

PROF. JUAN ANTONIO RODRÍGUEZ. CARACTERÍSTICAS PSICOMÉTRICAS DE LA LOW SELF-CONTROL SCALE DE GRASMICK, TITTLE, BURSIK Y ARNEKLEV: RESULTADOS PRELIMINARES DE UNA VERSIÓN EN ESPAÑOL. 207-237. REVISTA CENIPEC. 31. 2012. ENERO-DICIEMBRE. ISSN: 0798-9202

PROF. JUAN ANTONIO RODRÍGUEZ

**CARACTERÍSTICAS PSICOMÉTRICAS DE LA LOW SELF-CONTROL
SCALE DE GRASMICK, TITTLE, BURSIK Y ARNEKLEV:
RESULTADOS PRELIMINARES DE UNA VERSIÓN EN ESPAÑOL**

Recepción: 29/11/2011.

Aceptación: 14/08/2012.

Prof. Juan Antonio Rodríguez
ESCUELA DE CRIMINOLOGÍA
UNIVERSIDAD DE LOS ANDES
MÉRIDA - VENEZUELA
jarodrig@ula.ve

Resumen

La finalidad de este estudio ha sido analizar las bondades métricas de una versión en español de la *Low Self-Control Scale* propuesta por Grasmick, Tittle, Bursick y Arneklev (1993). Los resultados señalaron que la escala presenta altos niveles de confiabilidad. En lo tocante a la validez de constructo, tanto el análisis factorial exploratorio como el análisis factorial confirmatorio, indican que los datos reproducen mejor una estructura de seis factores relacionados entre sí.

Palabras clave: bajo autocontrol, escala, confiabilidad, validez de constructo y género.

Psychometric properties of Grasmick, Tittle, Bursik and Arneklev's Scale of Low Self-Control: preliminary results from a version in spanish

Abstract

The objective of this study was to analyze the metric qualities of a Spanish version of Grasmick, Tittle, Bursik and Arneklev's Scale of Low Self-Control (1993). The results indicate that the scale has a high level of reliability. In relation to construct validity, both exploratory and confirmatory factor analysis indicate that the data are best described by a structure of the six inter-related factors.

Key words: self-control, scale, reliability, construct validity, gender.

Caractéristiques psychométriques de la Low Self-Control Scale de Grasmick, Tittle, Bursik et Arneklev: résultats préliminaires d'une version en espagnol

Résumé

La finalité de notre étude a consisté dans l'analyse des bontés métriques d'une version en espagnol de la *Low Self-Control Scale*, proposée par Grasmick, Tittle, Bursick et Arnekley (1993). Les résultats ont indiqué que l'échelle présente de hauts niveaux de fiabilité. En ce qui concerne la validité de modèle, aussi bien l'analyse factorielle que l'analyse factorielle de confirmation, indique que les données reproduisent une meilleure structure de six facteurs mis en relation.

Mots clés: contrôle de soi ; échelle de valeurs, fiabilité, validité de modèle, genre.

Características psicométricas da Low Self-Control Scale de Grasmick, Tittle, Bursik e Arneklev: resultados preliminares de uma versão em espanhol

Resumo

A finalidade deste estudo tem sido a de analisar as bondades métricas de uma versão em espanhol da *Low Self-Control Scale* proposta por Grasmick, Tittle, Bursik e Arneklev (1993). Os resultados apontaram que a escala apresenta altos níveis de confiabilidade. No tocante à validez de constructo, tanto a análise fatorial exploratória quanto a análise fatorial confirmatória, indicam que os dados reproduzem melhor uma estrutura de seis fatores relacionados entre si.

Palavras chave: autocontrole, escala, confiabilidade, validez de constructo, gênero.

Introducción*

Como punto de partida, es necesario señalar que Gottfredson y Hirschi (1990), autores de *General Theory of Crime* (Una Teoría General del Delito), apoyan con claridad una teoría “general” que dé cuenta de todas las formas de desviación. Coherentes con esto, la proposición central de su teoría es que el bajo autocontrol, en conjunción con una oportunidad favorable, constituye la fuente principal de una amplia gama de actos alejados de la norma. El concepto de bajo autocontrol, tal como se emplea en la teoría de Gottfredson y Hirschi, tiene concomitancia con los hechos y hallazgos que de forma sistemática se han acumulado sobre desviación (Serrano, 2011). Este conocimiento tiende a indicar que el comportamiento transgresor se diferencia del conforme por la presencia de determinados rasgos de personalidad que, en conjunto, definen la falta de regulación sobre las propias cogniciones, emociones y acciones (para un análisis más detallado de estos rasgos véase p. ej.: Romero y otros, 1999; Romero y otros, 2003). En particular, las personas con escaso autocontrol tienden a ser “. . . impulsivas, insensibles, físicas (en oposición a mentales o reflexivas), temerarias, poco previsibles, no verbales y, en consecuencia, se inclinan por involucrarse en actos delictivos y conductas análogas” (Gottfredson y Hirschi, 1990, p. 90). Por todo lo anterior, el bajo autocontrol se puede definir como la incapacidad de un individuo para resistirse al impulso de violar las normas cuando se le presenta la situación oportuna (Gottfredson y Hirschi, 1990).

De acuerdo con esta teoría general, el autocontrol es una característica individual forjada por los procesos de socialización familiar, basados fundamentalmente en el apoyo, apego y supervisión parental. Como ya se ha señalado, las personas con un adecuado nivel de autocontrol tienden a contener la conducta transgresora. Al contrario, aquellas personas con escaso autocontrol se distinguen por cierta propensión al incumplimiento de la norma. Por tanto, los sujetos con poco autocontrol experimentan mayor riesgo de

* Este artículo forma parte del Proyecto de Investigación “Análisis Psicométrico de la Escala de Bajo Autocontrol de Grasmick, Tittle, Bursik y Arneklev”. Código D-425-11-09-B, financiado por el Consejo de Desarrollo, Científico, Humanístico y Tecnológico (CDCHT) de la Universidad de Los Andes. Mérida-Venezuela.

involucrarse en conductas indebidas porque su socialización no ha sido apropiada y, por consiguiente, no tienen la capacidad de postergar la gratificación por sus actos, ni tampoco de reparar en las consecuencias futuras de éstos. En otras palabras, el comportamiento impulsivo e irreflexivo y la gestión de una coyuntura sin fijarse en sus implicaciones a largo plazo representan cualidades relacionadas con la conducta infractora. Cabe agregar, también, que la Teoría General del Delito ha recibido un apoyo empírico extraordinario en esta línea de trabajo. De manera general, un cúmulo de hallazgos apoyan la hipótesis de partida de Gottfredson y Hirschi en cuanto a que el bajo autocontrol es un constructo válido asociado significativamente con la conducta delictiva y con un gran número de comportamientos análogos (para un resumen detallado de estos hallazgos véase p. ej.: Serrano, 2011).

Sobre la base de lo anterior, la *Low Self-Control Scale* de Grasmick y otros (1993) se ha convertido en uno de los instrumentos de referencia para medir el bajo autocontrol en Criminología (Tittle y otros, 2003). Estos autores, por ejemplo, aplicando su propia escala, demostraron el poder predictivo del bajo autocontrol en delitos como el fraude y el uso de la fuerza. Wood y otros (1993) utilizaron este cuestionario para medir la capacidad predictiva del bajo autocontrol en actos como robo, vandalismo, violencia interpersonal y uso de sustancias legales e ilegales. Sus resultados muestran que el bajo autocontrol tiene un impacto importante en todas estas conductas. Romero y otros (2003) han investigado en España los componentes del autocontrol evaluados con diferentes escalas y, entre ellas, la de Grasmick y su grupo. Entre otros resultados, estos investigadores hallaron que el índice total de bajo autocontrol obtenido por medio de esta escala, correlacionaba con vandalismo, robo, agresión y consumo de drogas.

A) La Low Self-Control Scale de Grasmick, Tittle, Bursik y Arneklev (1993)

Apoyados en la sección *Los elementos del autocontrol* de la teoría de Gottfredson y Hirschi (1990), Harold Grasmick, Charles Tittle, Robert Bursik y Bruce Arneklev (1993) proponen veinticuatro ítems técnicamente indicados para la medición del bajo autocontrol. Así, partiendo de la hipótesis de que los sujetos con escaso autocontrol manifiestan rasgos que los inclinan a la transgresión, este grupo de investigadores identificó seis componentes

asociados al concepto de bajo autocontrol propuesto en la Teoría General del Delito. En correspondencia con esta última, Grasmick y el resto de su grupo propugnan que esas dimensiones o factores individuales, esto es, impulsividad, temeridad, egoísmo, temperamento difícil, tareas simples y actividades físicas, no son independientes. Al contrario, todos ellos fusionados forman un factor único y latente denominado bajo autocontrol que ejerce efectos en la conducta trasgresora. A partir de este planteamiento, Grasmick y otros (1993) elaboran la *Low Self-Control Scale*.

Por incluir algunos de los aspectos manejados en la teoría de Gottfredson y Hirschi, este grupo de investigación toma inicialmente el *Self-Control Subscale (Sc)* del *California Psychology Inventory* (Gough, 1975) como instrumento de medición de los rasgos vinculados al bajo autocontrol. Especialmente, el Sc incluye algunos ítems relacionados con el temperamento volátil, con la búsqueda de riesgo, con el egocentrismo y con la impulsividad. Sin embargo, de los 38 ítems que componen el Sc, ninguno trata sobre la preferencia por tareas fáciles o por actividades físicas. Además, Grasmick y otros pusieron en duda la validez de varios ítems de esta escala para medir el bajo autocontrol descrito por Gottfredson y Hirschi. Ante las deficiencias teóricas encontradas en el *Self-Control Subscale* del *California Psychology Inventory*, Grasmick y su equipo decidieron desarrollar sus propias medidas de los seis constructos relacionados con el bajo autocontrol, siguiendo estrechamente las descripciones hechas en la Teoría General del Delito. Para ello, estos investigadores comprobaron diversas combinaciones de ítems en muestras de estudiantes universitarios, con el objetivo de obtener un total de 24 ítems, o sea, cuatro para cada uno de los seis componentes definidos en la Teoría del Autocontrol. Los 24 ítems obtenidos se agruparon en los siguientes seis subconjuntos: Impulsividad (4 ítems); Tareas Fáciles (4 ítems); Tendencia al Riesgo (4 ítems); Actividades Físicas (4 ítems); Egocentrismo (4 ítems) y Temperamento Difícil (4 ítems).

Con base en lo anterior, Grasmick y su equipo estimaron la confiabilidad del instrumento en su conjunto. Los análisis indican un alfa de Cronbach de entre .80 y .81 pero sólo después de eliminar uno de los cuatro ítems del constructo actividad física, a saber: “*Me parece que tengo más energía y más necesidad de hacer actividades físicas que la mayoría de los*

muchachos de mi edad". Sus resultados muestran además, que la escala de actividades físicas, en vista de sus bajas cargas factoriales, es la más débil de las seis. Asimismo, en la dimensión de tendencia al riesgo, el ítem: "*Hago cosas peligrosas para evaluarme y probar mis capacidades*" es el elemento que tiene la menor carga factorial de todo el conjunto de 24.

Además, en cuanto a la validez de constructo, los resultados obtenidos en las evaluaciones de esta escala por parte de Grasmick y otros se muestran coherentes con las propuestas teóricas de la Teoría General del Delito. En esta dirección, la solución factorial obtenida mediante la aplicación del análisis factorial exploratorio refleja una dimensión única del constructo bajo autocontrol. Sin embargo, lo anterior es un asunto que todavía suscita posiciones encontradas con referencia a la capacidad del instrumento para evaluar el bajo autocontrol como un factor unitario (Arneklev y otros, 1999; DeLisi y otros, 2003; Piquero y otros, 2000).

Por ejemplo, algunos estudios que han empleado el instrumento de Grasmick y otros, en sintonía con las propuestas teóricas de Gottfredson y Hirschi, han respaldado la hipótesis de que la estructura subyacente del bajo autocontrol está mejor establecida por un constructo unidimensional (Gibbs y otros, 2003; Piquero y otros, 2000; Romero y otros, 2003). Contrariamente a lo que se ha expresado, otros investigadores muestran dudas en cuanto a la capacidad del instrumento para evaluar el bajo autocontrol como una dimensión única; lo que cuestiona a su vez la naturaleza factorial del constructo teórico. Antes bien, estos científicos señalan que el bajo autocontrol es probablemente un concepto multidimensional (DeLisi y otros, 2003; Longshore y otros, 1996).

En torno a esta última propuesta, hay trabajos que sostienen que el bajo autocontrol es un constructo multidimensional de seis factores correlacionados entre sí. Otros estudios han comprobado empíricamente que el bajo autocontrol es, con seguridad, un atributo multidimensional pero caracterizado por una estructura jerárquica de segundo nivel (Arneklev y otros, 1999; DeLisi y otros, 2003; William y otros, 2007). En tal sentido, hasta el momento no ha quedado bien establecida ni la dimensionalidad del constructo teórico bajo autocontrol ni la estructura factorial que subyace en la escala de Grasmick

y otros (1993); esto, con relación a la mayoría de los estudios que han analizado estos aspectos de la escala en su versión original.

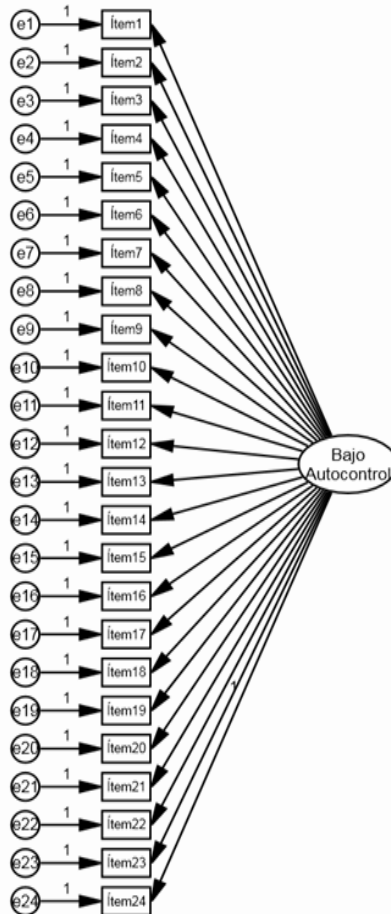
a.1) La presente investigación

Hechas las consideraciones anteriores, la presente investigación tiene varios propósitos. En primer lugar, se pretende analizar la confiabilidad de la *Low Self-Control Scale* de Grasmick y otros (1993) adaptada al español. En concreto, se persigue profundizar en su consistencia interna estimando para el total de la escala, tanto el índice de homogeneidad corregido de cada uno de los ítems, como el coeficiente alfa de Cronbach. En segundo lugar, se plantea examinar mediante el análisis factorial exploratorio, la estructura dimensional que subyace en la *Low Self-Control Scale* de Grasmick y otros (1993) adaptada al español.

Por último, se pretende poner a prueba, por medio del análisis factorial confirmatorio, dos modelos hipotéticos que se han comparado en la investigación empírica para profundizar en la dimensionalidad de la *Low Self-Control Scale* de Grasmick y otros (Williams y otros, 2007). En tal sentido, el primer modelo queda especificado gráficamente como se representa en la Figura 1. Este modelo, que es coherente con las afirmaciones teóricas de Gottfredson y Hirschi, establece la hipótesis de una estructura factorial unidimensional de primer nivel, en la cual hay un único factor que da cuenta de las relaciones entre los 24 ítems propuestos por Grasmick y otros.

Alternativamente, el segundo modelo queda definido tal y como se observa en la Figura 2. En él se establece una estructura factorial multidimensional de primer nivel, en la que se plantea la concomitancia de 6 dimensiones que agrupan, cada una, 4 variables observables o elementos. Se seleccionó este último modelo para evaluar la multidimensionalidad de la estructura del bajo autocontrol, y no un modelo jerárquico de segundo nivel, porque en principio se requiere determinar la existencia de, por lo menos, dos factores o componentes que correlacionen en un modelo de primer nivel. Esta asociación puede dejar establecida la validez convergente que prueba la existencia de una variable latente común de segundo orden (Lévy y Varela, 2006) que, en este caso, sería el bajo autocontrol.

Figura 1. Modelo unidimensional (primer orden) de la Low Self-Control Scale de Grasmick y otros (1993)



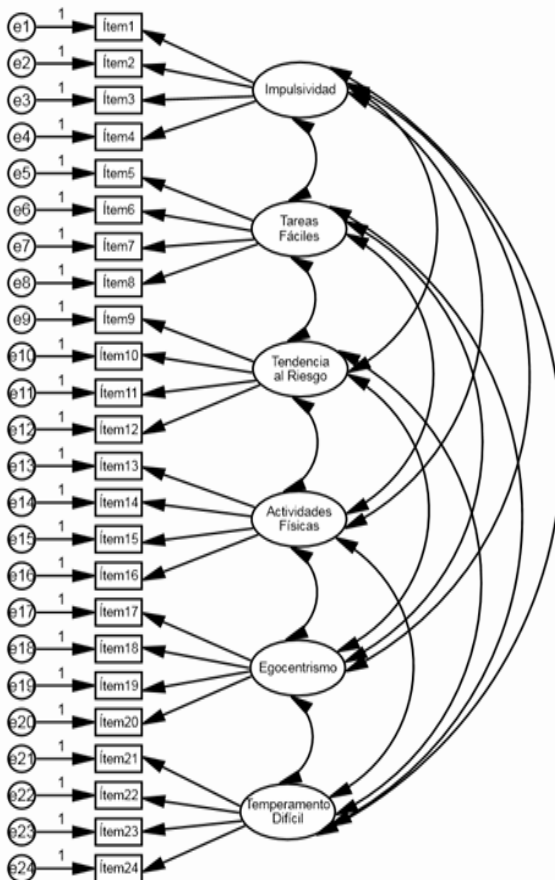
B) Método

b.1) Participantes

Para cumplir con los propósitos de este estudio, se aplicó una encuesta de autoinforme a un grupo de estudiantes de pregrado de la Universidad de los Andes en Mérida, Venezuela. Se trata, por tanto, de una muestra totalizada

por 415 jóvenes adscritos a las Facultades de Humanidades y Educación (48,1%), Ciencias Económicas y Sociales (30,5%) y Ciencias Jurídicas y Políticas (21,4%). Estos sujetos se seleccionaron mediante un muestreo no probabilístico incidental. En cuanto al sexo, 202 sujetos son hombres (48%) y 213 mujeres (52%), con un promedio de edad de 21,78 años y una desviación estándar de 2,79 (edad mínima: 17 y edad máxima: 30). Hay en esta muestra un 60,4% de sujetos que sólo estudia, mientras que un 39,6% además de estudiar, trabaja.

Figura 2. Modelo multidimensional de seis factores (primer orden) de la Low Self-Control Scale de Grasmick y otros (1993)



b.2) Instrumento de recolección de información

En esta investigación se utilizaron los mismos 24 ítems formulados en un principio por el equipo de trabajo de Grasmick. Al igual que la escala original, en el instrumento en español se usó un formato de respuesta tipo Likert de 4 puntos: absolutamente cierto (4), cierto (3), falso (2) y absolutamente falso (1). El índice global de bajo autocontrol se determinó totalizando los puntajes obtenidos en los 24 ítems; y las puntuaciones de las 6 subescalas se calcularon sumando los valores conseguidos en los 4 ítems que conforman cada dimensión o factor. Es muy importante destacar que el autocontrol, como condición latente, es una variable continua que oscila entre altos y bajos niveles (Serrano, 2011). Como lo establecen los autores de la escala, altas puntuaciones en el índice total indican bajo autocontrol.

b.3) Procedimiento

Para adaptar la *Low Self-Control Scale* al español, en primer lugar, se llevó a cabo la traducción por el autor de este artículo. Esta primera traducción fue suministrada a un profesor de Psicología Social y a otro de Criminología para que efectuaran mejoras conceptuales, gramaticales y semánticas a los ítems del cuestionario. Posteriormente, se hizo la retrotraducción o *back-translation* (Hambleton, 1996) por una traductora de inglés proveniente de EE.UU. En seguida se confrontó este último trabajo de traducción con los ítems originales, obteniéndose una elevada equivalencia entre ambos. Un modelo de los ítems en su versión en español se encuentra en el Anexo. Este instrumento fue aplicado a los estudiantes universitarios en horas lectivas en presencia del docente de aula. Una vez obtenidos los cuestionarios, los datos se procesaron con el paquete estadístico SPSS, versión 17. Mediante este programa, se hizo un análisis preliminar de los datos con el fin de eliminar datos anómalos y extremos. Luego, por medio del mismo paquete, se estimó la estadística univariada, bivariada y el Análisis Factorial Exploratorio. El Análisis Factorial Confirmatorio fue desarrollado con el programa AMOS 18, incorporado al paquete estadístico SPSS.

C) Análisis de datos

c.1) Análisis univariados y bivariados

Se recogen en la Tabla 1 los descriptivos de los 24 ítems de la *Low Self-Control Scale* de Grasmick y otros (1993). Como se observa en cualquiera de las variables vinculadas con el bajo autocontrol, los hombres presentan puntuaciones medias más altas que las mujeres, inclusive, que la muestra total. Ocurren excepciones en el ítem 3 (*Me preocupa más lo que me pueda pasar ahora, que lo que pueda ocurrirme en el futuro*), en el ítem 21 (*Pierdo la paciencia fácilmente*) y en el ítem 24 (*Cuando no estoy de*

Tabla 1. Análisis descriptivos: media y desviación estándar para los 24 ítems de la Low Self-Control Scale de Grasmick y otros (1993)

Variable	Muestra Total	Muestra Hombres	Muestra Mujeres
Impulsividad			
Ítem 1	1.92 (0,78)	2.04 (0,81)	1.84 (0,75)
Ítem 2	1.92 (0,84)	2.00 (0,85)	1.86 (0,82)
Ítem 3	2.41 (0,85)	2.39 (0,84)	2.41 (0,86)
Ítem 4	2.49 (0,81)	2.50 (0,79)	2.48 (0,82)
Tareas Fáciles			
Ítem 5	1.96 (0,82)	2.00 (0,85)	1.94 (0,80)
Ítem 6	2.03 (0,83)	2.19 (0,89)	1.92 (0,76)
Ítem 7	2.09 (0,68)	2.15 (0,77)	2.06 (0,62)
Ítem 8	2.10 (0,77)	2.11 (0,82)	2.09 (0,75)
Tendencia al Riesgo			
Ítem 9	2.11 (0,89)	2.33 (0,88)	1.96 (0,87)
Ítem 10	2.01 (0,84)	2.20 (0,87)	1.89 (0,78)
Ítem 11	1.78 (0,75)	1.97 (0,80)	1.65 (0,68)
Ítem 12	2.42 (0,86)	2.59 (0,83)	2.32 (0,86)
Actividades Físicas			
Ítem 13	2.39 (0,82)	2.51 (0,84)	2.30 (0,80)
Ítem 14	2.67 (0,88)	2.70 (0,84)	2.65 (0,89)
Ítem 15	2.58 (0,84)	2.61 (0,82)	2.56 (0,86)
Ítem 16	2.57 (0,80)	2.68 (0,79)	2.50 (0,80)
Egocentrismo			
Ítem 17	1.78 (0,72)	1.95 (0,75)	1.66 (0,68)
Ítem 18	2.14 (0,84)	2.26 (0,89)	2.06 (0,78)
Ítem 19	1.56 (0,65)	1.62 (0,66)	1.52 (0,64)
Ítem 20	1.83 (0,76)	1.89 (0,73)	1.79 (0,78)
Temperamento Difícil			
Ítem 21	2.44 (0,89)	2.34 (0,90)	2.51 (0,88)
Ítem 22	2.75 (0,87)	2.75 (0,86)	2.75 (0,87)
Ítem 23	1.50 (0,68)	1.55 (0,71)	1.47 (0,65)
Ítem 24	2.26 (0,84)	2.25 (0,80)	2.27 (0,87)
Total Bajo Autocontrol	51.32 (8,70)	53.06 (8,85)	50.11 (8,44)

Nota: media y (desviación estándar).

acuerdo con alguien, generalmente me cuesta mucho conversar sobre el tema sin molestarme) cuyas puntuaciones, por término medio, son ligeramente superiores para la muestra total y femenina. Para todas las muestras, es el ítem 22 (*Cuando me molesto, prefiero que las personas se alejen de mí*) el que alcanza una puntuación media más alta. Por su parte, el ítem 23 (*Cuando estoy molesto con otras personas, busco la manera de hacerles daño. Me parece mejor que conversar con ellas explicándoles las causas de mi disgusto*), para las tres muestras analizadas, es el que tiene un valor medio de respuesta más bajo. No se observa mayor dispersión de los datos si se detalla la desviación estándar de cada elemento. Referente al total de bajo autocontrol, los tres grupos analizados se caracterizan por niveles moderados de autocontrol. No obstante, se observa mayor nivel de bajo autocontrol en la muestra de hombres en comparación a la de mujeres y a la muestra global.

En la Tabla 2 se detalla, por una parte, el índice de homogeneidad corregido (IHc) para cada elemento y, por otra, el coeficiente alfa de Cronbach con la eliminación del ítem analizado. El índice de homogeneidad corregido indica la correlación entre la variable y el total de la escala suprimiendo esa variable.

Se aprecia en este índice que el ítem 16 (*Me parece que tengo más energía y una gran necesidad de hacer actividades físicas que la mayoría de los muchachos a mi edad*) y el ítem 14 (*Me siento mejor cuando estoy en movimiento que cuando estoy sentado y pensando*) para las tres muestras analizadas, son dos elementos que no consiguen ser consistentes con la escala. Además, para la muestra total y para la de mujeres, el ítem 21 (*Pierdo la paciencia fácilmente*) es incoherente con el resto de la escala. Exclusivamente para la muestra de mujeres, el ítem 5 (*Evito las actividades complicadas que pongan al límite mis capacidades o habilidades*) refleja también problemas de fiabilidad. Por último, se observa que el elemento más consistente con el resto de la escala, al menos para la muestra total y de hombres, es el ítem 11 (*Encuentro excitante hacer actividades que puedan meterme en problemas*).

Por otra parte, para las tres muestras se observan importantes niveles generales de consistencia interna según el alfa de Cronbach (.83 para la

muestra total, .84 para la muestra de hombres y .83 para la muestra de mujeres). Ahora bien, para la muestra total no hay ningún ítem cuya eliminación mejore la consistencia interna de la escala. En cambio, para la muestra de hombres y mujeres se elevan ligeramente los niveles de consistencia interna al excluir el ítem 14 (*Me siento mejor cuando estoy en movimiento que cuando estoy sentado y pensando*) y el ítem 16 (*Me parece que tengo más energía y una gran necesidad de hacer actividades físicas que la mayoría de los muchachos a mi edad*).

Tabla 2. Índice de homogeneidad corregido (IHC) y coeficiente alfa de Cronbach con la eliminación del ítem

Variable	IHC y Alfa Muestra Total	IHC y Alfa Muestra Hombres	IHC y Alfa Muestra Mujeres
Impulsividad			
Ítem 1	0.41 (.825)	0.39 (.830)	0.41 (.818)
Ítem 2	0.38 (.826)	0.42 (.829)	0.35 (.821)
Ítem 3	0.35 (.828)	0.35 (.832)	0.38 (.820)
Ítem 4	0.41 (.825)	0.41 (.829)	0.43 (.818)
Tareas Fáciles			
Ítem 5	0.34 (.828)	0.42 (.829)	0.29 (.824)
Ítem 6	0.49 (.822)	0.53 (.824)	0.44 (.817)
Ítem 7	0.39 (.826)	0.35 (.832)	0.44 (.818)
Ítem 8	0.40 (.826)	0.48 (.826)	0.34 (.821)
Tendencia al Riesgo			
Ítem 9	0.37 (.827)	0.36 (.832)	0.34 (.821)
Ítem 10	0.47 (.822)	0.42 (.829)	0.49 (.815)
Ítem 11	0.54 (.820)	0.55 (.824)	0.50 (.816)
Ítem 12	0.45 (.823)	0.38 (.831)	0.49 (.815)
Actividades Físicas			
Ítem 13	0.30 (.830)	0.23 (.836)	0.33 (.822)
Ítem 14	0.23 (.833)	0.19 (.838)	0.27 (.825)
Ítem 15	0.41 (.825)	0.47 (.827)	0.37 (.820)
Ítem 16	0.21 (.833)	0.19 (.838)	0.21 (.827)
Egocentrismo			
Ítem 17	0.44 (.825)	0.43 (.829)	0.41 (.819)
Ítem 18	0.43 (.824)	0.48 (.826)	0.37 (.820)
Ítem 19	0.36 (.828)	0.38 (.831)	0.33 (.822)
Ítem 20	0.50 (.822)	0.48 (.827)	0.52 (.814)
Temperamento Difícil			
Ítem 21	0.27 (.831)	0.34 (.832)	0.27 (.825)
Ítem 22	0.33 (.829)	0.32 (.833)	0.35 (.821)
Ítem 23	0.37 (.827)	0.37 (.831)	0.35 (.821)
Ítem 24	0.30 (.830)	0.32 (.833)	0.31 (.823)
Alfa Cronbach escala total	.833	.836	.826

Nota: Índice de homogeneidad corregido (Coeficiente alfa de Cronbach si se elimina el ítem).

c.2) Estructura factorial: análisis factorial exploratorio

Como quedó expresado en líneas anteriores, uno de los propósitos de este estudio es analizar la estructura estadística de las respuestas al cuestionario de Grasmick y otros, por medio, inicialmente, de un análisis factorial exploratorio y luego mediante una perspectiva confirmatoria. Ambos análisis, según Bollen (1989), comparten una misma finalidad: “explicar las covarianzas o correlaciones entre un conjunto de variables observadas o medidas por medio de un conjunto reducido de variables latentes o factores” (p.226). No obstante, presentan diferencias entre las cuales la primera consiste en que el análisis factorial exploratorio es una metodología con la que se logra definir la estructura subyacente de los datos sin un conocimiento *a priori* sobre ésta mientras que el análisis factorial confirmatorio se orienta principalmente por expectativas o hipótesis teóricas sobre la relación entre las variables observadas y los factores latentes.

Ahora bien, dado que la estructura conceptual de la *Low Self-Control Scale* (Grasmick y otros, 1993) todavía no ha sido determinada en una versión en español, surgió la necesidad de llevar a cabo, en principio, un análisis factorial de tipo exploratorio. La prueba de esfericidad de Bartlett ($X^2= 2878,11$, $p < .000$ muestra total; $X^2= 1428,32$, $p < .000$ muestra hombres; $X^2= 1693,26$, $p < .000$ muestra mujeres) y el test de Kaiser-Meyer-Olkin (KMO= .85 muestra total; KMO= .80 muestra hombres; KMO= .81 muestra mujeres) indican que la matriz de datos de cada grupo es apropiada para la aplicación de esta técnica. Se empleó el análisis de componentes principales en los 24 ítems como método de extracción de factores. Para determinar el número de componentes o factores, y en coherencia con los resultados del trabajo original de Grasmick y su equipo, se tomó en consideración el criterio de Kaiser (autovalor superior a 1) y el test de Scree. El criterio de Kaiser indica que sólo seis factores tienen un autovalor o *eigenvalue* superior a la unidad. Este resultado es equivalente en las tres muestras y resulta congruente con el test de Scree.

La Tabla 3 resume los resultados de los seis factores extraídos para los tres grupos en torno a: 1) los autovalores; 2) las diferencias entre los autovalores; y 3) la varianza explicada por cada factor. Como se puede observar, y de

acuerdo a los argumentos de Grasmick y otros (1993), la magnitud de las diferencias entre el autovalor del primer factor con respecto al segundo (3,21 muestra total; 2,95 muestra hombres; 3,16 muestra mujeres), comparada con las diferencias del segundo factor en relación al tercero (0,34 total; 0,87 hombres; 0,29 mujeres) es un hallazgo que empíricamente puede dar respaldo a una solución de un solo factor como estructura subyacente de los datos. Los seis factores retenidos para cada grupo explican el 51,81% de la varianza para la muestra total, el 54,39% para la muestra de hombres y el 51,23% para la muestra de mujeres.

Tabla 3. Autovalores iniciales para la muestra total y sub-muestras de hombres y mujeres

Factor	Muestra Total		Muestra Hombres		Muestra Mujeres	
	Autovalor	% de Varianza	Autovalor	% de Varianza	Autovalor	% de Varianza
1	5,21 (0,00)	21,72	5,33 (0,00)	22,21	5,09 (0,00)	21,19
2	2,00 (3,21)	8,34	2,38 (2,95)	9,91	1,93 (3,16)	8,06
3	1,66 (0,34)	6,93	1,51 (0,87)	6,27	1,64 (0,29)	6,84
4	1,32 (0,34)	5,50	1,44 (0,07)	6,02	1,39 (0,25)	5,77
5	1,13 (0,19)	4,74	1,23 (0,21)	5,13	1,21 (0,18)	5,05
6	1,09 (0,04)	4,57	1,16 (0,07)	4,85	1,03 (0,18)	4,31
Total		51,81		54,39		51,23

Nota: los valores dentro del paréntesis son las diferencias entre el autovalor de cada factor y el anterior.

Sin embargo, para confirmar este posible hallazgo, se analizaron las cargas factoriales del primer componente sin rotar. Con este procedimiento se pretende determinar si todos los elementos de la escala obtienen saturaciones significativas en este factor. Si los resultados confirman esta posibilidad, es plausible brindarle apoyo empírico a una estructura unifactorial. El criterio de inclusión aplicado para considerar un ítem como significativo, o representativo del componente, fue que el valor de su carga factorial superara a .30 (Hair y otros, 2007). En tal sentido, según los datos de la Tabla 4 se observa que, para los tres grupos, hay elementos que no alcanzan esta saturación mínima. Este es el caso del ítem 16 para los tres grupos, del ítem 14 para la muestra total y de varones, y el ítem 13 para la muestra femenina. Tomando en cuenta también que para las tres muestras el porcentaje de varianza explicada por el segundo factor es ligeramente mayor que la varianza explicada por los últimos componentes, se concluye que, por el momento, estos resultados ofrecen un débil apoyo empírico a la estructura unidimensionalidad del constructo autocontrol.

Tabla 4. Cargas factoriales para la muestra total y submuestras de hombres y mujeres (Solución de un factor sin rotar)

Variable	Solución Un Factor sin Rotación		
	Muestra Total	Muestra Hombres	Muestra Mujeres
Ítem 1	.52	.48	.52
Ítem 2	.47	.50	.44
Ítem 3	.42	.43	.44
Ítem 4	.45	.48	.47
Ítem 5	.44	.53	.38
Ítem 6	.59	.63	.54
Ítem 7	.48	.44	.53
Ítem 8	.49	.60	.42
Ítem 9	.43	.39	.43
Ítem 10	.56	.46	.59
Ítem 11	.63	.63	.60
Ítem 12	.51	.41	.55
Ítem 13	.35	.26	.38
Ítem 14	.24	.18	.30
Ítem 15	.46	.53	.42
Ítem 16	.24	.20	.26
Ítem 17	.53	.51	.50
Ítem 18	.53	.57	.47
Ítem 19	.47	.51	.44
Ítem 20	.60	.58	.63
Ítem 21	.31	.38	.31
Ítem 22	.37	.36	.39
Ítem 23	.48	.49	.46
Ítem 24	.35	.37	.36

Para profundizar aún más en la estructura factorial de la escala desde una perspectiva exploratoria, se aplicaron complementariamente los métodos de rotación ortogonal (varimax) y oblicua (oblimin) a la solución inicial. Los resultados de estos análisis se encuentran recogidos en la Tabla 8 (Anexo). Tanto con la rotación ortogonal como con la oblicua, las soluciones obtenidas llevan a la misma conclusión. Concretamente, en todas las muestras los 24 ítems se agrupan en seis dimensiones más o menos similares a la estructura factorial propugnada por Grasmick y otros (1993), aunque estos resultados deben matizarse. Primero, sólo algunos factores reproducen con cierta exactitud la hipotética distribución de los ítems concebida por los autores de la escala. Así, en la muestra total los componentes 5 y 6 aglutinan las variables afines con actividades físicas y temperamento difícil, respectivamente; en la

muestra de mujeres los componentes 4 y 6 hacen lo propio con los indicadores de tareas fáciles y temperamento difícil, respectivamente; y en la muestra de hombres el factor 5 relaciona los ítems de actividades físicas. Segundo, en los tres grupos el resto de los componentes agrupa los ítems de la misma manera que fueron diseñados originariamente, pero en todos ellos se observan saturaciones secundarias, esto es, ítems que cargan significativamente en otro factor al que, teóricamente, no corresponden. Tercero, también se aprecian cargas cruzadas o, lo que es lo mismo, ítems que saturan simultáneamente sobre distintos factores. Cuarto, en el caso de la muestra masculina el componente 6 concentra una serie de elementos que no reproduce una pauta subyacente acorde con cualquiera de las dimensiones del bajo autocontrol.

c.3) Estructural factorial: análisis factorial confirmatorio

c.3.1) Modelo unidimensional (primer orden)

En la Tabla 5 se ofrecen los parámetros estandarizados o cargas factoriales estimados para el modelo de un factor. Tal como se defiende en la Figura 1, en este modelo el bajo autocontrol es explicado por los 24 indicadores propuestos por Grasmick y su equipo.

Se observa que el peso de los elementos sobre la variable latente bajo autocontrol varía en los tres grupos. De igual manera, todos los parámetros estimados para la muestra total y de mujeres fueron estadísticamente significativos a $p < .05$; aunque en el caso de los hombres el ítem 14 (*Me siento mejor cuando estoy en movimiento que cuando estoy sentado y pensando*) no alcanzó la significación estadística a este mismo nivel. Incluso, este mismo ítem presentó la menor carga factorial para la muestra total y de mujeres. Para este último grupo, y también para los hombres el ítem 16 (*Me parece que tengo más energía y una gran necesidad de hacer actividades físicas que la mayoría de los muchachos de mi edad*) muestra insuficientes niveles de saturación. En cambio, el ítem 11 (*Encuentro excitante hacer actividades que puedan meterme en problemas*) fue el elemento de mayor saturación para la muestra total y de mujeres. En el caso de ellos, el ítem 6 (*Me gusta más las cosas que resulten fáciles de hacer u obtener*) y el ítem 8 (*Cuando las cosas se tornan complicadas de hacer las dejo hasta ahí y me retiro*) son las variables con mayor peso factorial.

Tabla 5. Cargas factoriales estandarizadas de la Low Self-Control Scale para hombres y mujeres: Modelo unidimensional (primer orden)

Variable	Solución Un Factor		
	Muestra Total	Muestra Hombres	Muestra Mujeres
Ítem 1	.52	.48	.55
Ítem 2	.46	.50	.40
Ítem 3	.36	.40	.35
Ítem 4	.42	.50	.38
Ítem 5	.43	.54	.33
Ítem 6	.59	.59	.53
Ítem 7	.44	.40	.51
Ítem 8	.44	.59	.34
Ítem 9	.38	.30	.36
Ítem 10	.52	.39	.58
Ítem 11	.63	.57	.62
Ítem 12	.46	.35	.48
Ítem 13	.27	.21	.27
Ítem 14	.19	.12*	.24
Ítem 15	.43	.51	.35
Ítem 16	.22	.17	.18
Ítem 17	.49	.45	.46
Ítem 18	.51	.55	.45
Ítem 19	.46	.50	.43
Ítem 20	.56	.54	.58
Ítem 21	.27	.33	.25
Ítem 22	.37	.32	.40
Ítem 23	.48	.47	.48
Ítem 24	.33	.34	.34

Nota: *parámetro estandarizado no significativo al $p = <.05$.

En la Tabla 7 se detallan los índices de bondad de ajuste para el modelo unidimensional puesto a prueba en la muestra total y en la de cada género. Como se puede observar, estos índices revelan unos resultados poco admisibles para los tres grupos contrastados, denotando el limitado ajuste del modelo hipotético a los datos empíricos. En concreto, en ninguna de las muestras, el GFI, TLI y CFI exceden el umbral convenido de .90. Además, el valor de RMSEA es mayor a .08 para los tres grupos, lo que significa que el error de aproximación cuadrático medio tampoco es aceptable.

c.3.2.) Modelo multidimensional de seis factores (primer orden)

La Tabla 6 proporciona los parámetros estandarizados para el modelo multidimensional de seis factores relacionados entre sí. En este modelo, el bajo autocontrol fue explicado por las seis dimensiones que propugnan Gottfredson y Hirschi (1990) en su teoría y que gráficamente se explican en la Figura 2.

Tabla 6. Cargas factoriales estandarizadas de la Low Self-Control Scale para hombres y mujeres: modelo multidimensional (primer orden)

Variable	Solución Seis Factores		
	Muestra Total	Muestra Hombres	Muestra Mujeres
Factor 1: Impulsividad			
Ítem 1	.52	.45	.54
Ítem 2	.56	.57	.50
Ítem 3	.49	.56	.48
Ítem 4	.57	.64	.55
Factor 2: Tareas Fáciles			
Ítem 5	.58	.70	.45
Ítem 6	.65	.66	.59
Ítem 7	.59	.57	.60
Ítem 8	.55	.67	.44
Factor 3: Tendencia al Riesgo			
Ítem 9	.64	.64	.57
Ítem 10	.79	.81	.77
Ítem 11	.70	.62	.71
Ítem 12	.61	.61	.56
Factor 4: Actividades Físicas			
Ítem 13	.43	.29	.44
Ítem 14	.41	.27	.46
Ítem 15	.56	.69	.52
Ítem 16	.32	.25	.32
Factor 5: Egocentrismo			
Ítem 17	.54	.48	.55
Ítem 18	.58	.58	.56
Ítem 19	.58	.59	.53
Ítem 20	.68	.63	.77
Factor 6: Temperamento Difícil			
Ítem 21	.30	.40	.30
Ítem 22	.36	.39	.43
Ítem 23	.52	.43	.53
Ítem 24	.35	.41	.41

Se debe señalar que todos los parámetros estimados para la muestra total fueron estadísticamente significativos a $p = <.01$, y para la muestra de hombres y de mujeres fueron a $p = <.05$. Por su parte, el peso de las cargas varía según el indicador que se analice. Además, como dato adicional, estas cargas factoriales resultaron más altas que las obtenidas para el modelo unidimensional. En concreto, los pesos de regresión estandarizados señalan que el ítem 21 (*Pierdo la paciencia fácilmente*) tiene la menor saturación en la muestra total y en la de mujeres. Asimismo, en la muestra de hombres, el ítem 16 (*Me parece que tengo más energía y una gran necesidad de hacer actividades físicas que la mayoría de los muchachos de mi edad*) presentó la carga factorial más débil. Tal como se detalla en esta misma tabla, el ítem 10 (*Hago actividades arriesgadas para divertirme*) alcanzó la mayor carga factorial en las tres muestras. En el caso de las mujeres, también el ítem 20 (*Trato de pensar primero en mí, aunque eso implique hacer cosas que perjudiquen a otras personas*) mostró la saturación factorial más alta. La Tabla 7 también contiene los índices de bondad de ajuste para el modelo multidimensional puesto a prueba en la muestra completa y en la muestra de hombres y mujeres. Estas medidas señalan un mejor ajuste de este modelo teórico de seis factores relacionados entre sí, en comparación al modelo unidimensional. Sin embargo, nuevamente los índices GFI, TLI y CFI no superan el umbral de .90 en los tres grupos.

Tabla 7. Índices de bondad de ajuste para los modelos analizados por género

	X ²	gl.	X ² /gl.	GFI	TLI	CFI	RMSEA
Modelo Unidimensional Muestra Total	1005,2	252	3,99	.80	.61	.64	.09
Modelo Multidimensional Muestra Total	616,6	237	2,60	.88	.80	.82	.06
Modelo Unidimensional Muestra Hombres	733,1	252	2,90	.75	.54	.56	.10
Modelo Multidimensional Muestra Hombres	515,8	237	2,17	.82	.71	.75	.08
Modelo Unidimensional Muestra Mujeres	637,9	252	2,53	.78	.58	.62	.09
Modelo Multidimensional Muestra Mujeres	465,3	237	1,96	.84	.74	.78	.07

GFI: Goodness of Fit Index, **TLI:** Tucker Lewis Index, **CFI:** Comparative Fit Index, **RMSEA:** Root Mean Square Error of Approximation.

En consecuencia, el dato más resaltante a nivel confirmatorio es el mejor ajuste del modelo multidimensional a los datos empíricos de las tres muestras analizadas pero, en especial, a la muestra total y de mujeres. Inclusive, la muestra total presenta el mejor ajuste a los datos empíricos con respecto al grupo de hombres y mujeres: el GFI, TLI y CFI son superiores y el índice RMSEA menor.

D) Discusión y conclusiones

Diferentes trabajos que han contrastado empíricamente la Teoría General del Delito de Gottfredson y Hirschi (1990) señalan que el autocontrol es uno de los predictores más potentes de la desviación (p. ej.: Pratt y Cullen, 2000; Rodríguez, 2010; Serrano, 2009, 2011). Quizá dicha cualidad ha contribuido a que esta teoría sea de los cuerpos explicativos más sobresalientes durante las dos últimas décadas en criminología. Pero, contrario a esto, por ejemplo, la estructura factorial del constructo autocontrol ha sido fuente de ambigüedades y posiciones encontradas. En tal sentido, hasta ahora no se ha alcanzado unanimidad en la literatura en cuanto a este aspecto (Williams y otros, 2007). Tal como se expuso, el objetivo general de esta investigación era examinar el comportamiento métrico de una escala de bajo autocontrol basada en los conceptos incluidos en la Teoría General del Delito. Para tal fin, se usó un cuestionario ampliamente difundido en la investigación empírica: la *Low Self-Control Scale* de Grasmick, Tittle, Bursik y Arneklev (1993).

De acuerdo con los propósitos planteados, la primera propiedad métrica examinada fue la fiabilidad de la escala, específicamente su consistencia interna. Con seguridad, entre los índices más importantes para valorar la precisión de una escala de medida está el coeficiente alfa de Cronbach. Nunnally (1978) propone como regla general el umbral de .70 en este coeficiente para aceptar la consistencia interna de un instrumento. Un alfa por debajo de este umbral indica que los ítems del cuestionario tienen poco en común. Como ya se señaló, Grasmick y otros (1993) reportan un nivel de consistencia interna bastante aceptable para su instrumento. Específicamente, estos autores hallan un coeficiente alfa de Cronbach de .81 para la escala global. Este mismo nivel de consistencia interna ha sido observado en diversas investigaciones. En general, estudios en esta línea de

investigación reportan coeficientes alfa de Cronbach para la escala total entre .80 y .91 (p. ej.: Arneklev y otros, 1998; DeLisi y otros, 2003; Longshore, 1998; Unnever y Cornell, 2003). En el presente trabajo, se encontraron coeficientes alfa superiores a .83 para los tres grupos analizados, siendo la muestra de hombres la que tuvo el mayor valor (.84). Esto significa que, para la escala de Grasmick y otros (1993) adaptada al español, los niveles de consistencia interna son semejantes a los referidos en estudios que han aplicado la versión original, siendo incluso mayores a los obtenidos por los propios autores en muestras universitarias. En consecuencia, estos hallazgos develan que la escala puesta a prueba en este trabajo presenta, en principio, atributos de fiabilidad suficientes.

No obstante, con relación a esto hay que reparar en varios aspectos de especial significación. En primer término, para la muestra total no hay ningún ítem cuya exclusión del análisis mejore la consistencia interna de la escala. En cambio, la eliminación del ítem 16 aumenta ligeramente la coherencia interna del cuestionario en ambos géneros; y lo mismo ocurre con el ítem 14 sólo en la muestra de varones. En segundo lugar, cinco ítems (5, 13, 14, 16 y 21) presentan, dependiendo de la muestra que se analice, índices de homogeneidad corregidos muy bajos. Esto demuestra que la puntuación de cada uno de estos elementos es poco consistente con la puntuación global de la escala.

Una vez estudiada la consistencia interna de la escala, se llevó a cabo un análisis factorial de la misma. En concreto, y como segundo objetivo, se tomó la decisión de desarrollar un análisis factorial exploratorio. Investigaciones anteriores indican que, por lo general, después del proceso de extracción de factores mediante el método de componentes principales, seis de ellos presentan autovalores superiores a la unidad (p. ej.: Grasmick y otros, 1993; Piquero y otros, 2000) representando cada factor las dimensiones del bajo autocontrol sugeridas en la Teoría General del Delito. Al mismo tiempo, una diferencia importante del primer autovalor con respecto al segundo, sería una prueba empírica de la unidimensionalidad del constructo bajo autocontrol (Grasmick y otros, 1993). Este patrón de resultados fue observado en este estudio y, provisionalmente, daría respaldo a investigaciones anteriores que apoyan la unidimensionalidad subyacente del constructo bajo autocontrol en la escala de Grasmick y su equipo (p. ej.: Gibbs y otros 2003; Piquero y otros, 2000;

Romero y otros, 2003). Sin embargo, las limitaciones señaladas por algunos autores sobre el análisis factorial exploratorio en general (Arneklev y otros, 1999), y de este hallazgo en particular, impulsó el desarrollo de otros análisis para ahondar en la posible unidimensionalidad del constructo. Así, desde la propia perspectiva exploratoria, se notó que no todos los elementos de la escala saturaban de manera significativa en un único factor “sin rotar” (este es el caso del ítem 16 para las tres muestras, del ítem 14 para la muestra total y de hombres, y del ítem 13 sólo para la muestra masculina), lo que en consecuencia debilita empíricamente al modelo unidimensional como posible estructura subyacente del bajo autocontrol.

Complementariamente, sobre la base del método de rotación Varimax y Oblimin se obtuvo de manera general una solución multidimensional que refleja seis de las dimensiones del bajo autocontrol propuestas por Gottfredson y Hirschi (1990). Estas son: impulsividad, tareas fáciles, tendencia al riesgo, actividades físicas, egocentrismo y temperamento difícil. Aunque, por una parte, la estructura subyacente de los datos para la muestra de hombres es menos precisa y, por otra, hay cargas factoriales cruzadas y secundarias en las soluciones de los tres grupos, la pauta de los datos, desde una perspectiva exploratoria, parece ofrecer mayor apoyo empírico a una estructura de múltiples factores de la escala en español. Pero, se debe insistir, la misma no es una estructura factorial totalmente clara. Asimismo, estos hallazgos se suman a los de estudios anteriores que señalan la indeterminación que caracteriza al modelo unidimensional para explicar la estructura del constructo bajo autocontrol (Williams y otros, 2007).

Como tercer objetivo de este estudio, y ante la ambigüedad de la estructura factorial de la escala a nivel exploratorio, se optó por desarrollar un análisis factorial de tipo confirmatorio. Esto último, con la intención de evaluar la bondad de ajuste de dos modelos teóricos vinculados con la dimensionalidad del bajo autocontrol. En sí, se confrontó un modelo unifactorial en el que los 24 ítems cargan en un sólo factor, con uno multifactorial en el que seis factores correlacionan entre sí. Los resultados de esta investigación demuestran que, para todos los grupos analizados, el modelo multidimensional mostró mejor ajuste a los datos empíricos con respecto al modelo unidimensional. En esta misma línea se sitúan estudios anteriores que señalan un ajuste superior de los modelos factoriales multidimensionales con respecto al modelo unidimensional

(p. ej.: Arneklev y otros, 1999; DeLisi, y otros, 2003; Williams y otros, 2007). Sin embargo, también en torno a la estructura factorial observada a nivel confirmatorio en la presente investigación, caben varias consideraciones. Primero, si bien es cierto que la hipótesis de seis factores relacionados entre sí se ajusta mejor a los datos empíricos y resulta, por ende, el modelo más satisfactorio, también es cierto que algunos índices de ajustes son inaceptables. Estos problemas de ajuste del modelo multidimensional (que en este caso, por ejemplo, pueden atribuirse a singularidades ligadas al contexto sociocultural, al propio proceso de adaptación del instrumento de un idioma a otro, a las condiciones de aplicación o a las características de la muestra) han sido detectados igualmente en estudios que examinaron el instrumento original de Grasmick y sus colegas desde un punto de vista psicométrico (p. ej.: DeLisi y otros, 2003; Williams y otros, 2007). No está de más acotar que dichos problemas pueden estar indicando que esta escala es una medida deficiente del constructo bajo autocontrol propuesto en la Teoría General del Delito. En relación con lo anterior, un número de investigadores atenúan las dificultades de ajuste del modelo multidimensional perfeccionando el mismo mediante la eliminación de ítems con bajas cargas factoriales y mediante el uso de los índices de modificación sugeridos por el propio análisis factorial confirmatorio (p.ej. DeLisi, y otros, 2003; Williams y otros, 2007).

Segundo, en la presente investigación se puso a prueba uno de los diversos tipos de modelos multidimensionales detallados en la literatura. En particular, se analizó el modelo de seis dimensiones correlacionadas entre sí. En futuras investigaciones pudiera ser valioso contrastar otras hipótesis como, por ejemplo, el modelo jerarquizado. De hecho, en este estudio, las correlaciones entre las diferentes dimensiones, que en varios casos superó el .80 en las tres muestras, indican que no hay validez discriminante entre los factores, lo que significa que se está midiendo el mismo constructo o variable latente, en este caso el bajo autocontrol. Este hallazgo permite pensar en la posibilidad de que la estructura del constructo bajo autocontrol pueda estar mejor representada por un modelo jerárquico multidimensional de segundo nivel, esto es, seis factores saturando en un único factor.

Para concluir, según lo visto, algunos autores plantean una única dimensión mientras que otros destacan la característica básicamente multifactorial del

bajo autocontrol; esto, la mayoría de las veces, a tenor de los resultados obtenidos con el uso de la escala de Grasmick y otros (1993). Es plausible que ambas tradiciones sean compatibles y que, si bien la evidencia empírica denota ciertamente la variedad de factores subyacentes en la medición del bajo autocontrol con este cuestionario, de igual forma indica la relación que hay entre ellos y la posibilidad, por ende, de un factor de segundo nivel de carácter más general. En cualquier caso, la principal aportación de este estudio fue la comprobación de una escala de medida del bajo autocontrol con suficientes garantías de fiabilidad; aunque, evidentemente, cargada de contradicciones en cuanto a la validez de constructo. Queda claro que, con seguridad, dichas contradicciones pueden ser superadas en posteriores investigaciones. Hay que destacar, no obstante, que estas mismas dificultades han sido encontradas en estudios anteriores (p. ej.: DeLisi, y otros, 2003; Williams y otros, 2007).

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Arneklev, Cochran y Gainey, R. (1998). *Testing Gottfredson and Hirschi's "Low Self-Control" Stability Hypothesis: An Exploratory Study*. *American Journal of Criminal Justice*, 23, 1, 107-127.
- Arneklev, Elis y Medlicott, S. (2006). *Testing the General Theory of Crime: Comparing the Effects of "Imprudent Behavior" and an Attitudinal Indicator of "Low Self Control"*. *Western Criminology Review*, 7, 3, 41-55.
- Arneklev, Grasmick y Bursik, R. (1999). *Evaluating the dimensionality and invariance of "Low Self-Control"*. *Journal of Quantitative Criminology*, 15, 3, 307-331.
- Bollen, K. (1989). *Structural equations with latent variables*. N.Y.: John Wiley & Sons.
- De Li, S. (2004). *The impacts of self-control and social bond on juvenile delinquency in a National Sample of Midadolescents*. *Deviant Behavior*, 25, 351-373.
- DeLisi, Hochstetler y Murphy, D. (2003). *Self-control behind bars: A validation study of the Grasmick et al. scale*. *Justice Quarterly*, 20, 2, 241-263.
- Gibbs, J; Giever, D. y Higgins, G. E. (2003). *A test of Gottfredson and Hirschi's general theory using structural equation modeling*. *Criminal Justice and Behavior*, 30, 4, 441-458.

- Gottfredson y Hirschi, T. (1990). *A general Theory of Crime*. Stanford: Stanford University.
- Gough, H. (1975). *California Psychological Inventory Manual*. California: Consulting Psychologists Press.
- Grasmick, Tittle, Bursik y Arneklev, B. (1993). *Testing the core empirical implications of Gottfredson and Hirschi's General Theory of Crime*. *Journal of Research in Crime and Delinquency*, 30, 5-29.
- Hair, Anderson, Tatham y Black, W. (2007). *Análisis Multivariante*. España: Prentice Hall Iberia.
- Hambleton, R. (1996). *Adaptación de tests para su uso en diferentes idiomas y culturas: fuentes de error, posibles soluciones y directrices prácticas*. En: J. Muñiz (Edit.), *Psicometría* (pp. 67-89). Madrid: Universitas.
- Lévy y Varela, J. (2006). *Modelización con Estructuras de Covarianzas en Ciencias Sociales*. España: Gesbiblo, S.L.
- Longshore, D. (1998). *Self-Control and Criminal Opportunity: A Prospective Test of the General Theory of Crime*. *Social Problems*, 45, 102-113.
- Longshore, Turner y Stein, J. A. (1996). *Self-control in a criminal sample: An examination of construct validity*. *Criminology*, 34, 2, 209-228.
- Nunnally, J. (1978). *Psychometric Theory*. N.Y: McGraw Hill.
- Pratt y Cullen, F. (2000). *The empirical status of Gottfredson and Hirschi's general theory of crime. A meta-analysis*. *Criminology*, 38, 931-964.
- Piquero, MacIntosh y Hickman, M. (2000). *Does self-control affect survey response? Applying exploratory, confirmatory, and ítem response theory analysis to Grasmick et al.'s self-control scale*. *Criminology*, 38, 3, 897-929.
- Rodríguez, J. (2010). *Bajo Autocontrol y Conducta Antisocial. En Perspectiva de Género*. *Revista CENIPEC*, 29, 213-240.
- Romero, Gomez-Fraguela, Luengo y Sobral, J. (2003). *The self-control construct in the general theory of crime: An investigation in terms of personality psychology*. *Psychology, Crime and Law*, 9,1, 61-86.
- Romero, Sobral y Luengo, M. (1999). *Personalidad y Delincuencia. Entre la biología y la sociedad*. Granada: Grupo Editorial Universitario.
- Serrano, A. (2009). *Actos de fuerza o engaño y autocontrol. Un test de una teoría general del delito con una muestra pequeña de delincuentes juveniles*. *Revista electrónica de Ciencia Penal y Criminología*, 11, 1-38.
- _____ (2011). *El problema de las contingencias en la Teoría del Autocontrol. Un test de la Teoría General del Delito*. Madrid: Dykinson.
- Tittle, Ward y Grasmick, H. (2003). *Self-control and crime/deviance: cognitive vs behavioral measures*. *Journal of Quantitative Criminology*, 19, 4, 333-365.

- Unnever y Cornell, D. (2003). *Bullying, Self-Control and ADHD*. Journal of Interpersonal Violence, 18, 2, 129-147.
- William, Fletcher y Ronan, K. (2007). *Investigating the theoretical construct and invariance of the self-control scale using confirmatory factor analysis*. Journal of Criminal Justice, 35, 205-218.
- Wood, Pfefferbaum y Arneklev, B. (1993). *Risk-taking and Self Control: Social Psychological Correlates of Delinquency*. Journal of Crime and Justice, 16, 111-130.

Anexo: Cuadro 1. Low Self-Control Scale of Grasmick, Tittle, Bursik y Arneklev (Escala de Bajo Autocontrol adaptada por J.A. Rodríguez)

Ítem		Absolutamente Cierto	Cierto	Falso	Absolutamente Falso
	Impulsividad				
1	Hago lo que me da placer en el momento aunque eso implique sacrificar metas importantes				
2	No pierdo tiempo ni esfuerzo planificando mi futuro				
3	Me preocupa más lo que me pueda pasar ahora, que lo que pueda ocurrirme en el futuro				
4	Prefiero hacer cosas a las que consiga sacarle provecho ahora, que hacer cosas que haya que esperar cierto tiempo para lograrlas				
	Tareas Fáciles				
5	Evito las actividades complicadas que pongan al límite mis capacidades o habilidades				
6	Me gustan más las cosas que resulten fáciles de hacer u obtener				
7	Trato de evitar las actividades que sé van a ser difíciles de hacer				
8	Cuando las cosas se tornan complicadas de hacer las dejo hasta ahí y me retiro				
	Tendencia al Riesgo				
9	Hago cosas peligrosas para evaluarme y probar mis capacidades				
10	Hago actividades arriesgadas para divertirme				
11	Encuentro excitante hacer actividades que puedan meterme en problemas				
12	Resulta más importante para mí hacer cosas emocionantes y de aventura que actividades seguras y aburridas				
	Actividades Físicas				
13	Trato de hacer más actividades físicas que actividades que me obliguen a pensar y analizar				
14	Me siento mejor cuando estoy en movimiento que cuando estoy sentado y pensando				
15	Me gusta más salir y hacer cosas, que quedarme leyendo o pensando sobre cualquier tema				
16	Me parece que tengo más energía y una gran necesidad de hacer actividades físicas que la mayoría de los muchachos de mi edad				
	Egocentrismo				
17	Hago cosas que no benefician a otras personas porque al final quienes salen perdiendo son ellos, no yo				
18	Intento alcanzar los objetivos que me interesan, cueste lo que cueste, sabiendo inclusive que esto le puede hacer daño a otras personas				
19	Soy poco solidario y no ayudo a las personas que tienen problemas				
20	Trato de pensar primero en mí, aunque eso implique hacer cosas que perjudiquen a otras personas				
	Temperamento difícil				
21	Pierdo la paciencia fácilmente				
22	Cuando me molesto, prefiero que las personas se alejen de mí				
23	Cuando estoy molesto con otras personas, busco la manera de hacerles daño. Me parece mejor que conversar con ellas explicándoles los motivos de mi disgusto				
24	Cuando no estoy de acuerdo con alguien, generalmente me cuesta mucho conversar sobre el tema sin molestarme				

Tabla 8. Matriz de componentes principales con rotación varimax: cargas factoriales

Ítem	Solución Factorial Muestra Total						Solución Factorial Muestra Hombres						Solución Factorial Muestra Mujeres					
	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C1	C2	C3	C4	C5	C6	C1	C2	C3	C4	C5	C6
1	.34		.42					.40				.58	.48					.30
2				.46				.35		.30		.32						.58
3				.75						.66								.69
4				.62						.68					.41			.58
5			.76					.75										.69
6			.62					.65										.64
7			.72					.75										.70
8			.47					.52	.42								.30	.41
9	.74							.70						.75				
10	.81							.82						.76				
11	.69							.65	.31					.69				
12	.60							.68						.49	.38			
13					.70						.78				.60			
14					.72						.72				.70			
15				.39	.37					.53					.51			
16					.47						.36	.46			.48			
17		.59							.35			.42	.66		.32			
18	.32	.42					.31			.33		.43	.43					
19		.76								.80			.69					
20		.66								.67			.62					
21						.73	.49	.35										.74
22	.31			.40		.45	.35			.57				.39				.49
23		.69								.68			.65					
24						.71	.35			.41		.45						.72

Nota: Definición de factores muestra total: C1: Tendencia al Riesgo; C2: Egocentrismo; C3: Tareas Fáciles; C4: Impulsividad; C5: Actividades Físicas; C6: Temperamento Difícil. Definición de factores muestra hombres: C1: Tendencia al riesgo; C2: Tareas Fáciles; C3: Egocentrismo; C4: Impulsividad; C5: Actividades Físicas; C6: Indefinido. Definición de factores muestra mujeres: C1: Egocentrismo; C2: Tendencia al Riesgo; C3: Actividades Físicas; C4: Tareas Fáciles; C5: Impulsividad; C6: Temperamento Difícil.