

Efectos indirectos de la frustración sobre la desviación en el ámbito deportivo profesional y semiprofesional. Un enfoque de ecuaciones estructurales

Alfonso Serrano Maíllo^a, Marco Teijón Alcalá^{ab}

^aUniversidad Nacional de Educación a Distancia

^bSalford University.

Serrano Maíllo, A. y Teijón Alcalá, M. (2019). Efectos indirectos de la frustración sobre la desviación en el ámbito deportivo profesional y semiprofesional. Un enfoque de ecuaciones estructurales. *Revista Electrónica de Criminología*, 01-04, 1-11.

RESUMEN: La tradición teórica de la frustración predice que el bloque de oportunidades es un importante factor de la desviación. La teoría general de la frustración hipotetiza que su efecto estará mediado al menos parcialmente por emociones negativas, especialmente por la ira. Para contrastar hipótesis derivadas de las teorías de la frustración, en el presente estudio hemos utilizado una muestra de conveniencia de deportistas adultos y jóvenes adultos. Frente al habitual enfoque por pasos, hemos recurrido aquí a modelos de ecuaciones estructurales, que cuentan con importantes ventajas. Nuestros resultados, que controlan el efecto de importantes variables, apuntan a una relación directa entre bloqueo e ira y entre ésta y comportamientos ilícitos, pero no se han encontrado pruebas de efectos directos del bloqueo sobre las infracciones.

PALABRAS CLAVE: frustración, ira, efectos mediadores, modelos de ecuaciones estructurales

INDIRECT EFFECTS OF FRUSTRATION ON DEVIATION IN THE PROFESSIONAL AND SEMI-PROFESSIONAL SPORTS ENVIRONMENT. A STRUCTURAL EQUATION APPROACH

ABSTRACT: Both classical and contemporary strain theories predict that blockage of opportunities is an important factor in deviance. General strain theory does not preclude a direct effect of blockage on deviance, but the theory expects that the effect will be mediated by negative emotions, specially anger. This mediation will be at least partial. Professional and semi-professional sports is an area where blockage will have a strong presence. We rely on a convenience sample of adults and young adults involved in sport activities. From an analytical point of view, we use structural equation models, which are quite flexible, and propose them as an alternative to the causal steps approach. Our results point to a direct association of blockage and anger on the one hand, and of anger and infractions on the other, controlling for some important covariates. We have not found evidence of direct effects of blockage on infractions.

KEYWORDS: strain, anger, mediating effects, structural equation models

FECHA DE RECEPCIÓN EN REC: 01/06/2019

FECHA DE PUBLICACIÓN EN REC: 01/08/2019

AUTOR/A DE CORRESPONDENCIA: Alfonso Serrano Maíllo aserranom@der.uned.es

SUMARIO: 1.- El bloqueo de oportunidades y el rol mediador de la ira en la teoría general de la frustración. 2.- El presente estudio. 2.1.- Hipótesis. 2.2.-Muestra. 2.3.- Medidas. 2.4.- Estrategia analítica. 3.- Resultados. 4.- Discusión. 4.1.- Efectos indirectos. 4.2- Los modelos de ecuaciones estructurales como alternativa al modelo de pasos. 4.3.- Efectos totales no significativos: ¿mediación inconsistente? 4.4.- ¿Mediación total o parcial?. 5.-Limitaciones.

1. El bloqueo de oportunidades y el rol mediador de la ira en la teoría general de la frustración

Tras perder el papel preponderante que tuvieron en los años cincuenta y sesenta del siglo pasado, las teorías de la frustración experimentaron un resurgimiento que comenzó en los años ochenta y que se mantiene en la actualidad (Serrano Maíllo, 2017). En el elenco más actual de esta familia destaca la teoría general de la frustración, que se presenta como una extensión y ampliación de las teorías clásicas. Así, Aseltine y sus colegas (2000, p. 256) escriben que «Agnew elabora la teoría de la anomia de Merton»; y Broidy (2001, p. 9) que Agnew «se mantiene fiel al argumento subyacente de que la frustración se encuentra en la raíz del comportamiento criminal delictivo». Este mismo autor propone una ampliación de las fuentes de frustración (Agnew, 1992), si bien esta sugerencia se remonta a Parsons (Clinard, 1964), de modo que puede haber aquí un vínculo de unión entre la teoría general de la frustración y las versiones clásicas de esta familia.

Un segundo vínculo es que Agnew (1992) trata de *unificar* las fuentes de frustración, en particular en torno a «*relaciones negativas con otros*» en las que el individuo no es tratado como desea. La teoría general de la frustración reconoce tres fuentes principales de frustración: que se impida conseguir metas valoradas positivamente; que se quiten o se amenace con quitar estímulos valorados positivamente; y que se exponga o se amenace con exponer a estímulos valorados negativamente. En el primer conjunto de situaciones se encuentra el núcleo fundamental de las teorías clásicas de la frustración (Agnew, 2016; Merton, 1938). Los otros dos conjuntos de situaciones también se encuentran conectadas con el bloqueo y el mismo Agnew concede que las tres fuentes de frustración son ideales y tienden a solaparse, así como que en ocasiones un mismo escenario puede incluirse en cualesquiera de las fuentes mencionadas.

El segundo mecanismo nuclear de la teoría general de la frustración es la ira o, más en general, las emociones negativas. La familia clásica de la frustración, al tener un carácter macro o agregado, apenas mencionó elementos emocionales individuales –aunque una tradición que se considera a sí misma inspirada en Durkheim (Teijón Alcalá, 2018) no puede

exagerar su importancia–, con lo que puede advertirse aquí una aportación genuina de la teoría general de la frustración. La idea es que la frustración genera ira u otras emociones negativas que, entre otras cosas, hacen nacer el *deseo de hacer algo para corregir una situación negativa, ofrecen justificaciones para conductas ilícitas y presionan en esa dirección*, y uno de los posibles cursos de la acción es el delito. Aquí existiría un efecto *indirecto* del bloqueo de oportunidades sobre el delito (H_3) (MacKinnon, 2008). Para complicar algo más las cosas, Agnew (2005) añade, aunque sin mucha determinación (Broidy, 2001), que la frustración *objetiva puede* causar el delito de modo inmediato, directo, sin el rol mediador de la ira. Esta conexión es consistente con las teorías clásicas. Las teorías de la frustración sostienen que no siempre la frustración objetiva se transformará en ira y/o en delito (ya Merton, 1938). Variables como el autocontrol, las amistades delincuentes, la edad o el sexo pueden ser relevantes aquí y deben controlarse (Agnew, 1992).

Como hemos mencionado, nos encontramos ante un desarrollo teórico vivo. La teoría general de la frustración ha ido añadiendo complejidad a la tradición teórica de la frustración en el ámbito individual. A pesar de ello, puede mantenerse que el bloqueo de oportunidades sigue constituyendo una fuente de frustración objetiva fundamental tanto de modo directo como indirecto. Al mismo tiempo, la investigación empírica ha encontrado a menudo una asociación entre bloqueo de oportunidades y delincuencia a nivel individual (Burton y Cullen, 1992).

En efecto, existen algunas evidencias de una relación directa entre frustración y delito (Baron, 2009; Broidy, 2001; Mazerolle et al., 2000; Moon et al., 2008; Sun et al., 2016), pero también se ha observado una relación mediada por emociones negativas. Esta segunda vía implica que la frustración (X) genera ira (M) (a) y, ésta, criminalidad (Y) a nivel individual (b), mediando la ira el efecto de la primera sobre la última (c'). Por una parte, la relación entre frustración e ira (a) ha recibido apoyo empírico en la investigación comparada (Aseltine et al., 2000; Broidy, 2001). La conexión directa entre ira y delito (b) parece también clara desde un punto de vista empírico (Baron, 2006; 2009; Broidy, 2001); si bien, Mazerolle y otros (2000) no observaron que la ira mediara el efecto de la frustración sobre el delito; ni Sun y sus colegas (2016) que las emociones negativas se relacionaran con la criminalidad femenina.

La conexión *directa* entre frustración y delito (c') ha recibido apoyo empírico. Aunque Jang y Johnson (2003, p. 95) afirman que las emociones negativas «median completamente» los efectos de la frustración sobre los comportamientos desviados, diversas investigaciones han hallado efectos directos, habitualmente mediados (sólo) de modo parcial por las emociones negativas (Scheuerman, 2013; Sigfusdottir et al., 2004). Por el contrario, Asgeirsdottir y otros (2011) observaron que el

abuso sexual y los conflictos o la violencia familiar se relacionaban de forma directa con comportamientos autodestructivos y consumo de sustancias aun después de controlar por otras variables entre las que se encontraban la ira y la depresión. En varios trabajos, Mazerolle y otros (2000; 2003) no reportaron apoyo para la hipótesis de que la ira media la relación entre frustración y varios comportamientos delictivos, con alguna excepción; mientras que Jang y Song (2015, p. 425) concluyen que «la frustración objetiva también estaba relacionada indirectamente [...] con la delincuencia a través de [...] la depresión/ansiedad», pero no de la ira. Finalmente, algunas investigaciones no han podido encontrar efectos de la frustración sobre las infracciones (Morash y Moon, 2007).

2. El presente estudio

2.1. Hipótesis

Las hipótesis aquí planteadas son las siguientes:

- H₁. Existe una relación positiva y directa entre bloqueo de oportunidades e ira.
- H₂ Existe una relación positiva y directa entre ira e infracciones.
- H₃. Existe una relación positiva e indirecta a través de la ira entre bloqueo de oportunidades e infracciones.

2.2. Muestra

A fin de contrastar nuestras hipótesis, contamos con una muestra de conveniencia de jóvenes adultos y adultos deportistas profesionales y semiprofesionales. En la dimensión que nos interesa, la teoría general de la frustración puede ser testada mediante cualquier muestra que incluya una variabilidad suficiente (Serrano Maíllo, 2013). Los datos proceden de un estudio más amplio sobre comportamientos desviados en el ámbito del deporte profesional y semiprofesional (Teijón Alcalá y Sillero Quintana, 2018). El modo de recogida de datos fue el cuestionario de autoinforme, el cual se cumplimentó en línea mediante la aplicación informática 1KA (Callegaro et al., 2015). La muestra utilizada asciende a 252 individuos, para los que contamos con información completa al nivel del ítem.

2.3. Medidas

Variable dependiente: *infracciones*. Se trata de un índice sumatorio de siete ítems sobre infracciones que pueden cometerse en la práctica deportiva. Se pedía a los

encuestados que indicaran el *número de veces* que habían realizado una serie de conductas ilícitas en el último año. Puesto que no es plausible conjeturar una variable latente que cause las respuestas a ítems de este tipo, hemos procedido a sumar las respuestas a cada ítem. El resultado es un conteo que sigue una distribución binomial negativa (Long, 1997). Puntuaciones más elevadas indican que se han cometido más infracciones. Por razones que especificaremos más abajo relacionadas con los residuos, emplearemos aquí una transformación logarítmica de la variable *infracciones* ($\ln_{infracciones}$).

Variable independiente: *bloqueo de oportunidades*. Contamos con cuatro ítems que asumimos están causados por una variable latente de bloqueo. Un análisis factorial confirmatorio favorece de modo robusto la hipótesis de que el bloqueo es un constructo unidimensional (χ^2 , ns; RMSEA=0,087; CFI=0,956; SRMR=0,032; N=252): todos los ítems se relacionan de modo altamente significativo con la variable latente *bloqueo* ($p < 0,0005$). Puntuaciones más elevadas representan niveles más altos de bloqueo.

Variable mediadora: *ira*. Hemos medido la emoción negativa *Ira* mediante un solo ítem: «Me he cabreado bastante cuando he perdido o he tenido una mala actuación». Puntuaciones más elevadas representan niveles más altos de ira.

Covariantes: *autocontrol bajo*. Para medir esta variable se ha utilizado una versión reducida de la escala de ocho ítems de Wikström (2009). Un análisis factorial confirmatorio apunta a la existencia de una variable latente unidimensional (χ^2 , ns; RMSEA=0,077; CFI=0,986; SRMR=0,032; N=252): todos los ítems se relacionan de modo altamente significativo con una variable latente ($p < 0,0005$). Puntuaciones más elevadas representan menores niveles de autocontrol, o sea mayores de autocontrol bajo.

Covariantes: *pares infractores*. Siete ítems pedían a los encuestados que indicaran el número de amigos que hubieran realizado en el último año una serie de comportamientos desviados en el ámbito deportivo. Puntuaciones altas indican mayor asociación con pares infractores. Pares infractores y autocontrol son variables que deben controlarse siempre en Criminología (Serrano Maíllo, 2013) si se desea evitar un problema de especificación (MacKinnon, 2008).

Variables sociodemográficas. Finalmente se incorporan la *edad*; y el *sexo*, correspondiendo el 1 al hombre y el 2 a la mujer.

A continuación, la *Tabla 1* muestra los estadísticos descriptivos más importantes de las variables utilizadas en el presente estudio.

Tabla 1.
Estadísticos descriptivos de las variables (observadas) utilizadas en este estudio (ver Anexo)

	Media	Desviación típica	Mínimo	Máximo
<i>Infracciones</i>	2,754	7,037	0	60
<i>Ln_infracciones</i>	,098	1,243	-,69	4,1
«Creo que he tenido mala...»	2,56	1,231	1	5
«Ciertas personas o circunstancias...»	2,3	1,116	1	5
«No he alcanzado mis objetivos...»	2,24	1,06	1	5
«Creo que hay otros deportistas...»	2,12	,958	1	5
<i>Ira</i>	2,825	1,241	1	5
«Cuando me enfado...»	2,65	1,128	1	5
«En ocasiones...»	2,79	1,195	1	5
«A veces tomo algún riesgo...»	2,49	1,11	1	5
«A menudo me aburro...»	2,56	1,022	1	5
<i>Pares infractores</i>	8,46	16,164	0	89
<i>Sexo</i>	1,238	,427	1	2
<i>Edad</i>	31,81	11,123	18	64

N=252.

2.4. Estrategia analítica

Aunque nuestras tres hipótesis pueden contrastarse de modo independiente, aquí utilizaremos un único modelo de ecuaciones estructurales a tal fin (Muthén, 2011). En efecto, existen varias formas de testar los efectos indirectos de una variable independiente (X) sobre otra dependiente (Y) a través de una tercera mediadora (M). La literatura ha utilizado comparaciones entre modelos, métodos por pasos causales (Sun et al., 2016), procedimientos de regresión, estrategias contrafácticas y, como aquí, modelos de ecuaciones estructurales (Jang y Song, 2015).

En efecto, el análisis de mediación puede llevarse a cabo mediante modelos de ecuaciones estructurales (Iacobucci, 2008). Existe una cierta polémica acerca de hasta qué punto cabe aquí una interpretación causal (MacKinnon, 2008), dado el cumplimiento de ciertas asunciones, aunque los modelos de mediación son modelos causales.

Un efecto indirecto significa que los efectos de un predictor (X) sobre un resultado o variable dependiente (Y) operan a través de una variable moderadora (M) (Hayes, 2013). Es menester considerar la introducción adicional de interacciones –en este caso del tipo X*M–, pero tanto nuestro punto de vista teórico (en el mismo sentido Morash y Moon, 2007) como diversas pruebas empíricas desaconsejan esta opción, en lo cual seguimos

a VanderWeele (2015). Como repetiremos, en el caso típico es menester controlar potenciales *confundidores* (C).

Uno de los problemas del enfoque de ecuaciones estructurales en escenarios como el nuestro es la dificultad para acomodar el análisis de variables observadas dependientes con distribuciones muy sesgadas. Como es bien sabido, existen herramientas de regresión especialmente diseñadas para tener en cuenta estas distribuciones. Un expediente alternativo en casos como el nuestro en el que deseamos *salvar* la aplicación del modelo lineal es el de las transformaciones logarítmicas. La opción elegida es el logaritmo natural (Gelman y Hill, 2007).

A mayor abundamiento podemos compararla empíricamente con una opción casi opuesta como es la cuadrática y otra muy próxima como es la de raíz cuadrada. La *Tabla 2* muestra, con una vocación puramente descriptiva, las correlaciones bivariadas entre la variable infracciones y sus transformaciones logarítmicas, cuadrática y de raíz cuadrada. De relevancia más sustantiva, la *Tabla 3* compara cuatro modelos de regresión lineal¹ mediante un estadístico de bondad de ajuste como el coeficiente de correlación que comparten los mismos regresores y que utilizan como variable dependiente las tres estimaciones de Infracciones: la original y las tres transformadas.

Tabla 2.
Correlaciones bivariadas entre infracciones y tres transformaciones de la misma (logarítmica, cuadrática y de raíz cuadrada)

	<i>Infracciones</i>	<i>Ln_Infracciones</i>	<i>Infracciones^2</i>	$\sqrt{\text{Infracciones}}$
<i>Infracciones</i>	1			
<i>Ln_infracciones</i>	,863	1		
<i>Infracciones^2</i>	,903	,609	1	
$\sqrt{\text{Infracciones}}$,964	,963	,769	1

N=252.

Para todas las correlaciones, $p < 0,0005$

¹ Análisis realizados con Stata 12.

Tabla 3.

Comparación empírica entre cuatro modelos de regresión lineal con la variable independiente original y transformada de tres modos distintos: infracciones

Variable dependiente	R ²
Infracciones	,148
Ln_Infracciones	,228
Infracciones ²	,067
√Infracciones	,211

N=252

Regresores: bloqueo, ira, autocontrol bajo, edad y sexo

Como puede comprobarse en la *Tabla 2*, la correlación entre *infracciones* y *Ln_infracciones* es muy alta ($=0,863$; $p<0,0005$). La transformación cuadrática correlaciona incluso más, pero empeora nuestra situación al *estirar* aún más la distribución precisamente hacia su derecha (rango=0-3600; media=56,7; desviación típica=274,215). La *Tabla 3* indica que el modelo (con covariantes) que utiliza como variable dependiente *Ln_infracciones* es superior a todos los demás. A la vez, una comparación de los residuos predichos y observados antes y después de la transformación (gráficos no mostrados)², muestra una mejora muy significativa.

Puesto que un problema básico en los análisis de mediación es la obtención de los errores típicos (Hayes, 2013), recurriremos a bootstrap a tal fin.

3. Resultados

Para contrastar H_3 -y, al mismo tiempo, sus dos hermanas-, debemos atender a las relaciones que guardan las variables entre sí, en particular si el bloqueo de oportunidades muestra un efecto indirecto sobre las infracciones a través de la ira, que desempeñaría un rol mediador. A tal fin, se procede a regresar Y (esto es *Ln_infracciones*, infracciones en su versión transformada) y M (ira) sobre un campo común de variables que incluyen nuestra variable independiente X (bloqueo de oportunidades) y un conjunto C de covariantes (autocontrol bajo, pares infractores, edad y sexo); M también ejerce de predictor de Y. La lógica de este procedimiento es que X puede influir sobre Y tanto directa como indirectamente puesto que M es un predictor de Y, y X lo es a su vez de M. De ahí los dos esfuerzos *integrados* de regresión. Mplus 6 calcula ambas ecuaciones de modo simultáneo y ofrece una estimación de los efectos directos, indirectos y totales.

Este esfuerzo utiliza como estimador ML (=máxima verosimilitud), 252 observaciones y solicita 10000 sacas de bootstrap (B). No se han detectado problemas evidentes en los cálculos (grados de libertad=55) (Bollen, 1989). Por el momento ignoraremos el ajuste del modelo, que no es bueno (p para $\chi^2<0,0005$; RMSEA=0,093; CFI=0,808; SMRM=0,094), ya que buscamos el contraste de H_3

controlando por variables que ciertamente pueden no encajar empíricamente, pero que *a priori* son exigidas por la teoría criminológica.

Tabla 4.

Dos análisis de regresión lineal (ML): Ln_infracciones e ira

Variable dependiente:	Ln_infracciones	Ira
	b (E.T.)	
Ira	,178** (.056)	-
Bloqueo de oportunidades	ns	,66* (.33)
Autocontrol bajo	ns	ns
Pares infractores	,043*** (.006)	,166* (.067)
Sexo	ns	-,314* (.19)
Edad	-,017** (.005)	-,017* (.008)
Constante	ns	ns
R ²	,487	,136
Varianza residual	,775***	1,292***

N=252.

Sacas de bootstrap=9978.

+ : $p<0,1$; * : $p<0,05$; ** : $p<0,01$; *** : $p<0,0005$; ns=no significativo.

Tabla 5

Estimación de efectos indirectos a través de la ira, directos y totales (ML): bloqueo de oportunidades sobre Ln_infracciones (estimaciones con covariantes)

Estandarización:	STDYX	STD
Efectos indirectos	,044* (.022)	,054* (.027)
Efectos directos	ns	ns
Efectos totales	0,121 (.073)+	0,149 (.09)+

N=252.

+ : $p\leq 0,1$; * : $p<0,05$; ns=no significativo.

Error típico de la estimación entre paréntesis.

Variables controladas: autocontrol bajo, pares infractores, sexo y edad.

La *Tabla 4* muestra los dos análisis de regresión, con *Ln_infracciones* e *ira* como variables dependientes -recuérdese que ambos análisis se encuentran conectados entre sí y son la base del contraste de H_3 . Los regresores coinciden con la excepción de la *ira*, que lógicamente no se incluye como tal cuando actúa como variable dependiente. En la primera regresión, la *ira* predice nuestra versión transformada de las *infracciones* de modo estadísticamente significativo -lo cual favorece H_1 -, pero éste no es el caso del *bloqueo de oportunidades*. Eso quiere decir que no existen pruebas de efectos directos de nuestra variable independiente básica sobre las *infracciones*, al menos en este modelo. La importancia de esta afirmación no puede ponderarse suficientemente porque es incompatible con el enfoque habitual en el estudio de hipótesis mediadoras. Como repetiremos, esto es consistente, en su caso, con que los efectos del bloqueo -los cuales son esperados por la familia de las teorías de la frustración- sean mediados por otra u otras variables. Como era esperable, la ira se relaciona de modo positivo con nuestra variable dependiente fundamental. Este modelo arroja un

² Como nota 1.

coeficiente de determinación de 0,487, esto es que explica casi el 50 por ciento de la varianza de la variable respuesta. En la segunda regresión, el *bloqueo de oportunidades* predice la *ira* de modo estadísticamente significativo –lo cual favorece H_2 –, también de modo consistente con que su potencial efecto sobre las *infracciones* pueda estar mediado por la *ira*. El modelo explica el 14 por ciento de la varianza de la variable *ira*. Las covariantes *pares infractores* –como era esperable, niveles más elevados de asociación diferencial predicen más *infracciones* y más *ira*–; y *edad* –como era esperable, más *edad* predice menos *infracciones* y menos *ira*– alcanzan la significación estadística en ambas regresiones; justo lo contrario que el *autocontrol bajo* (ns en ambos casos). El *sexo* no predice las *infracciones* una vez controladas variables teóricamente relevantes –lo cual no puede ser sorprendente–; aunque sí la *ira*: ser mujer se relaciona en esta muestra con niveles más elevados de esta emoción negativa.

La *Tabla 5* muestra los efectos indirectos, directos y totales de nuestra variable independiente *bloqueo de oportunidades* sobre nuestra variable dependiente nuclear *infracciones*, obtenidos mediante máxima verosimilitud. Estos análisis se encuentran conectados de modo inmediato con las regresiones reportadas en la *Tabla 4*. Como sabemos, este esfuerzo incluye covariantes. Los resultados muestran que existe un efecto indirecto del *bloqueo* sobre las *infracciones* a través de la *ira* que es significativo desde un punto de vista estadístico al nivel habitual $\alpha=0,05$. La estandarización total (STDXY) es significativa (coeficiente=0,044; E.T.=0,022; $t=1,984$; $p=0,047$). Esto implica una relación de mediación (intervalo de confianza [=IC] al 95 por ciento=0,001 0,087). Los efectos directos del *bloqueo* sobre las *infracciones* están muy lejos de ser significativos desde un punto de vista estadístico. Esto podría implicar una mediación total (MacKinnon, 2008). Finalmente, los efectos totales no alcanzan la significación estadística al nivel habitual (coeficiente=0,121; E.T.=0,073; $t=1,654$; $p=0,098$; IC al 95 por ciento=-0,022 0,265), de modo que no puede descartarse que el mismo sea igual a cero. La estandarización alternativa STD ofrece resultados semejantes.

Como vemos, estos hallazgos favorecen H_1 y H_2 y, en particular para nuestros intereses sustantivos, H_3 , esto es que *el efecto del bloqueo de oportunidades sobre las infracciones está mediado*, al menos parcialmente, por la *ira*.

Tabla 6.

Dos análisis de regresión lineal (ML) [sin autocontrol bajo]: Ln_infracciones e ira

Variable dependiente:	Ln_infracciones	Ira
	b (E.T.)	
<i>Ira</i>	,179** (.055)	-
<i>Bloqueo de oportunidades</i>	ns	,653* (.319)
<i>Pares infractores</i>	,043*** (.006)	,011* (.005)
<i>Sexo</i>	ns	-,358+ (.187)
<i>Edad</i>	-,018** (.005)	-,02** (.007)
<i>Constante</i>	ns	3,824*** (.402)
R ²	,489	,14
Varianza residual	,776***	1,299***

N=252.

Sacas de bootstrap=9973.

+ : $p<0,1$; * : $p<0,05$; ** : $p<0,01$; *** : $p<0,0005$; ns=no significativo.

Tabla 7.

Estimación de efectos indirectos a través de la *ira*, directos y totales (ML): *bloqueo de oportunidades sobre Ln_infracciones* (estimaciones con covariantes [sin autocontrol bajo])

Estandarización:	STDYX	STD
Efectos indirectos	,046* (.022)	,056* (.027)
Efectos directos	ns	ns
Efectos totales	0,121 (.07)+	0,149 (.087)+

N=252.

+ : $p<0,1$; * : $p<0,05$; ns=no significativo.

Error típico de la estimación entre paréntesis.

Variables controladas: pares infractores, sexo y edad.

Puede considerarse que se trata de una *mediación próxima* en cuanto que el efecto $X \rightarrow M$ es más fuerte (coeficiente para estandarización total=0,247) que el de $M \rightarrow Y$ (coeficiente para estandarización total=0,177) (Hoyle y Kenny, 1999). Sobre si es *completa* volveremos más abajo, aunque puede adelantarse que ello es improbable a pesar de los hallazgos.

Como se dijo y puesto que nuestro primer esfuerzo consistía en contrastar H_3 controlando por variables de interés teórico, no nos preocupamos por el mal ajuste del modelo. Es posible mejorar el mismo, para lo cual hemos recurrido sencillamente a remover la variable *autocontrol bajo*, que no alcanzaba la significación estadística en ninguno de los análisis esbozados. No se ha ensayado ninguna modificación adicional (como hacen, por ejemplo, Aseltine et al., 2000). Repetimos el ejercicio, pues, con esta única diferencia. Este nuevo esfuerzo utiliza de nuevo como estimador ML (=máxima verosimilitud), 252 observaciones y solicita 10000 sacas de bootstrap para estimar de este modo los errores típicos. No se han detectado problemas evidentes en los cálculos (grados de libertad=20). El ajuste del modelo es ahora aceptable según los puntos de corte habituales (p para $\chi^2<0,0005$; RMSEA=0,079; CFI=0,9; SMRM=0,057). Los estadísticos y coeficientes de la *Tabla 6* coinciden bastante aproximadamente con los de la *Tabla 4*, de modo que no repetiremos la

información. Algo semejante podría decirse de la Tabla 7 –en relación con la 5–, de modo que nos limitaremos a su relevancia para contrastar H_3 : existe un efecto indirecto del *bloqueo* sobre las *infracciones* a través de la *ira* (para STDXY, coeficiente=0,046; E.T.=0,022; $t=2,093$; $p=0,036$), que implica mediación (intervalo de confianza [=IC] al 95 por ciento=0,003 0,088); los efectos directos del bloqueo sobre las infracciones vuelen a estar lejos de ser significativos. Finalmente, los efectos totales no alcanzan la significación estadística al nivel habitual (coeficiente=0,121; E.T.=0,07; $t=1,722$; $p=0,085$; IC al 95 por ciento=-0,017 0,259), aunque sí marginalmente, de modo que no puede descartarse que el mismo sea igual a cero (MacKinnon, 2008). La estandarización alternativa STD ofrece resultados semejantes. Estos nuevos hallazgos favorecen igualmente H_3 –así como, necesariamente, a sus compañeras H_1 y H_2 .

4. Discusión

4.1. Efectos indirectos

Desde un estricto punto de vista material, nuestros hallazgos son consistentes con las teorías de la frustración. Si bien es cierto que la teoría general de la frustración conjetura de modo expreso que el bloqueo de oportunidades tendrá efectos *indirectos* sobre las infracciones a través de la ira, esto es que propone hipótesis sobre efectos mediadores; sus familiares más antiguos y clásicos se ubicaban en un nivel de análisis superior, de modo que podrían acudir al mismo mecanismo cuando se apliquen al comportamiento desviado de los individuos. Aunque la teoría general de la frustración concede con una cierta ambigüedad que pueden existir también efectos *directos* del bloqueo sobre la desviación, estos efectos directos en el caso típico son poco interesantes y representan «la parte “no explicada” de la relación X-Y» y, de hecho, se espera que desaparezca con mediadores y controles adecuados (Zhao et al., 2010, p. 199). Nuestros resultados respaldan esta idea.

En esta investigación hemos utilizado una serie de constructos unidimensionales como el bloqueo en el ámbito deportivo, la ira y las infracciones en este mismo contexto. Algunos desarrollos de la teoría general de la frustración distinguen tipos de frustración, tipos de emociones negativas y tipos de delitos o actos desviados (Agnew, 2006). Por ejemplo, ciertas emociones aumentarían la probabilidad de unos delitos, pero no de otros: la ira, conductas utilitarias e instrumentales de carácter activo e impulsivo que pueden entrañar cierta agresividad (Aseltine et al., 2000); la depresión, la inseguridad, la impotencia o la ansiedad, conductas menos activas (Asgeirsdottir et al., 2011). En línea con estas observaciones, las infracciones que hemos considerado en el presente trabajo se

relacionan especialmente con conductas más bien activas y dirigidas hacia el exterior (Jang y Johnson, 2003).

En nuestros análisis, tener amigos infractores aumenta la probabilidad tanto de verse uno envuelto en infracciones como de experimentar sentimientos de ira cuando se obtiene un mal resultado. Es decir, que aumenta la probabilidad de desviación por vía directa e indirecta. La teoría general de la frustración pronostica que el bloqueo de oportunidades puede estar vinculado a un estilo de pensamiento que culpabiliza a los demás de lo que nos ocurre (Agnew, 2006), lo cual puede potenciarse a través de los pares. El autocontrol no predice en nuestro estudio ni las infracciones ni la ira. Aunque ser mujer no tiene un efecto directo sobre las infracciones en un modelo con covariantes, sí se relaciona con una menor sensación de ira.

En nuestro modelo, la edad correlaciona de modo negativo tanto con las infracciones como con la ira. A más edad y en igualdad de condiciones, menos infracciones –tanto de modo directo como indirecto a través de la ira. Aunque la teoría general de la frustración ha sido vista en alguna ocasión como una teoría dirigida a adolescentes (Agnew, 1992), esto es un poco exagerado y, en cualquier caso, no se predica de la tradición de la frustración en general. Nuestra muestra estaba compuesta por personas adultas, como ha sido el caso de otros estudios (Capowich et al., 2001; Ostrowsky y Messner, 2005).

4.2. Los modelos de ecuaciones estructurales como alternativa al modelo de pasos

Una cuestión metodológica fundamental se refiere a nuestro enfoque analítico. Una pluralidad de autores en Criminología y en el test de la teoría general de la frustración en particular han seguido el bien conocido enfoque por pasos de Baron y Kenny (1986). Por ejemplo, Scheuerman (2013) muestra que la razón de las ventajas del efecto de la injusticia sobre la violencia – que es significativo desde un punto de vista estadístico en sus dos modelos– se reduce de 2,55 a 1,4 cuando se añade la ira al segundo modelo, pero conserva la significación estadística. Moon y sus colegas (Moon y Jang, 2014; Moon et al., 2012) siguen igualmente este enfoque para el contraste de la mediación, con hallazgos mixtos. Los ejemplos se pueden multiplicar. Ahora bien, en el presente trabajo hemos reportado efectos indirectos del bloqueo sobre las infracciones, pero no *directos* (ver a primera columna de resultados de las Tablas 4 y 6). En el enfoque por pasos, la existencia de efectos directos es un requisito previo para la inspección de los indirectos ya que la idea general es que un determinado efecto debe poder descomponerse, de modo que si no existe ese efecto directo no hay nada que descomponer y no puede contrastarse la hipótesis de ninguna mediación. Nuestro estudio, por lo tanto, es

una muestra de que el conocido enfoque de Baron y Kenny es erróneo, algo que lleva advirtiendo tiempo parte de la literatura. Haber seguido ese enfoque nos hubiera condenado a lo que podríamos llamar un error de tipo II apriorístico en el caso de H_3 .

Como alternativa al enfoque por pasos y próximos a lo que ofrecemos nosotros, Jang y Song (2015) recurren a un análisis de vías, e informan en primer lugar de que los coeficientes de las vías directas entre las fuentes objetivas de frustración y la delincuencia y el consumo de drogas no alcanzan la significación estadística; pero sí tanto los de las vías que unen las fuentes objetivas de frustración y la ira y la depresión por un lado, como los que unen la ira y la depresión y la delincuencia y el consumo de drogas por otro –al menos para el caso de tests a una cola y con coeficientes extremadamente modestos. Esta primera opción tiene el problema de que, al no haberse inspeccionado la potencia estadística para la primera vía –el tamaño muestral es elevado, pero la gran mayoría de los encuestados no había cometido ninguna infracción delictiva–, quizá sí exista este efecto directo, solo que no se ha podido encontrar. En segundo lugar, Jang y Song informan de una estimación más formal de los efectos indirectos mediante las herramientas que ofrece MPlus. Encuentran un efecto indirecto muy pequeño de la frustración objetiva sobre la delincuencia a través de la depresión/ansiedad, pero no a través de la ira. Sin embargo, una consideración importante es que el modelo de Jang y Song está saturado y no permite ofrecer ningún estadístico de bondad de ajuste: no se puede saber si el modelo ajusta de modo asumible o no. Además, puesto que los efectos indirectos que encuentran son muy modestos ($|b| \leq 0,005$), es imaginable que el control individual de variables influyentes eliminara completamente el efecto hallado.

4.3. Efectos totales no significativos: ¿mediación inconsistente?

Nuestros resultados han encontrado pruebas de efectos indirectos del bloqueo sobre las infracciones –no así, como sabemos, de directos–, pero los efectos totales sólo alcanzan la significación estadística de modo bastante marginal, con ps superiores al 0,08 (ver *Tablas 5 y 7*). En un anterior esfuerzo sin covariantes y con un enfoque analítico alternativo encontramos este mismo patrón (Teijón Alcalá y Serrano Maíllo, 2019). ¿Cómo puede explicarse esta situación? Aunque existen varias alternativas, una posibilidad, apuntada por nuestro primer esfuerzo recién señalado, es que el efecto directo del bloqueo sobre las infracciones sea negativo –si bien no importa repetir que en ninguno de nuestros análisis ha alcanzado la significación estadística. En efecto, nuestros hallazgos entonces mediante análisis de regresión binomial negativa mostraban un intervalo de confianza al 95 por ciento que incluía el 0 y cuyo límite inferior se ubicaba en -0,223 para el coeficiente del

bloqueo cuando nuestra variable respuesta se regresaba sobre cierto campo de variables; mientras que el coeficiente para el efecto directo ($X \rightarrow Y$) en el modelo de mediación (sin covariantes) era de -0,117 (no significativo). Concluíamos entonces que «quizá algunos de quienes creen que sus aspiraciones deportivas están seriamente limitadas pueden modificar sus aspiraciones y fijar niveles más modestos de lo que consideran exitoso. Por supuesto, esta opción es conocida desde hace tiempo por las tesis de la frustración. Otros, por el contrario, optarían por conservar sus aspiraciones y buscar vías alternativas de alcanzarlas como respuesta a una situación de ira, la cual les concedería además una fuente de motivación. De darse estas relaciones, al menos en nuestro estudio ambos efectos –indirecto positivo y directo negativo– se podrían cancelar mutuamente». Los presentes hallazgos son de nuevo compatibles con este escenario –aunque, vamos a ver, también con otros. Y de nuevo, este hallazgo es incompatible con el enfoque de Baron y Kenny, lo cual nos concede la oportunidad de profundizar en sus limitaciones siguiendo a la literatura.

En el enfoque por pasos de Baron y Kenny (1986) se exigen una serie de requisitos para rechazar la hipótesis nula de ausencia de efectos indirectos. En primer lugar, la variable mediadora (M) y la respuesta (Y) deben correlacionar; en segundo lugar, la variable mediadora debe ser un predictor estadísticamente significativo de la variable respuesta en un modelo de regresión controlando por la variable independiente (X); en tercer lugar, esta última debe ser un predictor estadísticamente significativo de la variable respuesta en un modelo de regresión bivariado; por último, cuando en dicho modelo de regresión bivariado se añade la variable mediadora (M), el efecto de la independiente (X) debe eliminarse o verse reducido en comparación con el modelo bivariado.

Pues bien, la literatura más actual sostiene con razón que si bien los pasos 1 y 2 sí son requisitos para la existencia de una mediación, éste no es el caso del paso 3 –ni del 4, al menos en cuanto que relacionado con el 3 (Zhao et al., 2010). En particular, el paso 3 no se da en los casos de mediación inconsistente o competitiva (MacKinnon, 2008) –en la que el efecto directo y el mediado tienen signos diferentes que se cancelan mutuamente, con la consecuencia de que el total se verá anulado. Naturalmente, el paso 3 también fallaría cuando se cometiera un error de tipo II por falta de potencia estadística para detectar el efecto total –un escenario que tampoco podemos descartar en el presente estudio. Dejando de lado cuál es la situación que subyace a nuestros datos –que en puridad es una mediación de efectos indirectos– únicamente dado que el efecto directo no alcanza la significación estadística (Zhao et al., 2010)–, nuestro trabajo es un ejemplo más de los que menciona la literatura en los que el enfoque de Baron y Kenny falla.

4.4. ¿Mediación total o parcial?

Nuestros hallazgos favorables a H₃ sugieren que la mediación del efecto del bloqueo sobre las infracciones a través de la ira podría ser completa. Aparte de los resultados reseñados, Mulaik (2009) sugiere comparar el modelo de mediación completa con el de mediación parcial mediante teoría de la información. Este ejercicio es poco clarificador puesto que apenas existen diferencias en los criterios de información y no permite conclusiones firmes. Pero es que, además, afirmaciones de totalidad mediadora a menudo no están justificadas (Hayes, 2013). En nuestro caso en particular existen dos argumentos que ponen en duda que nos encontremos ante un caso de mediación completa. En primer lugar, el porcentaje de efecto mediado apenas alcanza el 50 por ciento, demasiado bajo para lo que se consideraría consistente con una mediación completa. En segundo lugar, existen potenciales problemas de potencia estadística que ahora podemos comprobar empíricamente. Kenny (2017) ofrece un programa ejecutable en R que permite calcular la potencia estadística de los efectos directos y totales. Puesto que nuestro ejercicio es *post hoc*, podemos utilizar los resultados no estandarizados de nuestros análisis para el modelo sin covariantes. La *Tabla 8* informa de las potencias estadísticas para cada uno de nuestros efectos. Como puede observarse, la potencia para el efecto total (c) es relativamente alta (=0,915) –si bien compatible con que no se observe en caso de existir–, pero muy baja la del directo (c') (=0,433). Estos niveles podrían explicar nuestros hallazgos negativos, esto es no haber rechazado hipótesis nulas (que no hemos planteado expresamente) pero que podrían ser falsas. Un tercer argumento en contra de la hipótesis de mediación inconsistente es que no existen pruebas de un efecto *supresor* (Tzelgov y Henik, 1991).

Tabla 8

Potencia estadística post hoc para varios efectos (modelo sin covariantes)

Efecto	Potencia	N
Total (c)	0,915	252
X→M (a)	0,999	252
M→Y (b)	0,999	252
X→Y(c')	0,433	252
Indirecto (ab)	0,998	252

5. Limitaciones

Nuestro estudio cuenta con limitaciones que debemos señalar. Por un parte, el recurso a modelos de ecuaciones estructurales en análisis causales, cuando aquéllos incluyen variables latentes, realiza algunas asunciones ciertamente fuertes. Aunque aquí hemos tratado de tenerlas en cuenta, no existe, verbigracia, una forma de evaluar la potencia estadística del modelo en

su conjunto –sí en sus partes–, que en este caso se refiere a la probabilidad de encontrar un desajuste que realmente existe (Bollen, 1989). Aunque el enfoque de variables latentes permite controlar en una cierta medida el error, una de nuestras variables fundamentales, la ira, ha sido medida con un único ítem. Aunque esto es consecuencia de la conveniencia de medir varias emociones negativas, es algo que debería corregirse en próximas investigaciones. El diseño transversal de nuestro estudio no permite establecer el orden temporal de nuestras variables. Así, es imaginable que, en línea con un genuino espíritu deportivo, el verse envuelto en actividades ilícitas y desviadas exacerbe emociones negativas derivadas de unos malos resultados.

El campo de la teoría criminológica, en particular respecto de las explicaciones de la criminalidad a nivel individual, es un páramo en los países de habla hispana. Esta es una rareza que amerita algún tipo de explicación. Puesto que la teoría criminológica se encuentra detrás de políticas criminales prometedoras y de investigaciones sólidas, la práctica de nuestros países debería tomársela más en serio si es que aspira a la excelencia o, al menos, a ser de alguna utilidad político criminal.

Bibliografía

- Agnew, R. (1992). Foundation for a general strain theory of crime and delinquency. *Criminology*, 30(1), 47-88.
- Agnew, R. (2005). *Why do criminals offend? A general theory of crime and delinquency*. Los Angeles, Ca.: Roxbury.
- Agnew, R. (2006). *Pressured into crime: An overview of general strain theory*. Oxford University Press, USA.
- Agnew, R. (2016). Strain, economic status, and crime. En Alex R. Piquero (Ed.), *The handbook of criminological theory*. New York: John Wiley and sons.
- Aseltine Jr, R. H., Gore, S., & Gordon, J. (2000). Life stress, anger and anxiety, and delinquency: An empirical test of General Strain Theory. *Journal of Health and Social Behavior*, 41(3), 256-275.
- Asgeirsdottir, B. B., Sigfusdottir, I. D., Gudjonsson, G. H., & Sigurdsson, J. F. (2011). Associations between sexual abuse and family conflict/violence, self-injurious behavior, and substance use: The mediating role of depressed mood and anger. *Child Abuse & Neglect*, 35(3), 210-219.
- Baron, S. W. (2006). Street youth, strain theory, and crime. *Journal of Criminal Justice*, 34(2), 209-223.
- Baron, R. M., & Kenny, D. A. (1986). The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 51(6), 1173.
- Baron, S. W. (2009). Street youths' violent responses to violent personal, vicarious, and anticipated strain. *Journal of Criminal Justice*, 37(5), 442-451.
- Bollen, K.A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Wiley.
- Broidy, L. M. (2001). A test of general strain theory. *Criminology*, 39(1), 9-36.
- Burton Jr, V. S., Cullen, F. T., Evans, T. D., & Dunaway, R. G. (1994). Reconsidering strain theory: Operationalization, rival theories, and adult criminality. *Journal of Quantitative Criminology*, 10(3), 213-239.
- Burton Jr, V. S., & Cullen, F. T. (1992). The empirical status of strain theory. *Journal of Crime and Justice*, 15(2), 1-30.

- Callegaro, M., Lozar Manfreda, K., & Vehovar, V. (2015). *Web survey methodology*. Los Angeles: Sage.
- Capowich, G. E., Mazerolle, P., & Piquero, A. (2001). General strain theory, situational anger, and social networks: An assessment of conditioning influences. *Journal of Criminal Justice*, 29(5), 445-461.
- Clinard, M. B. (1964). The theoretical implications of anomie and deviant behavior. En Marshall B. Clinard (Ed.), *Anomie and deviant behaviour: A discussion and critique* (pp. 1-56). New York: The Free Press of Glencoe.
- Gelman, A., & Hill, J. (2007). *Data analysis using regression and multilevel/hierarchical models*. Cambridge y New York: Cambridge University Press.
- Hayes, A. F. (2013). *Introduction to mediation, moderation, and conditional process analysis: a regression-based approach*. New York: The Guilford Press.
- Hoyle, R. H., & Kenny, D. A. (1999). Statistical power and tests of mediation. En R. H. Hoyle (Ed.), *Statistical strategies for small sample research*. Newbury Park: Sage.
- Iacobucci, D. (2008). *Mediation analysis*. Thousand Oaks, Ca. [etc.]: Sage.
- Jang, S. J., & Johnson, B. R. (2003). Strain, negative emotions, and deviant coping among African Americans: A test of general strain theory. *Journal of Quantitative Criminology*, 19(1), 79-105.
- Jang, S. J., & Song, J. (2015). A "rough test" of a delinquent coping process model of general strain theory. *Journal of Criminal Justice*, 43(6), 419-430.
- Kenny, D. A. (2017). MedPower: An interactive tool for the estimation of power in tests of mediation [Computer software].
- Long, J. S. (1997). *Regression models for categorical and limited dependent variables*. Thousand Oaks, Ca. [etc.]: Sage.
- MacKinnon, D. P. (2008). *Introduction to statistical mediation analysis*. Mahwah, NJ: Erlbaum.
- Mazerolle, P., Burton Jr, V. S., Cullen, F. T., Evans, T. D., & Payne, G. L. (2000). Strain, anger, and delinquent adaptations specifying general strain theory. *Journal of Criminal Justice*, 28(2), 89-101.
- Mazerolle, P., Piquero, A. R., & Capowich, G. E. (2003). Examining the links between strain, situational and dispositional anger, and crime: Further specifying and testing general strain theory. *Youth & Society*, 35(2), 131-157.
- Merton, R. K. (1938). Social structure and anomie. *American Sociological Review*, 3(5), 672-682.
- Moon, B., Blurton, D., & McCluskey, J. D. (2008). General strain theory and delinquency: Focusing on the influences of key strain characteristics on delinquency. *Crime & Delinquency*, 54(4), 582-613.
- Moon, B., Morash, M., & McCluskey, J. D. (2012). General strain theory and school bullying: An empirical test in South Korea. *Crime & Delinquency*, 58(6), 827-855.
- Moon, B., & Jang, S. J. (2014). A general strain approach to psychological and physical bullying: A study of interpersonal aggression at school. *Journal of Interpersonal Violence*, 29(12), 2147-2171.
- Morash, M., & Moon, B. (2007). Gender differences in the effects of strain on the delinquency of South Korean youth. *Youth & Society*, 38(3), 300-321.
- Mulaik, S. A. (2009). *Linear causal modeling with structural equations*. Boca Raton, Ca. [etc.]: CRC Press.
- Muthén, B., & Asparouhov, T. (2015). Causal effects in mediation modeling: An introduction with applications to latent variables. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 22(1), 12-23.
- Muthén, B. (2011). *Applications of causally defined direct and indirect effects in mediation analysis using SEM in Mplus*. Inédito.
- Ostrowsky, M. K., & Messner, S. F. (2005). Explaining crime for a young adult population: An application of general strain theory. *Journal of Criminal Justice*, 33(5), 463-476.
- Scheuerman, H. L. (2013). The relationship between injustice and crime: A general strain theory approach. *Journal of Criminal Justice*, 41(6), 375-385.
- Serrano Maíllo, A. (2013). *El problema de las contingencias en la teoría del autocontrol. Un test de la teoría general del delito* (2.ª ed.). Madrid: Dykinson.
- Serrano Maíllo, A. (2017). *Teoría criminológica. La explicación del delito en la sociedad contemporánea*. Madrid: Dykinson.
- Sigfusdottir, I., Farkas, G., & Silver, E. (2004). The role of depressed mood and anger in the relationship between family conflict and delinquent behavior. *Journal of Youth and Adolescence*, 33(6), 509-522.
- Sun, I. Y., Luo, H., Wu, Y., & Lin, W. H. (2016). Strain, negative emotions, and level of criminality among Chinese incarcerated women. *International Journal of Offender Therapy and Comparative Criminology*, 60(7), 828-846.
- Teijón Alcalá, M. y Serrano Maíllo, A. (2019). Bloqueo de oportunidades y emociones negativas en la causación de infracciones deportivas. Un test de la teoría general de la frustración. *Cuadernos de Política criminal*, 127, 177-201.
- Teijón Alcalá, M. y Sillero Quintana, M. (2018). Anomia, frustración y desviación: un test de las teorías clásicas de la frustración a nivel individual. *Indret*, 3(18), 1-22.
- Teijón Alcalá, M. (2018). El Durkheim maduro como teórico de la frustración. En Ignacio González Sánchez y Alfonso Serrano Maíllo (Eds.), *Anomia, cohesión social y moralidad: cien años de tradición durkheimiana en Criminología* (pp. 81-92). Madrid: Dykinson.
- Tzelgov, J., & Henik, A. (1991). Suppression situations in psychological research: Definitions, implications, and applications. *Psychological Bulletin*, 109(3), 524.
- VanderWeele, T. J. (2015). *Explanation in causal inference. Methods for mediation and interaction*. Oxford y New York: Oxford University Press.
- Wikström, P.-O. (2009). Crime propensity, criminogenic exposure and crime involvement in early to mid-adolescence. *Monatsschrift für Kriminologie und Strafrechtsreform*, 92(2/3), 253-266.
- Zhao, X., Lynch Jr, J. G., & Chen, Q. (2010). Reconsidering Baron and Kenny: Myths and truths about mediation analysis. *Journal of Consumer Research*, 37(2), 197-206.

Anexo. Ítems utilizados en este estudio.

Autocontrol bajo. Cuatro ítems siguen a la demanda de respuesta «Indica tu grado de acuerdo o desacuerdo con las siguientes afirmaciones»: «Cuando me enfado de verdad, lo mejor es no acercarse a mí»; «En ocasiones me parece excitante hacer cosas que son peligrosas»; «A veces tomo algún riesgo simplemente porque me parece divertido»; y «A menudo me aburro con las cosas». Los ítems contemplaban cinco posibles respuestas desde (1) «Totalmente en desacuerdo» a (5) «Totalmente de acuerdo».

Bloqueo de oportunidades. A la demanda de una respuesta «Indica tu grado de acuerdo o desacuerdo con las siguientes afirmaciones» seguían los siguientes cuatro ítems: «Creo que he tenido mala suerte con las lesiones u otras circunstancias y por eso no he podido alcanzar mis metas deportivas»; «Ciertas personas o circunstancias ajenas a mí han impedido que alcance mis objetivos deportivos»; «No he alcanzado mis objetivos deportivos al no disponer de medios o instalaciones adecuadas»; y «Creo que hay otros deportistas o equipos que me van a impedir superar mis logros deportivos más recientes». La escala de cinco posibles respuestas coincide con la del párrafo precedente.

Infracciones. Al encabezamiento «¿Cuántas veces en el último año has realizado alguna de las siguientes conductas?», seguían estos siete comportamientos «Consumir sustancias prohibidas dirigidas a aumentar el rendimiento físico, a mejorar la recuperación o bien para recuperarte de alguna lesión o enfermedad»; «Realizar actividades prohibidas dirigidas a aumentar el rendimiento físico, a mejorar la recuperación o bien para recuperarte de alguna lesión o enfermedad»; «Aprovecharte de circunstancias del rival o de la competición faltando a las reglas del fairplay»; «Engañar o intentar engañar al árbitro o juez»; «Infringir de forma malintencionada las normas o reglamentos del deporte que practicas»; «Actos antideportivos de agresión física o verbal hacia compañeros, rivales, entrenadores, árbitros, jueces, colaboradores, público, etc.»; y «Consumir algún tipo de droga, antidepresivos o alcohol después de haber tenido una mala actuación o resultado». Estos mismos ítems se utilizaron para estimar la desviación de los pares.

Ira. «Me he cabreado bastante cuando he perdido o he tenido una mala actuación». El mismo contemplaba cinco posibles respuestas desde (1) «Totalmente en desacuerdo» a (5) «Totalmente de acuerdo».