/09/2010

Revisión recibida: 15/11/2010

Aceptado: 07/01/2011