

Funcionamiento familiar, autoestima y consumo de sustancias en adolescentes: un modelo de mediación

Gonzalo Musitu, Catedrático en Psic,⁽¹⁾ Teresa I. Jiménez, Dra en Psic,⁽¹⁾ Sergio Murgui, Dr en Psic.⁽¹⁾

Musitu G, Jiménez TI, Murgui S.

Funcionamiento familiar, autoestima y consumo de sustancias en adolescentes: un modelo de mediación. *Salud Publica Mex* 2007;49:3-10.

Resumen

Objetivo. Analizar las relaciones directas e indirectas entre el funcionamiento familiar, la autoestima considerada desde una perspectiva multidimensional (autoestima familiar, escolar, social y física) y el consumo de sustancias. **Material y métodos.** Los datos se recogieron durante el año escolar 2003-2004 y corresponden a dos muestras independientes de adolescentes españoles ($n_1 = 414$, Castilla y León; $n_2 = 625$, Comunidad Valenciana). Para el análisis de datos se utilizó la técnica estadística de ecuaciones estructurales y se siguió el procedimiento de análisis de efectos mediadores de Holmbeck (1997). **Resultados.** La autoestima media significativamente la influencia del funcionamiento familiar en el consumo de sustancias de los adolescentes. Además, se observa, por un lado, un efecto protector de las autoestimas familiar y escolar frente a la implicación en el consumo de sustancias y, por otro, un efecto de riesgo de las autoestimas social y física. **Conclusiones.** Parece necesario adoptar una perspectiva multidimensional en el estudio de la autoestima de adolescentes consumidores y prevenir la sobrevaloración en las dimensiones social y física.

Palabras clave: adolescencia; funcionamiento familiar; autoestima; consumo de sustancias

Musitu G, Jiménez TI, Murgui S.

Family functioning, self-esteem and substance use in adolescents: a mediational model. *Salud Publica Mex* 2007;49:3-10.

Abstract

Objective: This research analyzes the direct and indirect relationships among family functioning, multidimensional self-esteem (family, academic, social, and physical self-esteem) and substance use. **Materials and Methods:** The study participants were composed of two independent samples of Spanish adolescents who provided information during the 2003-2004 academic year ($n_1 = 414$, Castilla & León; $n_2 = 625$, Comunidad Valenciana). The statistical analyses were carried out using structural equation modelling and the procedure of mediation effects analysis (Holmbeck, 1997). **Results:** Results showed a significant mediational effect of self-esteem on the relation between family functioning and adolescent substance use. Moreover, results showed, on the one hand, a protection effect of family and academic self-esteem in the face of substance use and, on the other hand, a risk effect of social and physical self-esteem. **Conclusions:** It is necessary to adopt a multidimensional perspective when analyzing the self-esteem of adolescents with substance use and to prevent the over-valuation of social and physical dimensions.

Key words: adolescence; family functioning; self-esteem; substance use

Esta investigación fue elaborada en el marco del proyecto de investigación SEJ2004-01742 "Violencia e integración escolar: aplicación y evaluación de un programa de intervención en la escuela", subvencionado por el Ministerio de Educación y Ciencia de España y los fondos FEDER, y está cofinanciada por la Dirección General de Investigación y Transferencia Tecnológica de la Consejería de Empresa, Universidad y Ciencia de Valencia. El protocolo de esta investigación fue revisado y aprobado por el Comité de Investigación de la Facultad de Psicología (Universidad de Valencia), presidida por el Decano José Ramos López.

(1) Facultad de Psicología, Universidad de Valencia

Fecha de recibido: 18 de abril de 2006 • **Fecha de aceptado:** 25 de agosto de 2006
Solicitud de sobretiros: Teresa I. Jiménez Gutiérrez. Departamento de Psicología Social, Universidad de Valencia.
Av. Blasco Ibáñez 21. 46010 Valencia, España.
Correo electrónico: teresa.jimenez@uv.es

Tradicionalmente, la adolescencia ha representado un periodo crítico en el inicio y experimentación en el consumo de sustancias, un tema que desde siempre ha atraído el interés de los científicos. Este interés se entiende si tenemos en cuenta los últimos datos de prevalencia del consumo de sustancias en la población escolar española, en la que se observa que, por ejemplo, durante el mes previo a la encuesta, 65% había consumido alcohol, 37% tabaco y 25% cannabis.¹ La familia ha sido uno de los contextos en el que los investigadores han localizado un mayor número de factores de riesgo y protección en relación con el consumo de sustancias de los adolescentes. Por ejemplo, se ha observado que las pautas de interacción familiar, como la comunicación deficiente, los frecuentes conflictos, la baja cohesión, el excesivo castigo o el consumo de los propios padres, repercuten directamente en el consumo de los hijos/as;^{2,3,4} asimismo, se ha visto que existen variables indirectas que se relacionan a su vez con el consumo.^{5,6}

En el estudio de estas variables, también llamadas variables mediadoras, la gran mayoría de los trabajos se ha limitado a analizar cómo la calidad de la relación con los padres puede influir en los procesos de selección de iguales consumidores, en los que su consumo potencial es un factor de riesgo que, a su vez, se relaciona directamente con el consumo de los adolescentes.^{7,8} Este déficit en la investigación es el que nos ha animado a tratar de clarificar las características del funcionamiento familiar que inciden en el consumo, y ahondar en la identificación de variables mediadoras que nos ayuden a comprender la interrelación entre estos factores.

Según la formulación más genérica de mediación, las variables mediadoras explican cómo un acontecimiento o estímulo externo toma un significado psicológico interno e influye en las respuestas del organismo.⁹ Desde este punto de vista, las percepciones, actitudes o valores de una persona son variables mediadoras potenciales. En trabajos anteriores hemos observado que la autoestima constituye un recurso psicológico del adolescente que media la relación entre variables familiares y problemas de conducta delictiva.* Sería interesante analizar si este tipo de mediación también se vincula con el consumo de sustancias en adolescentes.

Además, este análisis permitiría de modo simultáneo examinar el tipo de correspondencia que se establece entre la autoestima y el consumo de sustancias, para contribuir, de esta manera, a enriquecer su explicación.

Distintos autores señalan que mientras la autoestima es un importante recurso de protección frente a problemas de carácter interno como la depresión, no está tan claro que sean los adolescentes con baja autoestima los que se impliquen en mayor medida en problemas externos como la conducta delictiva y el consumo de sustancias.^{10,11} En este sentido, encontramos en la bibliografía dos tipos de resultados en función de la medida utilizada para evaluar el constructo de autoestima. Por un lado, en los trabajos en los que se utilizan medidas globales se obtienen, generalmente, relaciones de protección, es decir, una correspondencia significativa entre la alta autoestima y el bajo consumo de sustancias.^{12,13,14} Estos estudios indican, por lo tanto, que la evaluación positiva del sí mismo es un aspecto fundamental para el funcionamiento adaptativo del individuo.^{15,16} Por otro lado, algunos trabajos que utilizan medidas multidimensionales contestan esta visión tradicional de la autoestima, e indican que elevadas puntuaciones en determinados dominios de la autoestima (autoestimas social y física) pueden constituir un factor de riesgo potencial para el desarrollo de problemas de conducta de carácter externo.^{17,18}

Teniendo en cuenta estos antecedentes, el objetivo principal de este estudio es poner a prueba un modelo de mediación donde la autoestima, evaluada desde una perspectiva multidimensional, desempeña un rol mediador entre las características de funcionamiento familiar y el consumo de sustancias del hijo/a adolescente. Para dar mayor validez a nuestros resultados y comprobar que el efecto mediador no se debe a un sesgo del instrumento utilizado para evaluar alguna de las dimensiones objeto de estudio, se replicarán los análisis en dos muestras independientes donde se han evaluado las características del funcionamiento familiar a partir de dos instrumentos distintos y descartar un posible efecto de método asociado con los instrumentos. Este procedimiento ha sido utilizado en otros trabajos.¹⁹

Material y métodos

Participantes

El estudio considera 1 039 adolescentes españoles procedentes de dos muestras independientes. La primera está constituida por 414 jóvenes (52% del sexo femenino) de 12-17 años (edad media 14.2 y desviación típica 1.31), estudiantes de centros educativos de la Comunidad de Castilla y León. La segunda está conformada

* Jiménez TL, Estévez E, Musitu G. Comunicación familiar y comportamientos delictivos en la adolescencia: el doble rol mediador de la autoestima. *Revista Latinoamericana de Psicología*. En prensa.

por 625 adolescentes (57% del sexo femenino) de 12-20 años (edad media 15.9 y desviación típica 2.15), estudiantes de centros educativos de la Comunidad Valenciana.

Procedimiento

Tras un contacto inicial con la dirección de los centros educativos se realizó un seminario con los profesores con la finalidad de explicar el interés, objetivos, procedimiento y alcance de la investigación. Por medio de las Asociaciones de Madres y Padres de Alumnos, se pidió su consentimiento para la participación de sus hijos/as en el estudio. Los adolescentes participaron de forma voluntaria y anónima y cumplieron todos los instrumentos en sus aulas correspondientes durante una hora regular de clase, con la presencia de un investigador previamente entrenado.

Instrumentos

En la primera muestra se aplicó la Escala de Clima Social Familiar –The Family Environment Scale, FES– de Moos, Moos y Trickett (adaptación al castellano de Fernández-Ballesteros y Sierra),²⁰ para evaluar el funcionamiento de las relaciones personales en la familia a partir de 27 ítems (escala de respuesta verdadero/falso) organizados en tres subescalas: cohesión (por ejemplo, “En mi familia hay un fuerte sentimiento de unión”), expresividad (por ejemplo, “En casa hablamos abiertamente de lo que nos parece o queremos”) y conflicto (por ejemplo, “En nuestra familia reñimos mucho”). Los índices de fiabilidad test-retest son 0.86, 0.73 y 0.85, respectivamente.

En la segunda muestra se aplicó la Escala de Evaluación del Sistema Familiar –Family Adaptability and Cohesion Evaluation Scale, FACES– de Olson, Portner y Lavee²¹ (adaptación al castellano de Musitu, Buelga, Lila y Cava),²² para evaluar el funcionamiento familiar a partir de 20 ítems (escala de respuesta de 1, casi nunca, a 5, casi siempre) organizados en dos subescalas: cohesión (por ejemplo, “Nos sentimos muy unidos entre nosotros”) y adaptabilidad (por ejemplo, “A la hora de tomar decisiones nos consultamos entre nosotros”). Esta escala presenta una fiabilidad global de 0.86 según el alpha de Cronbach (la fiabilidad para la de cohesión es de 0.86 y de 0.71 para la de adaptabilidad).

En ambas muestras se aplicó la Escala multidimensional de autoestima –AF5– de García y Musitu²³ para evaluar, por medio de 24 ítems (escala de respuesta de 1, casi nunca, a 5, casi siempre), las autopercepciones de los adolescentes en los dominios familiar (por ejemplo, “Me siento querido/a por mis padres”), escolar (por ejemplo, “Soy un/a buen/a estudiante”), social

(por ejemplo, “Consigo amigos/as fácilmente”) y físico (“Me gusta cómo soy físicamente”). Los índices de fiabilidad según el alpha de Cronbach varían entre 0.71 y 0.84. Asimismo, en ambas muestras se aplicó la Escala de consumo de sustancias de Musitu y colaboradores²² para evaluar la frecuencia y cantidad de consumo de sustancias tanto legales (tabaco, café y bebidas alcohólicas) como ilegales (derivados del cannabis, cocaína, speed y drogas de diseño). En este trabajo se utilizan los índices referidos al consumo de tabaco (consumo diario de cigarrillos, desde “nada” hasta “más de 25 cigarrillos”), alcohol (consumo semanal, desde “nada” hasta “más de 20 cañas/copas”) y marihuana/hachís (consumo semanal, desde “nada” hasta “más de 17 porros”) por ser las sustancias más consumidas entre la población adolescente española.¹ La fiabilidad test-retest con dos meses de intervalo es de 0.76.

Estrategia de análisis de datos

Se calcularon modelos de ecuaciones estructurales con el programa EQS 6.0²⁴ para analizar la influencia del funcionamiento familiar en el consumo de sustancias del adolescente, considerando los distintos tipos de autoestima como variables mediadoras en esta relación. Para examinar estos efectos mediadores, nos guiamos por el procedimiento de análisis para modelos de ecuaciones estructurales sugerido por Holmbeck.²⁵ También, se realizaron análisis complementarios para conocer la significación y magnitud del posible efecto mediador.^{26,27} El método de estimación utilizado fue el de Máxima Verosimilitud robusto, debido a la desviación de la multinormalidad de los datos (Coeficiente Mardia Normalizado: 32.78). Además, Máxima Verosimilitud es de por sí poco sensible al incumplimiento del supuesto de normalidad multivariada.^{28,29}

Las variables latentes que se incluyeron en los modelos son: a) funcionamiento familiar positivo (indicadores en muestra 1: cohesión y expresividad –FES–; indicadores en muestra 2: cohesión y adaptabilidad –FACES–); b) funcionamiento familiar negativo (indicadores únicamente en muestra 1: conflicto –FES–); c) autoestima-protección (indicadores en ambas muestras: familiar y escolar); d) autoestima-riesgo (indicadores en ambas muestras: social y física); e) consumo de sustancias (indicadores en ambas muestras: consumo diario de tabaco, consumo semanal de alcohol y consumo semanal de cannabis/hachís).

Para evaluar el ajuste global del modelo se ha calculado el valor del estadístico-ratio de verosimilitud χ^2 y el valor de p correspondiente. Los modelos bien ajustados presentan un valor de χ^2 no significativo, lo que indica que las matrices de entrada previstas y efec-

tivas no son estadísticamente diferentes. Sin embargo, esta medida de calidad del ajuste es muy sensible al tamaño de la muestra de tal modo que si el número de sujetos es elevado (generalmente, a partir de 200), el poder del test aumenta y χ^2 alcanza niveles de probabilidad significativos.³⁰ En consecuencia, es necesario complementar esta medida con otros índices de ajuste, tales como el error de aproximación cuadrático medio (RMSEA), el índice de ajuste incremental (IFI), el índice de ajuste comparado (CFI) y el índice de ajuste anormal de Bentler-Bonnet (NNFI). Los valores iguales

o inferiores a 0.08 para el RMSEA e iguales o superiores a 0.90 para los IFI, CFI y NNFI son aceptables e indican un ajuste razonable entre el modelo y los datos.³⁰

Resultados

Análisis de correlación preliminares

Se llevó a cabo un análisis de correlación exploratorio entre las variables de ambos estudios (cuadro I). Los resultados indican relaciones significativas entre las va-

Cuadro I
MEDIA, DESVIACIÓN TÍPICA Y CORRELACIONES ENTRE LAS VARIABLES EN LAS MUESTRAS 1 (CASTILLA Y LEÓN)
Y 2 (COMUNIDAD VALENCIANA), 2003-2004

Variables	Media	Dev. típica	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
1. Cohesión												
Muestra 1	6.92	2.01	-									
Muestra 2	77.24	10.43										
2. Expresiv./adaptab												
Muestra 1	5.42	1.70	.467*	-								
Muestra 2	68.53	8.90	.482*									
3. Conflicto												
Muestra 1	2.79	1.72	-.424*	-.179*	-							
4. Autoestima familiar												
Muestra 1	26.58	3.59	0.489*	0.379*	-0.377*	-						
Muestra 2	24.00	4.56	0.594*	0.310*	-							
5. Autoestima escolar												
Muestra 1	21.00	4.18	0.238*	0.138†	-0.127‡	0.373*	-					
Muestra 2	19.72	4.35	0.205*	0.153*	-	0.371*	-					
6. Autoestima social												
Muestra 1	24.37	3.56	0.159‡	0.166‡	-0.015	0.198*	0.050	-				
Muestra 2	22.95	3.88	0.149*	0.125‡	-	0.179*	0.124‡	-				
7. Autoestima física												
Muestra 1	20.20	4.32	0.054	0.079	-0.007	0.095	0.192*	0.330*	-			
Muestra 2	19.84	4.43	0.122‡	0.110‡	-	0.106‡	0.171*	0.422*	-			
8. Consumo de tabaco												
Muestra 1	0.81	0.52	-0.226*	-0.007	0.190*	-0.307*	-0.247*	0.110§	0.028	-		
Muestra 2	0.64	0.47	-0.082§	-0.044	-	-0.109‡	-0.152*	0.042	0.030	-		
9. Consumo de alcohol												
Muestra 1	0.72	0.46	-0.155‡	-0.020	0.160‡	-0.261*	-0.272*	0.120§	0.093	0.589*	-	
Muestra 2	0.73	0.45	-0.144*	-0.111‡	-	-0.184*	-0.211*	0.158*	0.130‡	0.441*	-	
10. Consumo de cannabis												
Muestra 1	0.56	0.30	-0.242*	-0.073	0.215*	-0.348*	-0.263*	0.117§	0.083	0.679*	0.644*	-
Muestra 2	0.24	0.43	-0.222*	-0.120‡	-	-0.250*	-0.185*	0.210*	0.116‡	0.394*	0.367*	-

* $p < 0.001$

† $p < 0.01$

‡ $p < 0.05$

riables de cohesión, adaptabilidad y conflicto, así como la mayoría de las dimensiones de autoestima y consumo de sustancias. Todas las variables fueron consideradas en las ecuaciones estructurales posteriores.

Modelo de efectos directos

En relación con el primer requisito señalado por Holmbeck,²⁵ se calcularon dos modelos de efectos directos para conocer si el funcionamiento familiar predice significativamente el consumo de sustancias de los adolescentes. El modelo directo se ajustó bien a los datos, tanto en la muestra 1 [$\chi^2_{(7,414)} = 8.70$ ($p > 0.05$), $CFI = 0.99$, $IFI = 0.99$, $NNFI = 0.99$, y $RMSEA = 0.02$] como en la muestra 2 [$\chi^2_{(4,625)} = 10.83$ ($p < .05$), $CFI = 0.98$, $IFI = 0.98$, $NNFI = 0.95$, y $RMSEA = 0.05$]. Este modelo explica 8.9% de varianza del consumo de sustancias en la muestra 1 y 14% en la 2. Este y los sucesivos modelos incluyen la correlación entre las variables observables de consumo de cannabis y tabaco.

En la muestra 1, los coeficientes de relación entre los factores de funcionamiento familiar y consumo de sustancias indican, por un lado, una relación negativa y significativa entre el funcionamiento familiar positivo y el consumo de sustancias ($\beta = -0.20$, $p < 0.001$) y, por el otro, una relación positiva y significativa entre el funcionamiento familiar negativo y el consumo de sustancias ($\beta = 0.15$, $p < 0.01$). En la muestra 2, el factor de funcionamiento familiar positivo también presenta una relación negativa y significativa con el de consumo de sustancias ($\beta = -0.37$, $p < 0.001$).

Modelo de efectos indirectos

Se calcularon dos nuevos modelos denominados de efectos indirectos por incluir las relaciones con los factores de autoestima y tener restringidas a cero las relaciones directas entre los factores de funcionamiento familiar y de consumo de sustancias. El modelo indirecto también se ajustó adecuadamente a los datos, tanto en la muestra 1 [$\chi^2_{(29,414)} = 40.53$ ($p > .05$), $CFI = 0.98$, $IFI = 0.98$, $NNFI = 0.98$ y $RMSEA = 0.03$] como en la muestra 2 [$\chi^2_{(20,625)} = 48.81$ ($p < 0.001$), $CFI = 0.97$, $IFI = 0.97$, $NNFI = 0.95$ y $RMSEA = 0.04$]. Este modelo explica 33% de varianza del consumo de sustancias en la muestra 1 y 62.4% en la 2. Este y los sucesivos modelos incluyen la correlación entre las variables observables autoestima escolar y autoestima familiar.

El examen de los coeficientes de relación entre los factores en la muestra 1 indica, por un lado, que el factor de funcionamiento familiar positivo se relaciona positiva y significativamente tanto con la autoestima de protección ($\beta = 0.73$, $p < 0.001$) como con la autoestima de riesgo ($\beta = 0.32$, $p < 0.01$), y que el funcionamiento

familiar negativo únicamente se relaciona significativamente con la autoestima de protección ($\beta = -0.21$, $p < 0.01$). Por el otro, ambos tipos de autoestima presentan relaciones significativas, aunque de signo contrario con el consumo de sustancias (autoestima-protección: $\beta = -0.55$, $p < 0.001$; autoestima-riesgo: $\beta = 0.33$, $p < 0.001$). En la muestra 2, se observan relaciones en la misma dirección: positivas y significativas entre el funcionamiento familiar positivo y los dos factores de autoestima ($\beta = 0.82$, $p < 0.001$ y $\beta = 0.25$, $p < 0.001$) y significativas, aunque de signo contrario entre los dos tipos de autoestima y el consumo de sustancias ($\beta = -0.64$, $p < 0.001$ y $\beta = 0.61$, $p < 0.001$).

Modelo de efectos mediadores

Se calcularon dos modelos finales denominados de efectos mediadores por incluir tanto las relaciones con los factores mediadores (autoestima de riesgo y protección) como la relación directa entre el funcionamiento familiar y el consumo de sustancias. Siguiendo el principio de máxima parsimonia,³⁰ la relación directa entre funcionamiento familiar negativo y autoestima-riesgo no se incluyó en el modelo calculado en la muestra 1, debido a que en el modelo de efectos indirectos previo se obtuvo que esta relación no era significativa. El modelo mediador se ajustó adecuadamente a los datos, tanto en la muestra 1 [$\chi^2_{(27,414)} = 39.79$ ($p < 0.01$), $CFI = 0.98$, $IFI = 0.98$, $NNFI = 0.98$ y $RMSEA = 0.03$] como en la 2 [$\chi^2_{(19,625)} = 48.34$ ($p < 0.001$), $CFI = 0.97$, $IFI = 0.97$, $NNFI = 0.94$ y $RMSEA = 0.05$]. Este modelo explica 36.1% de varianza del consumo de sustancias en la muestra 1 y 66.8% en la 2. En el cuadro II se presentan las estimaciones de parámetros no estandarizados, errores estándar y su probabilidad asociada.

Para comprobar si estos últimos modelos de mediación aportan o no alguna mejora en el ajuste respecto a los modelos indirectos anteriores, se compararon mediante el cálculo de la diferencia de los estadísticos χ^2 . Los resultados de esta prueba resultaron no significativos, al indicar que no existen diferencias entre ambos tipos de modelos, tanto para el caso de la muestra 1 ($\Delta\chi^2_{(2,414)} = 0.74$) como para el de la 2 ($\Delta\chi^2_{(1,625)} = 0.46$), para un α de 0.05. Esto significa que las relaciones directas entre funcionamiento familiar y consumo de sustancias añadidas en los modelos mediadores no aportan mejoras significativas en el ajuste respecto de los modelos indirectos en los que estas relaciones estaban restringidas. Los modelos estimados se presentan en la figura 1 con los coeficientes estandarizados y su probabilidad asociada.

En la figura 1 referida a la primera muestra (coeficientes sin cursivas) se observa que, por un lado, los factores autoestima-protección y autoestima-ries-

Cuadro II
ESTIMACIONES DE PARÁMETROS NO ESTANDARIZADOS,
ERRORES ESTÁNDAR Y PROBABILIDAD ASOCIADA

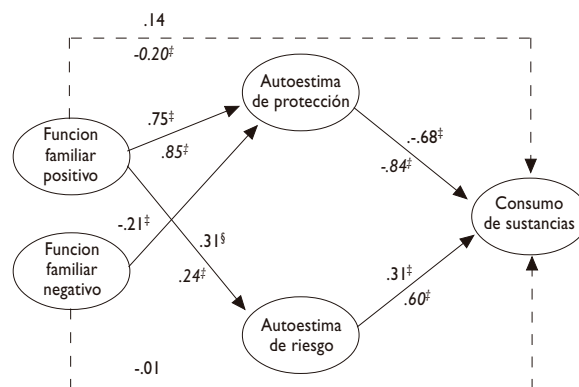
Cargas factoriales Variables	Muestra 1	Muestra 2
Funcionamiento familiar positivo		
Cohesión	1.236*	1.820*
	(0.142)	1 [‡]
Expresividad/adaptabilidad	0(.186)	1 [‡]
Funcionamiento familiar negativo		
Conflicto	1 [‡]	—
Autoestima/protección		
Autoestima familiar	1.806*	1 [‡]
	(0.251)	
Autoestima escolar	1 [‡]	.676*
		(.087)
Autoestima/riesgo		
Autoestima social	1.777*	1 [‡]
	(0.493)	
Autoestima física	1 [‡]	.821*
		(.131)
Consumo de sustancias		
Consumo de tabaco	1 [‡]	1 [‡]
Consumo de alcohol	0.937	1.418
	(0.063)	(0.203)
Consumo de cannabis/hachís	1.099*	1.400*
	(.067)	(.199)

* $p < 0.001$ (bilateral)

[‡] Fijado a 1.00 durante la estimación

Nota : error estándar entre paréntesis

go son mediadores de la relación entre el funcionamiento familiar y el consumo de sustancias del adolescente. Si atendemos a los signos de los coeficientes de relación, observamos que se trata de tres efectos de mediación, dos de ellos con carácter de riesgo: por un lado, el funcionamiento familiar positivo potencia las autoevaluaciones positivas del adolescente en todos los dominios de la autoestima; sin embargo los dominios social y físico potencian a su vez el consumo de sustancias en el adolescente, mientras que los dominios familiar y escolar lo protegen de implicarse en dicho consumo; por el otro, el funcionamiento familiar negativo influye negativa y significativamente en



* Las líneas continuas representan relaciones significativas entre variables latentes. La significación de las relaciones se ha determinado a partir del error estándar

[‡] $p < 0.001$;

[§] $p < 0.01$. Los coeficientes obtenidos en la muestra 1 se presentan en la parte superior de cada línea y los coeficientes obtenidos en la muestra 2 se presentan en la parte inferior y en cursivas

FIGURA 1. MODELO ESTRUCTURAL MEDIADOR EN LAS MUESTRAS 1 Y 2*

autoestima-protección, de manera tal que se incrementa también el riesgo de consumir sustancias.

En la figura 1 referida a la segunda muestra (coeficientes en cursivas) se observa que los dos tipos de autoestima desempeñan un papel mediador en la relación entre funcionamiento familiar positivo y consumo de sustancias del adolescente. Es importante señalar que nuevamente se observan dos efectos contrarios: de protección, si el mediador es la autoestima conformada por los dominios familiar y escolar, y de riesgo, si el mediador es la autoestima conformada por los dominios social y físico.

Finalmente, se realizaron análisis complementarios para conocer la significación de la mediación (test de Sobel)²⁶ y el porcentaje del efecto total que es mediado (fórmula de McKinnon)²⁷. Los resultados indican que en el modelo mediador calculado en la muestra 1, los tres efectos de mediación observados son significativos ($z = 2.94, p < 0.01$; $z = 2.40, p < 0.05$ y $z = 2.56, p < 0.05$) y median conjuntamente 82% de la relación entre funcionamiento familiar positivo y consumo de sustancias. En la muestra 2, la autoestima de protección y riesgo son mediadores significativos ($z = 1.97, p < 0.05$; $z = 3.12, p < 0.01$) y median conjuntamente 80.7% de relación entre funcionamiento familiar positivo y consumo de sustancias.

Discusión

En el presente estudio se ha analizado el papel mediador de la autoestima en la relación entre el funcionamiento familiar y el consumo de sustancias en adolescentes. Los resultados apoyan la función mediadora de la autoestima y sugieren que, en dicha relación, las características del funcionamiento familiar únicamente constituyen un factor explicativo distal del consumo de sustancias en la adolescencia; es decir, las características positivas o negativas del funcionamiento familiar potencian o inhiben las autoevaluaciones positivas del adolescente en los distintos dominios relevantes de su vida (familia, escuela, sociabilidad y apariencia física), autoevaluaciones que son a su vez importantes predictores del consumo de sustancias de los adolescentes. Estos patrones de relación entre las variables se han replicado en ambas muestras donde se han aplicado instrumentos diferentes de evaluación del sistema familiar, lo que apoya la validez y generabilidad de nuestros resultados e informa que las relaciones de mediación detectadas no dependen de un sesgo sujeto a la utilización de determinados instrumentos.

Los efectos observados no alcanzan 100% de mediación. Esto es indicativo de que en la relación entre funcionamiento familiar y consumo de sustancias existen otros potenciales mediadores, si bien este es un resultado habitual en psicología dada la multicausalidad de los problemas objeto de estudio.⁹ Sin embargo, la mediación observada sobrepasa 80% en las dos muestras, lo que nos hace pensar que las características de funcionamiento familiar, en términos de cohesión, adaptabilidad, expresividad y conflicto, influyen en el consumo de sustancias de los hijos, fundamentalmente, porque influyen previamente en sus autoevaluaciones o autoestima. Estos resultados son coherentes con la perspectiva del interaccionismo simbólico según el cual las autoevaluaciones de una persona se construyen a partir de los *feedbacks* percibidos de los otros significativos.³¹ En nuestro caso, las percepciones que el adolescente tiene de la calidad de las relaciones en su contexto familiar (grado de vinculación entre sus miembros, de adaptabilidad a los cambios, expresividad y conflicto) influyen en su autoestima y confirman los encontrados por otros autores.^{15,22,32}

Respecto de la relación entre la autoestima y el consumo de sustancias, cabe destacar que nuestros resultados apoyan la tesis de que no existe un efecto homogéneo y protector de los distintos tipos de autoestima frente a la implicación del adolescente en problemas de carácter externo como el consumo de sustancias. Por un lado, se confirma que las autoestimas familiar y escolar constituyen una protección frente a este tipo

de conductas de riesgo³³ y, por el otro, los resultados apoyan la idea de Brendgen y colaboradores,³⁴ según la cual es posible que exista un “lado oscuro” de la autoestima y que una autoestima muy elevada en determinadas dimensiones (social y física) indique un mayor riesgo de implicación en problemas de carácter externo. En este sentido, es necesario tener en cuenta que el consumo de sustancias es una conducta fundamentalmente social durante la adolescencia y que el consumo moderado u ocasional es relativamente normativo en el contexto cultural español. De este modo, es factible pensar que los adolescentes que consumen ciertas sustancias (aquellas con un uso más extendido como las evaluadas en este trabajo) con los iguales se autoperciban como “seres sociales normales” e incluso se autoevalúen positivamente.¹⁷ Estos resultados vienen a contestar la imagen tradicional que tienen los investigadores de la autoestima como un recurso psicológico que fomenta el ajuste saludable del adolescente^{15,16} y confirman la necesidad de analizar la autoestima desde una perspectiva multidimensional en trabajos relacionados con el consumo de sustancias en la adolescencia.

Sin embargo, el presente estudio está sujeto a algunas limitaciones que es necesario señalar. En este sentido, si bien en los modelos mediadores se asume que la variable independiente antecede temporalmente a la mediadora y ésta a la consecuente, no pueden establecerse categóricamente estas relaciones causales entre las variables, dado el carácter transversal de los datos. La disponibilidad de datos en distintos momentos temporales permitiría clarificar el problema de la posible “bidireccionalidad” de los resultados y es una consideración que tenemos presente en próximas investigaciones.

En síntesis y pese a las limitaciones señaladas, los resultados encontrados proveen información importante acerca de los vínculos entre las variables objeto de análisis y presentan una potencial importancia teórica y sugerentes implicaciones prácticas. Parece que, en gran parte, las características del funcionamiento familiar influyen en el consumo de sustancias de los hijos/as adolescentes porque influyen en el desarrollo de su autoestima, tanto la protectora como la de riesgo. El equilibrio de fuerzas entre éstas predice significativamente su implicación en un mayor o menor consumo de sustancias. En relación con el ámbito de la intervención, sería necesario contemplar la posibilidad de contrarrestar los efectos negativos potenciales de unas autoestimas social y física sobrevaloradas. Un posible camino para este trabajo comenzaría por responder los modelos e imágenes sociales y culturales que asocian el consumo de determinadas sustancias a una imagen atractiva y sociable de la persona.

Referencias

1. Observatorio Español sobre Drogas. Encuesta sobre drogas a población escolar. Madrid: Ministerio del Interior. Delegación del Gobierno para el Plan Nacional sobre Drogas, 2004.
2. Butters JE. Family stressors and adolescent cannabis use: a pathway to problem use. *J Adolescence* 2002;25:645-654.
3. Gilvarry E. Substance abuse in young people. *J Child Psychology and Psychiatry* 2002;41(1):55-80.
4. Natera-Rey G, Borges G, Medina-Mora Icaza ME, Solís-Rojas L, Tiburcio-Sainz M. La influencia de la historia familiar de consumo de alcohol en hombres y mujeres. *Salud Publica Mex* 2001; 43(1):17-26.
5. Bhattacharya G. Drug use among Asian-Indian adolescents: identifying protective/risk factors. *Adolescence* 1998;33:169-184.
6. Fagan P, Brook JS, Rubenstein E, Zhang Ch. Parental occupation, education, and smoking as predictors of offspring tobacco use in adulthood: A longitudinal study. *Addictive Behaviors* 2005;30:517-529.
7. Bogenschneider K, Wu MY, Raffaelli M, Tsay JC. Parent influences on adolescent peer orientation and substance use: The interface of parenting practices and values. *Child Development* 1998;69:1672-1688.
8. Engels RCME, Vitaro F, Blokland EDE, de Kemp R, Scholte RHJ. Influence and selection processes in friendships and adolescent smoking behaviour: the role of parental smoking. *J Adolesc* 2004;27(5):531-544.
9. Baron RM, Kenny DA. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations. *J Pers Soc Psychol* 1986;51(6):1173-1182.
10. Butler RJ, Gasson, SL. Self Esteem/Self Concept Scales for Children and Adolescents: A Review. *Child and Adolescent Mental Health* 2005; 10(4):190-201.
11. Emler N. Self esteem: The costs and causes of low self worth. York: Joseph Rowntree Foundation, York Publishing Services Ltd, 2001.
12. Laure P, Binsinger C, Ambard M-F, Friser A. L'intention des pré-adolescents de consommer des substances psychoactives. *Les Cahiers Internationaux de Psychologie Sociale* 2004;62:89-95.
13. Nóbrega D, Ferreira AS, Paredes TF, Anjos PA. Drugs consumption and its relation with self-concept. IX Conference of the European Association for Research on Adolescence. Porto (Portugal), 2004.
14. Schroeder D, Laflin M, Weis D. The relationship between self-esteem and drug use: Methodological and statistical limitations of the research. *J Drug Issues* 1993;23:645-665.
15. Harter S. Self and identity development. En: Feldman SS, Elliot GR, eds. *At the threshold: The developing adolescent*. Cambridge: MA Harvard University Press, 1990.
16. Taylor SE, Brown JD. Positive illusions and well-being revisited: Separating fact from fiction. *Psychological Bulletin* 1994;116:21-27.
17. Musitu G, Herrero J. El rol de la autoestima en el consumo moderado de drogas en la adolescencia. *Sociotam: Revista Internacional de Ciencias Sociales* 2003;13(1):285-306.
18. O'Moore M, Kirkham C. Self-esteem and its relationship to bullying behaviour. *Aggres Behav* 2001;27:269-283.
19. Musitu G, García J. Consecuencias de la socialización familiar en la cultura española. *Psicothema* 2004;16(2):288-293.
20. Moos RH, Moos BS, Trickett EJ. Escalas de clima social. Madrid: TEA, 1984. (Adaptación española de R. Fernández-Ballesteros y B. Sierra).
21. Olson DH, Portner J, Lavee Y. *FACES III*. St. Paul: University of Minnesota, 1985 (Adaptación española de Musitu, Buelga, Lila y Cava).
22. Musitu G, Buelga S, Lila M, Cava MJ. Familia y adolescencia. Madrid: Síntesis, 2001.
23. García F, Musitu G. *Autoconcepto Forma 5*. Madrid: TEA, 1999.
24. Bentler PM. *EQS Structural Equations Program Manual*. Encino, CA, Multivariate Software, 1995.
25. Holmbeck GN. Toward terminological, conceptual and statistical clarity in the study of mediators and moderators: examples from the child-clinical and pediatric psychology literatures. *J Consult Clin Psychol* 1997;4:599-610.
26. Sobel ME. Asymptotic confidence intervals for indirect effects in structural equations models. En: Leinhardt S, ed. *Sociological methodology*. San Francisco: Jossey-Bass, 1982:290-312.
27. McKinnon DP, Dwyer JH. Estimating mediated effects in prevention studies. *Eval Rev* 1993;17:144-158.
28. Hu LT, Bentler PM. Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equations Modeling* 1999;6:1-55.
29. West SG, Finch JF, Curran PJ. Structural equations models with non-normal variables. En: Hoyle RH. *Structural equation modeling: Concepts, issues and applications*. Thousand Oaks: Sage, 1995:56-75.
30. Hair JF, Anderson Jr RE, Tatham RL, Black WC. *Análisis Multivariante*. Madrid: Pearson Educación, 1999.
31. Mead GH. *Mind, self and society*. Chicago: University of Chicago Press, 1934.
32. Alonso J, Román JM. Prácticas educativas familiares y autoestima. *Psicothema* 2005;17(1):76-82.
33. Flisher AJ, Evans J, Muller M, Lombard C. Brief report: Test-retest reliability of self-reported adolescent risk behaviour. *J Adolesc* 2004; 27(2):207-212.
34. Brendgen M, Vitaro F, Turgeon L, Poulin F, Wanner B. Is there a dark side of positive illusions? Overestimation of social competence and subsequent adjustment in aggressive and nonaggressive children. *J Abnorm Child Psychol* 2004;32(3):305-320.