

Adaptación al español de la Escala de Autocontrol y de la Escala de Autocontrol-Abreviada y evidencias de validez en población universitaria

del Valle, Macarena^{*, a}; Galli, Juan Ignacio^a; Urquijo, Sebastián^a; Canet Juric, Lorena^a

Artículo Metodológico

Resumen

Abstract

Tabla de Contenido

El objetivo del estudio fue adaptar y validar la Escala de Autocontrol (EAC) y la Escala de Autocontrol-Abreviada (EAC-A) para población hispanohablante. Se trabajó con una muestra de 430 estudiantes de la Universidad Nacional de Mar del Plata (279 mujeres y 151 hombres) con una media de edad de 23.38 (*DE* = 5.69). El Análisis Factorial Exploratorio reveló en la EAC una estructura de tres factores que fueron denominados Control no reflexivo de los impulsos, Autodisciplina y Control reflexivo de los impulsos. En la EAC-A se halló una estructura de dos factores, que fueron denominados Autodisciplina y Control de los impulsos. Tanto la EAC como la EAC-A presentaron buenos índices de ajuste de modelo y adecuados valores de consistencia interna. Se presentan asimismo evidencias de validez concurrente y convergente a través de asociaciones con medidas de impulsividad y responsabilidad respectivamente. Se concluye que ambas escalas resultan válidas para la población bajo estudio.

Spanish adaptation of the Self-Control Scale and the Brief Self-Control Scale and evidences of validity in university population. The aim of the study was to adapt and validate the Self-Control Scale (SCS) and the Brief Self-Control Scale (BSCS) for the Spanish-speaking population. We worked with a sample of 430 students from the National University of Mar del Plata (279 women and 151 men) with an average age of 23.38 (*SD* = 5.69). The Exploratory Factor Analysis revealed in the SCS a three-factor structure. The factors were named as Non-reflective control of impulses, Self-discipline and Reflective control of impulses. In the BSCS, a two-factor structure was found. Factors were named Self-Discipline and Control of the impulses. Both the SCS and the BSCS presented good model fit index and adequate values of internal consistency. Evidence of concurrent and convergent validity is also presented through associations with measures of impulsivity and responsibility, respectively. It is concluded that both scales are valid for the population under study.

| | |
|---------------|----|
| Introducción | 52 |
| Método | 55 |
| Participantes | 55 |
| Instrumentos | 55 |
| Procedimiento | 56 |
| Resultados | 57 |
| Discusión | 59 |
| Referencias | 61 |

Palabras clave:

autocontrol, escala de autocontrol, adaptación, evaluación

Keywords:

self-control, Self-control Scale, adaptation, assessment.

Recibido el 7 de febrero de 2019; Aceptado el 8 de mayo de 2019

Editoron este artículo: Raquel Peltzer, Paula Abate, Sebastián Miranda, Yanina Michelini y Fernando Luna

Introducción

La autorregulación constituye el principal mecanismo a través del cual las personas son capaces de controlar sus deseos e impulsos y manejar su comportamiento, emoción y cognición (Bauer & Baumeister, 2011; Hofmann & Kotabae, 2012; Kelley, Wagner, & Heatherton, 2015). Vinculado a la noción de autorregulación, se encuentra la capacidad de autocontrol. Si bien ambos conceptos son utilizados como equivalentes (Baumeister, 2016), pueden considerarse como constructos relacionados pero

diferenciables entre sí (Milyavskaya, Berkman, & De Ridder, 2019; Vandellen, Hoyle, & Miller, 2012). Según Hofmann, Schmeichel y Baddeley (2012), la autorregulación da cuenta, de manera amplia, de aquellos comportamientos orientados a metas, mientras que el autocontrol hace referencia a un subconjunto de procesos autorregulatorios cuyo objetivo es sobreponerse, consciente y esforzadamente, a impulsos o tendencias no deseadas. Así, el autocontrol puede ser conceptualizado como aquel componente de la

^a Instituto de Psicología Básica, Aplicada y Tecnología IPSIBAT, Universidad Nacional de Mar del Plata, CONICET.

*Enviar correspondencia a: Del Valle, M. E-mail: mdelvalle1989@gmail.com

autorregulación encargado de anular o modificar las respuestas prepotentes, interrumpir tendencias comportamentales indeseadas y abstenerse de actuar en función de las mismas en miras al logro de objetivos de largo plazo (Nigg, 2017; Tangney, Baumeister, & Boone, 2004).

El autocontrol contribuye a la producción de un amplio rango de respuestas positivas y se asocia negativamente con una gran cantidad de comportamientos que resultan perniciosos tanto a nivel individual como interpersonal. De hecho, una adecuada capacidad de autocontrol se ha relacionado con una reducción en la agresividad y criminalidad (DeWall, Baumeister, Stillman, & Gailliot, 2007; Stucke & Baumeister, 2006), una menor prevalencia de trastornos alimentarios (Herman & Polivy, 2011) y un menor uso problemático de determinadas sustancias como alcohol (Hull & Slone, 2004; Muraven, Collins, Morsheimer, Shiffman, & Paty, 2005) o nicotina (Wilson & MacLean, 2013). En general se muestra que los individuos con una buena capacidad de autocontrol se ven menos influenciados por los impulsos o tendencias no deseadas que aquellos con una reducida capacidad de autocontrol.

Además, el autocontrol también se ha asociado con un mejor rendimiento académico (Duckworth & Seligman, 2005; Duckworth, Taxer, Eskreis-Winkler, Galla, & Gross, 2019; Stadler, Aust, Becker, Niepel, & Greiff, 2016). Tangney et al. (2004) encontraron que los estudiantes universitarios con un nivel de autocontrol elevado obtuvieron mejores calificaciones en sus estudios y mostraron un mejor rendimiento académico en general. Los autores interpretan estos resultados considerando que los estudiantes con mayor autocontrol tenderían a realizar sus tareas a tiempo, contarían con una mayor capacidad para evitar que las actividades placenteras interfieran en su trabajo, emplearían el tiempo de estudio de manera más efectiva y serían capaces de hacer que las distracciones emocionales no interfieran negativamente con su rendimiento. De forma similar, Zettler (2011) también reporta en su estudio que buenos niveles de autocontrol se asociaron con un mejor desempeño académico, mientras que la presencia de fallos en el autocontrol estaba relacionada con la frecuencia de aparición de conductas no académicas o improproductivas.

Acerca de la evaluación del autocontrol, Tangney et al. (2004) desarrollaron la Escala de

Autocontrol (EAC) (*Self-Control Scale*) de 36 ítems y la versión Abreviada de la EAC (EAC-A) (*Brief Self-Control Scale*) compuesta por 13 ítems. A la fecha, las escalas han sido utilizadas en numerosos estudios (e.g., Galla & Duckworth, 2015; Haynes, Kemps, & Moffitt, 2016; Schmidt, Holroyd, Debener, & Hewig, 2017; Sjästad & Baumeister, 2018; Watson & Milfont, 2017), aunque la mayoría de estos han optado casi exclusivamente por emplear la escala abreviada de 13 ítems (De Ridder & Gillebaart, 2017; Hoyle & Davisson, 2016; Lindner, Nagy, & Retelsdorf, 2015; Maloney, Grawitch, & Barber, 2012).

Para determinar la estructura factorial de la EAC, Tangney et al. (2004) realizaron un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) de la misma, y hallaron una estructura que sugería la existencia de 5 factores. El Factor 1 (11 ítems, 10.2% de la varianza) evaluaría la capacidad general para la autodisciplina; el Factor 2 (10 ítems, 9.7% de la varianza) evaluaría la inclinación hacia conductas deliberadas/no impulsivas; el Factor 3 (7 ítems, 7.7% de la varianza) evaluaría distintos hábitos saludables; el Factor 4 (5 ítems, 7.6% de la varianza) evaluaría la autorregulación en servicio de la ética laboral; y el Factor 5 (5 ítems, 7.0% de la varianza) evaluaría la confianza que la persona infunde en los demás. Sin embargo, los autores no reportan ningún dato adicional sobre la validez de constructo de la escala ni tampoco sobre la estructura factorial de la versión abreviada. Finalmente, los autores presentan evidencias sobre la validez convergente y concurrente de ambas escalas sin discriminar dimensiones o factores, asumiendo la unidimensionalidad de las escalas como manifestación de una habilidad general para inhibir o anteponerse a respuestas internas, así como para interrumpir las tendencias comportamentales no deseadas y abstenerse de actuar en base a las mismas.

A pesar de la propuesta de Tangney et al. (2004) de utilizar las escalas EAC y EAC-A como instrumentos unidimensionales, es escasa la evidencia empírica que sustente la existencia de un único factor. Por el contrario, particularmente respecto a la EAC-A se han propuesto diferentes conceptualizaciones multidimensionales para evaluar distintos componentes o facetas del autocontrol (Lindner et al., 2015). Ferrari, Stevens y Jason (2009) aplicaron un AFE a la EAC-A y obtuvieron dos factores que denominaron *autodisciplina* (9 ítems) y *control de impulsos* (4

ítems). Mientras que el control de los impulsos refiere a la restricción de la acción mediante un control activo sobre el estímulo saliente y prepotente, la autodisciplina supondría un constructo más amplio, que incluiría también la capacidad de trabajar eficaz y comprometidamente y actuar de acuerdo a objetivos predeterminados para alcanzar metas a largo plazo. La autodisciplina no se limita a controlar las conductas inadecuadas para los objetivos personales, sino que incluye la construcción de un plan para alcanzar la meta y el monitoreo de la ejecución de ese plan.

Similarmente, Maloney et al. (2012) realizaron un AFE de la EAC-A y encontraron dos factores reduciendo la escala a 8 ítems: *impulsividad* (4 ítems) y *restricción* (4 ítems). De Ridder, de Boer, Lugtig, Bakker y van Hooft (2011) realizaron un Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) donde incluyeron 10 de los 13 ítems de la EAC-A y encontraron evidencia empírica en apoyo a la existencia de dos factores: autocontrol inhibitorio (*inhibitory self-control*) (6 ítems) y autocontrol como iniciativa (*initiatory self-control*) (4 ítems). Lindner et al. (2015) utilizaron la adaptación alemana de la EAC-A para realizar análisis confirmatorios de los distintos modelos propuestos: el modelo unidimensional de 13 ítems y los tres modelos de dos factores mencionados. Los autores no encontraron evidencia concluyente de que alguno de los modelos bidimensionales propuestos fuera significativamente mejor que el modelo que considera la existencia de un único factor en la escala EAC-A. En consecuencia, los autores recomiendan, desde un punto de vista práctico, considerar el puntaje total de la escala como una medida general y unitaria del autocontrol.

Un estudio reciente adaptó el instrumento en estudiantes chinos (Unger, Bi, Xiao, & Ybarra, 2016). En el mismo se realizó un AFC para evaluar la estructura factorial de la EAC y los resultados determinaron que el modelo de 5 factores propuesto originalmente por Tangney et al. (2004) presentaba un ajuste mínimo a los datos (GFI = .82; AGFI = .80; RMSEA = .06), con 7 de los 36 ítems presentando cargas factoriales insuficientes (< .30). También evaluaron el ajuste de un modelo de cinco factores en la EAC-A, hallando un mejor ajuste en este caso (GFI = .99; AGFI = .98; RMSEA = .01).

Pilarska y Baumeister (2018) realizaron la

adaptación y validación de una versión para población polaca de la EAC y de su versión abreviada. Los autores realizaron un AFE que determinó la existencia de cinco factores, similares a los propuestos originalmente por Tangney et al. (2004), que explicaban el 44.5% de la varianza total. No obstante, la estructura factorial resultó problemática, puesto que se observó que varios de los ítems presentaban cargas factoriales repetidas o pesos factoriales bajos (< .30), además de altas correlaciones interfactoriales. En consecuencia, los autores sugieren que se sumen todos los ítems para generar un puntaje compuesto total.

Es clara la existencia de resultados contradictorios en la literatura respecto de la estructura factorial del autocontrol y la validez de constructo de las escalas de Tangney et al. (2004). Además, esto no ha sido evaluado mediante instrumentos válidos en población hispanoparlante. Dado el uso prolífico de las escalas EAC y EAC-A, el primer objetivo del presente estudio fue adaptar el instrumento al español y evaluar la estructura factorial, tanto de la EAC como de la EAC-A.

Ahora bien, para Tsukayama, Duckworth y Kim (2013), el autocontrol constituye la otra cara de la misma moneda de la impulsividad, y definen justamente a esta última como la falta de habilidad para regular el comportamiento, la atención y las emociones al servicio de metas u objetivos valiosos. Similarmente, Hoyle y Davison (2016) sugieren que los puntajes de la EAC reflejan primordialmente la capacidad de mantener un control sobre los impulsos. También otros autores (e.g., Ferrari et al., 2009; Maloney et al., 2012; Schmidt et al., 2017), al analizar la estructura de la EAC o de su versión abreviada, consideran que una de sus dimensiones evaluaría impulsividad. Por lo tanto, el segundo objetivo del estudio fue analizar la validez concurrente de ambas versiones de la escala (EAC y EAC-A) mediante sus asociaciones con las cinco dimensiones de impulsividad del modelo de Lynam, Smith, Whiteside y Cyders (2006).

Finalmente, la responsabilidad, entendida como un rasgo de la personalidad (McCrae & Costa, 1999), representa la capacidad o tendencia de las personas a ser voluntariosas, organizadas y decididas, es decir que personas que son más responsables tienden a tener niveles más altos de rigurosidad, compromiso, organización y

minuciosidad, mientras que personas menos responsables tienden a ser más descuidadas, desorganizadas e imprudentes. Por lo tanto, dado que el rasgo responsabilidad se encuentra asociado con la capacidad de autocontrol de la persona (McCrae & Löckenhoff, 2010), el tercer objetivo de este estudio fue analizar la validez convergente de la EAC y la EAC-A mediante sus asociaciones con una medida teóricamente relacionada como es el rasgo de personalidad Responsabilidad del Modelo de los Cinco Grandes Factores de la Personalidad.

Método

Participantes

Se trabajó con dos muestras. La primera, que fue utilizada para evaluar la estructura factorial de las dos versiones del instrumento, estuvo compuesta por 430 estudiantes de distintas Facultades de la Universidad Nacional de Mar del Plata. Se siguieron las sugerencias sobre el tamaño muestral necesario para la validación de instrumentos, que estima que debe contarse con entre 5 y 10 participantes por ítem, y con un mínimo de 300 (Carretero-Dios & Pérez, 2005; Martínez-Arias, 1995). El 64.9% ($n = 279$) fueron mujeres y el 35.1% ($n = 151$) hombres, y las edades estuvieron comprendidas entre los 18 y 54 años, con una media de 23.38 ($DE = 5.69$), una mediana de 22 y una moda de 23.

La segunda muestra, utilizada para analizar la validez convergente y concurrente del instrumento, estuvo compuesta por 57 estudiantes de los 430 de la muestra anterior. Nuevamente, los participantes pertenecían a distintas unidades académicas de la Universidad Nacional de Mar del Plata. El 56.1% ($n = 32$) fueron mujeres, mientras que el restante 43.9% ($n = 25$) fueron hombres. Las edades estuvieron comprendidas entre los 18 y los 43 años, con una media de 22.82 ($DE = 4.58$), una mediana de 22 y una moda de 21.

Los datos referidos al nivel socioeconómico de los participantes no fueron recabados. No obstante, tal como sugieren del Valle, Hormaechea y Urquijo (2015), una gran proporción de los estudiantes de la Universidad Nacional de Mar del Plata pertenece a sectores socioeconómicos favorecidos. Según Di Gresia (2004), mayores valores en los indicadores clásicos de nivel socioeconómico, como por ejemplo el ingreso mensual del hogar, la escolaridad de los padres, el tipo de empleo del

jefe de hogar, se encuentran asociados con una mayor probabilidad de ingreso a la educación universitaria pública en Argentina. Así, un individuo "favorecido" (en términos de dichos indicadores) tiene 78% de probabilidades de acceder a la educación universitaria, mientras que un individuo "desfavorecido", sólo tiene 8.4% de probabilidades.

Instrumentos

Autocontrol. Se administró la EAC de Tangney et al. (2004), conformada por 36 ítems que evalúan la capacidad de las personas para anular o modificar las respuestas prepotentes y para interrumpir tendencias comportamentales indeseadas, absteniéndose de actuar en función de las mismas. Los cuestionarios de autocontrol son la medida más utilizada para medir este constructo debido a la relativa facilidad para su administración, a los bajos costos que implican, a su probado poder predictivo (Duckworth & Kern, 2011) y a que se trata de instrumentos que se considera cuentan con evidencias de validez (Cyders & Coskunpinar, 2011). Ejemplos de ítems que conforman la mencionada escala son: "Si me gustan o me divierten, hago ciertas cosas aunque sean malas para mí" y "Me iría mejor si me detuviera a pensar antes de actuar". El instrumento se responde mediante una escala de tipo Likert de cinco puntos, en donde el sujeto debe indicar desde 1 ("Nada") a 5 ("Mucho") en qué medida los ítems reflejan cómo es habitualmente. También se consideró la versión abreviada del instrumento, compuesta originalmente por 13 de los 36 ítems anteriores.

Responsabilidad. Se utilizó la subescala Responsabilidad (*Conscientiousness*) del Listado de Adjetivos para Evaluar la Personalidad -AEP- (Ledesma, Sánchez, & Díaz-Lázaro, 2011). El instrumento está compuesto por 67 ítems que expresan adjetivos descriptores de los rasgos del modelo de los Cinco Grandes Factores de Personalidad (*Big Five*), como por ejemplo, *melancólico*, *conservador*, *aventurero*. Se indica al participante que califique cada adjetivo en función de cuánto lo describe, en una escala de tipo Likert desde (1) "no me describe en absoluto" a (5) "me describe tal como soy". En este estudio, se utilizó exclusivamente la subescala de Responsabilidad (compuesta por 13 ítems) puesto que se trata del rasgo de personalidad que se encuentra teóricamente más relacionado con el autocontrol.

El instrumento posee la ventaja de haber sido desarrollado en el medio local. Además, ha replicado la estructura de cinco factores del Modelo de los Cinco Grandes, y ha mostrado buenas propiedades psicométricas en términos de validez y confiabilidad (Responsabilidad: $\alpha = .80$).

Impulsividad. Se utilizó la adaptación al español (Verdejo-García, Lozano, Moya, Alcázar, & Pérez-García, 2010) de la Escala de Impulsividad UPPS-P (Lynam et al., 2006). El instrumento consiste en 59 ítems que evalúan cinco dimensiones de impulsividad: Urgencia Positiva (tendencia a experimentar fuertes impulsos en condiciones de afectividad positiva), Urgencia Negativa (tendencia a experimentar fuertes impulsos en condiciones de afectividad negativa), Falta de Premeditación (tendencia a presentar dificultades para pensar o reflexionar acerca de las consecuencias de un acto antes de realizarlo), Falta de Perseverancia (tendencia a presentar dificultades para permanecer enfocado y comprometido con una tarea que puede resultar larga, aburrida o dificultosa) y Búsqueda de Sensaciones (tendencia a permanecer abierto a experimentar nuevas sensaciones, y disfrutar y perseguir actividades excitantes). Las respuestas se indican por medio de una escala de respuesta de tipo Likert que va desde 1 (“Completamente de acuerdo”) a 4 (“Completamente en desacuerdo”). La escala fue evaluada también en el medio local por Pilatti, Lozano y Cyders (2015), replicando la estructura de cinco factores e indicando buenas propiedades psicométricas (α entre .75, para Falta de Perseverancia y .92 para Urgencia Positiva).

Procedimiento para la traducción de la escala

Los 36 ítems originales fueron traducidos en forma conjunta por los autores de este trabajo. Posteriormente, la traducción fue enviada a 8 jueces expertos para su evaluación y la realización de sugerencias. Las mismas fueron contempladas y se realizaron las modificaciones pertinentes para ajustar la traducción y que reflejara lo más fielmente posible la intención original del texto en inglés. Los ítems 5 (“*I never allow myself to lose control*”), 21 (“*I don't keep secrets very well*”) y 24 (“*I'm not easily discouraged*”), fueron traducidos en sentido directo, para evitar la doble negación en la formulación de los ítems que suelen generar confusiones en las respuestas de los participantes. Posteriormente, la escala fue

administrada a ambas muestras.

Procedimiento para la recolección de los datos y consideraciones éticas

Se contactó a los estudiantes en actividades específicas vinculadas con la Universidad Nacional de Mar del Plata. En su mayoría, se los contactó por medio de las clases a las que estaban asistiendo, de las cuales los docentes a cargo brindaron su aprobación para utilizar unos minutos. Se les explicó la naturaleza del estudio, los objetivos del mismo y se los invitó a participar voluntariamente. Quienes accedieron debieron firmar un consentimiento informado y completar los protocolos en formato de papel y lápiz. La toma de datos fue por grupos, y fue llevada a cabo por los autores o supervisada por los mismos. Mientras que a la primera muestra se le administró únicamente la EAC (y por consiguiente la EAC-A), a la segunda muestra se le presentaron los protocolos de la EAC, la subescala Responsabilidad del AEP y la UPPS-P (en ese orden). Todos los procedimientos llevados a cabo respetaron y mantuvieron las recomendaciones de la *American Psychological Association* (2010), así como los principios éticos para la investigación con seres humanos de acuerdo con las reglamentaciones internacionales. Estos principios aseguran las necesarias condiciones de protección de la confidencialidad de los datos y del accionar en beneficio de los participantes del estudio.

Análisis de los datos

Los datos recolectados fueron sistematizados en una base de datos general. Los ítems redactados en sentido inverso fueron recodificados, invirtiendo sus puntuaciones, de forma tal que, en todos los casos, puntajes más altos indicaran mayores niveles de autocontrol. En primer lugar, para evaluar la validez de constructo de la EAC, se computó sobre la primera muestra una variable total que representaba la sumatoria de los 36 ítems originales y se evaluó la correlación de cada ítem con esta última, eliminando aquellos con correlaciones bajas o nulas (*ítem-total correlation*, Wieland, Durach, Kembro, & Treiblmaier, 2017; Zaichkowsky, 1994). A continuación, con los ítems restantes, se realizó un AFE mediante la versión 10.8.03 del programa FACTOR (Lorenzo-Seva & Ferrando, 2018). El procedimiento implementado en el AFE fue el análisis paralelo con implementación óptima y la

rotación aplicada fue la oblicua Oblimin directa (Clarkson & Jennrich, 1988; Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza, & Tomás-Marco, 2014), asumiendo correlaciones entre los factores. Se consideraron solo los ítems cuyas cargas factoriales eran superiores a los .32 puntos (Tabachnick & Fidell, 2001). Se analizó la confiabilidad de la escala mediante el estadístico Alpha de Cronbach. Como una medida adicional del ajuste del modelo el programa FACTOR computa los índices de ajuste CFI, AGFI y RMSEA, los cuales fueron también considerados en el análisis (Ferrando & Anguiano-Carrasco, 2010). El procedimiento fue el mismo para analizar la validez de constructo de la EAC-A.

Luego, sobre la segunda muestra, para determinar la validez concurrente y convergente de ambas versiones del instrumento se aplicaron correlaciones de Pearson con las dimensiones de la impulsividad y con el rasgo Responsabilidad.

Resultados

Análisis factorial exploratorio de la Escala de Autocontrol

En primer lugar, se evaluó la relación entre cada ítem y el puntaje total de la sumatoria de los 36 ítems originales. Fueron eliminados los ítems 16 y 21 por presentar asociaciones bajas o nulas con el puntaje total (ítem 16: $r = .06$; ítem 21: $r = .12$).

En segundo lugar, se procedió a analizar la estructura factorial del instrumento. La prueba de esfericidad de Bartlett (3658.3 ; $g/l = 561$; $p < .001$) y el estadístico Kaiser-Meyer-Olkin ($KMO = .82$) sugirieron la aplicabilidad del AFE. El resultado inicial sugirió la retención de 5 factores que explicaban el 41% de la varianza. Al evaluar la matriz de correlaciones rotada, se observó una estructura desorganizada, con ítems con cargas factoriales duplicadas e ítems que no cargaban en ningún factor. Consecuentemente, se procedió a eliminar del análisis los ítems 1, 2, 9, 13, 15 y 36, puesto que estos no poseían cargas factoriales superiores a los .32 puntos en ninguno de los factores. Se volvió a computar el AFE sin dichos ítems, resultando una versión de 28 ítems que sugería una estructura de tres factores que explicaban el 36% de la varianza. Solo el ítem 28 presentó cargas factoriales en dos factores diferentes, por lo que se optó por asignarlo al factor en el que tuviera mayor peso. El resto de

los ítems fueron unidimensionales. En la [Tabla 1](#) se presenta la matriz de correlaciones rotada para los 28 ítems retenidos.

El primer factor, compuesto por 11 ítems ($\alpha = .81$) representa una capacidad general de la persona para refrenar conductas e impulsos y fue denominada Control no reflexivo de los impulsos. El segundo factor, compuesto por 12 ítems ($\alpha = .76$) agrupa aspectos referidos a la capacidad de trabajar eficazmente y comprometerse con objetivos personales, y fue llamado Autodisciplina. El tercer factor, aúna 5 ítems ($\alpha = .69$) que hacen referencia a la capacidad de resistir a la tentaciones o actividades placenteras que se evalúan como malas o contrarias a los objetivos personales a largo plazo. Esta subescala fue denominada Control reflexivo de los impulsos puesto que hace referencia a la capacidad de los sujetos de reconocer los riesgos de las conductas y actuar en consecuencia de dicha evaluación. Finalmente, el Alpha de Cronbach total para los 28 ítems de la escala fue de .84. Las correlaciones de los factores entre sí, y con el puntaje total de la EAC se presentan más adelante en la [Tabla 3](#). Los indicadores de ajuste del modelo fueron buenos (CFI = .96; AGFI = .95; RMSEA = .05).

Análisis factorial exploratorio de la Escala de Autocontrol Abreviada

Se calculó una variable total compuesta por los 13 ítems de la versión abreviada del instrumento. Se calcularon las correlaciones entre cada ítem y el valor total de la EAC-A, hallando asociaciones estadísticamente significativas en todos los casos ($r > .38$), por lo que se conservaron los 13 ítems. A continuación, se analizó la estructura factorial mediante AFE (prueba de esfericidad de Bartlett = 764.9 , $g/l = 55$, $p < .001$; $KMO = .81$), que sugirió la retención de dos factores. En este caso, los ítems 2 y 13 fueron eliminados del modelo por presentar cargas factoriales inferiores a .32. Se trabajó entonces con los 11 ítems restantes de la EAC-A (unidimensionales en todos los casos), agrupados en dos factores que explicaron el 44% de la varianza. La matriz de correlaciones rotada se presenta en la [Tabla 2](#).

El primer factor, compuesto por 6 ítems, agrupa aspectos referidos a la capacidad de trabajar eficazmente y comprometerse con objetivos personales, y fue llamado Autodisciplina ($\alpha = .67$). El segundo factor, compuesto por 5

ítems, representa la capacidad general de la persona para refrenar conductas e impulsos y fue llamada Control de los Impulsos ($\alpha = .65$). La confiabilidad total de la EAC-A fue adecuada ($\alpha = .75$). Los indicadores de ajuste del modelo fueron muy buenos (CFI = .99; AGFI = .98; RMSEA = .035).

Tabla 1.

Matriz de correlaciones rotada para la EAC.

| | Factor 1 | Factor 2 | Factor 3 |
|---|----------|----------|----------|
| 4. Digo cosas inapropiadas. | .34 | | |
| 10. Cambio de opinión bastante a menudo. | .33 | | |
| 11. Digo todo lo que se me viene a la cabeza. | .60 | | |
| 12. La gente me describiría como impulsivo/a. | .77 | | |
| 14. Gasto demasiado dinero | .33 | | |
| 19. Me dejo llevar por mis sentimientos. | .48 | | |
| 20. Hago muchas cosas respondiendo al impulso del momento. | .81 | | |
| 25. Me iría mejor si me detuviera a pensar antes de actuar. | .48 | | |
| 32. Usualmente actúo sin pensar bien todas las alternativas. | .50 | | |
| 33. Pierdo la calma demasiado fácilmente. | .52 | | |
| 34. Suelo interrumpir a la gente. | .34 | | |
| 3. Soy haragán/a, vago/a. | | .57 | |
| 7. Las personas pueden contar con que voy a hacer lo pautado en tiempo y forma. | | .54 | |
| 8. Me resulta difícil levantarme en la mañana. | | .35 | |
| 17. Me gustaría tener más auto-disciplina. | | .35 | |
| 18. Soy confiable. | | .38 | |
| 22. La gente diría que tengo una auto-disciplina de hierro. | | .54 | |
| 23. Estudio o hago mi trabajo a último momento. | | .45 | |
| 24. Me doy por vencido con facilidad. | | .40 | |
| 26. Me comprometo con prácticas saludables. | | .48 | |
| 27. Como alimentos saludables. | | .45 | |
| 29. Tengo problemas para concentrarme. | | .56 | |
| 30. Soy capaz de trabajar eficientemente con metas a largo plazo. | | .45 | |
| 5. A veces me permito perder el control. | | | .58 |
| 6. Si me gustan o me divierten, hago ciertas cosas aunque sean malas para mí. | | | .66 |
| 28. El placer y la diversión a veces evitan que haga mi trabajo | | | .33 |
| 31. A veces no puedo dejar de hacer ciertas cosas, incluso si sé que están mal. | | | .53 |
| 35. A veces bebo o consumo drogas en exceso. | | | .62 |

Tabla 2.

Matriz de correlaciones rotada para la EAC-A.

| | Factor 1 | Factor 2 |
|---|----------|----------|
| 1. Soy bueno/a resistiendo tentaciones. | .40 | |
| 3. Soy haragán/a, vago/a. | .49 | |
| 17. Me gustaría tener más auto-disciplina. | .46 | |
| 22. La gente diría que tengo una auto-disciplina de hierro | .73 | |
| 29. Tengo problemas para concentrarme. | .53 | |
| 30. Soy capaz de trabajar eficientemente con metas a largo plazo. | .50 | |
| 4. Digo cosas inapropiadas. | | .44 |
| 6. Si me gustan o me divierten, hago ciertas cosas aunque sean malas para mí. | | .57 |
| 28. El placer y la diversión a veces evitan que haga mi trabajo | | .42 |
| 31. A veces no puedo dejar de hacer ciertas cosas, incluso si sé que están mal. | | .91 |
| 32. Usualmente actúo sin pensar bien todas las alternativas. | | .36 |

Validez concurrente y divergente

Para analizar la validez concurrente y convergente del instrumento se calcularon los totales por participante de las 3 subescalas sugeridas previamente para la EAC, así como la sumatoria total de los 28 ítems retenidos para la EAC. También se calcularon los dos factores de la EAC-A y el puntaje total de la misma. Se evaluaron las correlaciones de los indicadores anteriores con el rasgo de personalidad Responsabilidad (*Consciousness*) del modelo de los Cinco Grandes Factores de Personalidad, y con las cinco dimensiones de la Impulsividad. Los resultados de las correlaciones realizadas sobre los valores obtenidos por la segunda muestra, se muestran en la [Tabla 3](#). Conjuntamente, se muestran las correlaciones de las escalas y las subescalas entre sí (tanto de la EAC como de la

EAC-A) para los resultados de la muestra total, así como los estadísticos descriptivos correspondientes.

Se observaron correlaciones estadísticamente significativas entre las subescalas, tanto de la EAC como de la EAC-A y entre ellas. Sobre la validez concurrente, las dimensiones de Urgencia negativa, Urgencia positiva, Falta de premeditación y Falta de perseverancia presentaron asociaciones inversas con el autocontrol. Para el caso del indicador Búsqueda de sensaciones, la relación no fue tan clara, presentando asociaciones bajas o nulas. Sobre la validez convergente, el rasgo Responsabilidad estuvo asociado en todos los casos de forma directa, indicando que mientras más marcada es la presencia del rasgo en la persona, mayor es la capacidad de autocontrol.

Tabla 3.

Correlaciones entre los factores de la EAC y la EAC-A, y correlaciones con medidas teóricamente relacionadas.

| | 1 | 2 | 3 | 4 | 5 | 6 | 7 | 8 | 9 | 10 | 11 | 12 | 13 |
|------------------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|--------|-------|-------|------|------|------|
| 1. EAC-CI | - | | | | | | | | | | | | |
| 2. EAC-AD | .32** | - | | | | | | | | | | | |
| 3. EAC-ACR | .25** | .36** | - | | | | | | | | | | |
| 4. EAC-ACtotal | .76** | .74** | .71** | - | | | | | | | | | |
| 5. EAC-A-AD | .36** | .86** | .34** | .69** | - | | | | | | | | |
| 6. EAC-A-CI | .62** | .43** | .77** | .83** | .45** | - | | | | | | | |
| 7. EAC-A-ACtotal | .58** | .75** | .66** | .90** | .85** | .88** | - | | | | | | |
| 8. Resp. | .29** | .70** | .44** | .60** | .73** | .39** | .64** | - | | | | | |
| 9. Imp-UN | -.67** | -.29* | -.51** | -.65** | -.41** | -.52** | -.54** | -.19 | - | | | | |
| 10. Imp-FPM | -.35** | -.59** | -.31** | -.53** | -.58** | -.45** | -.59** | -.58** | .15 | - | | | |
| 11. Imp-FPV | -.40** | -.75** | -.32** | -.62** | -.78** | -.39** | -.67** | -.79** | .25* | .62** | - | | |
| 12. Imp-BS | -.21 | -.12 | -.22* | -.24* | -.01 | -.29** | -.18 | -.00 | .21 | .21 | -.01 | - | |
| 13. Imp-UP | -.70** | -.12 | -.51** | -.60** | -.13 | -.63** | -.46** | -.04 | .55** | .22* | .04 | .35* | - |
| M | 3.48 | 3.27 | 3.44 | 3.40 | 3.20 | 3.58 | 3.39 | 3.59 | 2.12 | 2.05 | 1.96 | 2.52 | 1.79 |
| DE | .65 | .53 | .54 | .42 | .67 | .69 | .58 | .66 | .53 | .55 | .49 | .67 | .56 |

Nota. ** $p < .01$; * $p < .05$; EAC-CI = EAC-Control de los impulsos; EAC-AD = EAC-Autodisciplina; EAC-ACR = EAC-Autocontrol reflexivo; EAC-ACtotal = EAC-Autocontrol total; EAC-A-AD = EAC-A- Autodisciplina; EAC-A-CI = EAC-A-Control de los impulsos; EAC-A-ACtotal = EAC-A-Autocontrol total; Resp. = Responsabilidad; Imp-UN = Impulsividad-Urgencia negativa; Imp-FPM = Impulsividad-Falta de premeditación; Imp-FPV = Impulsividad-Falta de perseverancia; Imp-BS = Impulsividad-Búsqueda de sensaciones; Imp-UP = Impulsividad-Urgencia positiva

Discusión

Este estudio presenta la adaptación al español de la EAC y de la EAC-A de Tangney et al. (2004) y evidencias respecto de la validez de las mismas. En principio, fue necesario eliminar varios de los ítems de la escala por poseer estos cargas factoriales insuficientes. Esto es similar a

lo hallado por otros estudios (e.g., Maloney et al., 2012; Unger et al., 2016) sobre el funcionamiento deficiente de varios de los ítems originales de la EAC.

Respecto de la estructura factorial del instrumento, el estudio de Tangney et al. (2004) determinó la existencia de 5 factores en la EAC, y dicha estructura factorial fue confirmada con

estudiantes chinos (Unger et al., 2016). No obstante, Tangney et al. (2004) no brindan demasiada información acerca del análisis de la estructura factorial de la escala, y, la adaptación en población china mostró un ajuste del modelo mínimo e ítems con cargas factoriales insatisfactorias ($< .30$). Nuestros hallazgos no son compatibles con una estructura de cinco factores, sino que los resultados del AFE indicaron la existencia de tres factores: Control no reflexivo de los impulsos, Control reflexivo de los impulsos y Autodisciplina. En relación a esta distinción al interior del control de los impulsos, Nigg (2017) propone que la impulsividad es un constructo que puede ser entendido en dos sentidos diferentes. En primer lugar, se puede concebir la impulsividad como la selección no reflexiva de la respuesta activada por un estímulo. Estas conductas, reflejadas en el primer factor hallado en este estudio, se observan en aquellas situaciones en que las personas actúan de manera desinhibida, sin que medie un procesamiento sobre las consecuencias de su accionar. En segundo lugar, la impulsividad puede definirse como la tendencia a actuar optando por una recompensa inmediata en detrimento de una meta a largo plazo. Este sentido de la impulsividad, reflejado en el tercer factor hallado en este estudio, supone la selección de la recompensa inmediata a pesar de haber realizado una evaluación de las consecuencias negativas de dicha respuesta a largo plazo. En resumen, mientras que el factor denominado Control no reflexivo de los impulsos, indaga acerca de la tendencia de las personas a ejercer un control activo sobre la respuesta frente a un estímulo saliente y prepotente, el factor denominado Control reflexivo de los impulsos, evalúa la tendencia a dejarse llevar por los impulsos y la búsqueda del placer a pesar de saber que es contrario a los objetivos o metas personales que se persiguen.

En relación al segundo de los factores hallado en este estudio, denominado Autodisciplina, el mismo evalúa la capacidad de actuar de acuerdo a un curso predeterminado de acción acorde con los objetivos y metas a largo plazo y de trabajar eficaz y comprometidamente para el logro de objetivos personales. En este sentido, se diferencia del control de los impulsos, más ligado a la capacidad de controlarse en el aquí y ahora. El término autodisciplina resulta más amplio ya que no es solo de carácter interventivo, sino

también preventivo: incluye tener un plan, sostenerlo, representarse una meta, monitorear su ejecución y continuar avanzando hacia ella (Hofmann & Kotabae, 2012).

Es necesario indicar que, si bien la estructura factorial de la EAC originalmente propuesta por los autores aquí no ha podido ser replicada, estudios ulteriores en población de habla hispana deberían ampliar el tamaño muestral para poder analizar la validez de constructo de la escala mediante otros procedimientos estadísticos como el AFC u otros procedimientos pertenecientes a la Teoría de Respuesta al Ítem. Acerca de la estructura factorial hallada para la EAC-A, nuestros resultados son consistentes con lo propuesto por Maloney et al. (2012), quienes también sugieren la existencia de dos dimensiones.

El segundo objetivo de este estudio era aportar evidencias acerca de la validez concurrente de la EAC y de la EAC-A. La misma fue evaluada mediante la relación de ambas escalas con las cinco dimensiones de la escala de impulsividad UPPS-P (Lynam et al., 2006). Se observaron asociaciones inversas entre el autocontrol y las cuatro escalas principales de la UPPS-P. –medida validada para la medición del autocontrol-, las cuales fueron entre moderadas y fuertes. Las subescalas se relacionaron de manera coherente y significativa, lo que aporta evidencias a favor de la validez de ambos instrumentos. Se observó que mientras mayor es la puntuación en la subescala Control de los impulsos y Autocontrol reflexivo menores son las puntuaciones en las escalas de Urgencia Negativa y Urgencia Positiva. Cabe destacar que ambos tipos de urgencia refieren a la tendencia a experimentar impulsos fuertes, frecuentemente bajo condiciones de afecto negativo o afecto positivo (Whiteside & Lynam, 2001). Estos resultados son entonces esperables ya que la capacidad de controlar los impulsos o autocontrolarse refiere a la capacidad de abstenerse de actuar o responder frente a estímulos de fuerte saliencia emocional, ya sean positivos o negativos.

En cambio, las subescalas de Autodisciplina presentaron sus asociaciones más fuertes con las dimensiones Falta de Premeditación –tendencia a no pensar y reflexionar sobre las consecuencias de un acto antes de participar en el mismo– y Falta de Perseverancia – dificultades en la

capacidad para permanecer enfocado en una tarea que puede ser aburrida o difícil—. Esto era esperable dadas las consideraciones teóricas sobre qué evalúa cada dimensión de la impulsividad (ver [Lynam et al., 2006](#)): un individuo autodisciplinado se caracteriza principalmente por meditar y planificar en aquellas situaciones que requieren alineación de las metas a corto y a largo plazo y por perseverar para el logro de las mismas. Al mismo tiempo, una persona más librada a sus propios impulsos, será menos capaz de reflexionar adecuadamente para actuar en consecuencia, o de comprometerse y perseverar en metas a largo plazo.

También se hallaron correlaciones entre las dimensiones Autodisciplina y Urgencia Negativa, lo que indica que las personas que son capaces de organizarse en pos de evitar situaciones conflictivas, o de tener planes de contingencia que le permitan actuar de acuerdo a sus objetivos, tienen menor tendencia a experimentar fuertes impulsos en condiciones de afectividad negativa.

Respecto de la subescala Búsqueda de sensaciones, la misma presentó asociaciones bajas o nulas con las dimensiones del autocontrol. Al respecto, el metaanálisis de Duckworth y Kern (2011), reporta el mismo funcionamiento para la dimensión Búsqueda de sensaciones, por lo que los autores sugieren que puede considerarse a esta última como un aspecto de la impulsividad que difiere de las otras dimensiones del instrumento. La subescala Búsqueda de sensaciones también presentó asociaciones nulas o bajas con las otras subescalas de la UPPS-P, lo cual es similar a lo hallado por Verdejo-García et al. (2010). Estos últimos reportan que las correlaciones entre la subescala Búsqueda de sensaciones y las restantes subescalas de la UPPS-P presentaban el tamaño del efecto más pequeño en comparación con las correlaciones entre las otras subescalas. Dado que esto se encuentra en sintonía con nuestros resultados, respaldamos la sugerencia de que Búsqueda de sensaciones no es equivalente a impulsividad, y que sus asociaciones con medidas de impulsividad estado y rasgo deben seguir estudiándose ([Duckworth, & Kern 2011](#); [Verdejo-García et al., 2010](#)).

Acerca del tercer objetivo del presente estudio, es decir, el análisis de la validez convergente de la EAC y la EAC-A, se evaluó la relación de ambas con una medida teóricamente relacionada, específicamente, el rasgo

Responsabilidad del Modelo de los Cinco Grandes Factores de la Personalidad ([McCrae & Costa, 1999](#)). De manera similar a lo reportado por Pilarska y Baumeister (2018) se halló una relación directa tanto con la EAC como con la EAC-A, lo que aporta a la validez de las mismas. Es importante destacar que el factor de responsabilidad refiere a las distintas facetas de la personalidad asociadas con la autodisciplina y refleja la habilidad para perseguir metas ([Ledesma et al., 2011](#)), lo cual explica que la misma se haya asociado más fuertemente a las dimensiones de la EAC y la EAC-A vinculadas con la autodisciplina que a las que refieren a la capacidad de controlar los impulsos.

Es necesario señalar que la generalización de los resultados es limitada dado que se trabajó exclusivamente con estudiantes universitarios. Tal y como recomiendan Pilarska y Baumeister (2018), estudios ulteriores sobre las escalas deberán incorporar participantes provenientes de otros grupos culturales, así como muestras clínicas para colaborar a la validez de las mismas. Otra limitación respecto a este estudio que merece ser señalada es que si bien, como fue mencionado ([Di Gresia, 2004](#)), en Argentina los sujetos pertenecientes a clases socioeconómicas más favorecidas tienen más probabilidades de acceder a la educación universitaria, esta información no fue indagada en la muestra de estudiantes con la que se trabajó. También son necesarios estudios de correlación que indaguen si el autocontrol se encuentra relacionado con otros constructos en nuestro medio (e.g., desempeño académico, niveles de psicopatologías). A pesar de ello, este estudio supone un aporte que indica que, tanto la EAC como la EAC-A, constituyen instrumentos válidos y sencillos de utilizar que, además, permiten interpretar las dimensiones del autocontrol y cómo estas pueden asociarse con diferentes fenómenos psicológicos (e.g., [D'Acromont & Van Der Linden, 2005](#)).

Referencias

- American Psychological Association (2010). Ethical principles of psychologists and code of conduct. Washington, DC: The American Psychologist.
- Bauer, I. M., & Baumeister, R. F. (2011). Self-regulatory strength. En K. Vohs, & R. Baumeister (Eds.), *Handbook of self-regulation: Research, theory, and applications* (2nd Ed.) (pp. 64-82). New York: The

- Guilford Press
- Baumeister, R. (2016). Limited resources for self-regulation: a current overview of the strength model. En E. R. Hirt, J. J. Clarkson, & L. Jia (Eds.), *Self-regulation and ego control* (pp. 1-17). Londres: Academic Press.
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(3), 521-551.
- Clarkson, D. B., & Jennrich, R. I. (1988). Quartic rotation criteria algorithms. *Psychometrika*, 53(2), 251-259. doi: 10.1007/BF02294136
- Cyders, M. A., & Coskunpinar, A. (2011). Measurement of constructs using self-report and behavioral lab tasks: Is there overlap in nomothetic span and construct representation for impulsivity? *Clinical Psychology Review*, 31(6), 965-982. doi: 10.1016/j.cpr.2011.06.001
- D'Acremont, M., & Van Der Linden, M. (2005). Adolescent impulsivity: Findings from a community sample. *Journal of Youth and Adolescence*, 34(5), 427-435. doi: 10.1007/s10964-005-7260-1
- De Ridder, D., de Boer, B. J., Lugtig, P., Bakker, A. B., & van Hooft, E. A. (2011). Not doing bad things is not equivalent to doing the right thing: Distinguishing between inhibitory and initiatory self-control. *Personality and Individual Differences*, 50(7), 1006-1011. doi: 10.1016/j.paid.2011.01.015
- De Ridder, D., & Gillebaart, M. (2017). Lessons learned from trait self-control in well-being: making the case for routines and initiation as important components of trait self-control. *Health Psychology Review*, 11(1), 1-12. doi: 10.1080/17437199.2016.1266275
- del Valle, M. V., Hormaechea, F., & Urquijo, S. (2015). El bienestar psicológico: diferencias según sexo en estudiantes universitarios y diferencias con población general. *Revista Argentina de Ciencias del Comportamiento*, 7(3), 6-13. doi: 10.30882/1852.4206.v7.n3.10723
- DeWall, C. N., Baumeister, R. F., Stillman, T. F., & Gailliot, M. T. (2007). Violence restrained: Effects of self-regulation and its depletion on aggression. *Journal of Experimental Social Psychology*, 43(1), 62-76. doi: 10.1016/j.jesp.2005.12.005
- Di Gresia, L. (2004). Acceso a la educación universitaria. Evolución y determinantes para el Caso Argentino (Tesis Doctoral). Universidad Nacional de La Plata, Argentina. Recuperado de: http://www.aaep.org.ar/anales/works/works2004/DiGresiaacceso_aaep.pdf
- Duckworth, A. L., & Kern, M. L. (2011). A meta-analysis of the convergent validity of self-control measures. *Journal of Research in Personality*, 45(3), 259-268. doi: 10.1016/j.jrp.2011.02.004
- Duckworth, A. L., & Seligman, M. E. P. (2005). Self-discipline outdoes IQ in predicting academic performance of adolescents. *Psychological Science*, 16(12), 939-944. doi: 10.1111/j.1467-9280.2005.01641.x
- Duckworth, A. L., Taxer, J. L., Eskreis-Winkler, L., Galla, B. M., & Gross, J. J. (2019). Self-control and academic achievement. *Annual Review of Psychology*, 70, 373-399. doi: 10.1146/annurev-psych-010418-103230
- Ferrando, P. J., & Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de investigación en Psicología. *Papeles Del Psicólogo*, 31(1), 18-33.
- Ferrari, J. R., Stevens, E. B., & Jason, L. A. (2009). The relationship of self-control and abstinence maintenance: An exploratory analysis of self-regulation. *Journal of Groups in Addiction and Recovery*, 4(1/2), 32-41. doi: 10.1080/15560350802712371.
- Galla, B. M., & Duckworth, A. L. (2015). More than resisting temptation: Beneficial habits mediate the relationship between self-control and positive life outcomes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 109(3), 508-525. doi: 10.1037/pspp0000026
- Haynes, A., Kemps, E., & Moffitt, R. (2016). Does trait self-control predict weaker desire for unhealthy stimuli? A lab-based study of unhealthy snack intake. *Personality and Individual Differences*, 89, 69-74. doi: 10.1016/j.paid.2015.09.049
- Herman, C. P., & Polivy, J. (2011). Self-regulation and the obesity epidemic. *Social Issues and Policy Review*, 5(1), 37-69. doi: 10.1111/j.1751-2409.2011.01025.x
- Hofmann, W., & Kotabae, H. (2012). A general model of preventive and interventive self-control. *Social and Personality Psychology Compass*, 6(10), 707-722. doi: 10.1111/j.1751-9004.2012.00461.x
- Hofmann, W., Schmeichel, B. J., & Baddeley, A. D. (2012). Executive functions and self-regulation. *Trends in Cognitive Sciences*, 16(3), 174-180. doi: 10.1016/j.tics.2012.01.006
- Hoyle, R. H., & Davison, E. K. (2016). Varieties of self-control and their personality correlates. En K. D. Vohs, & R. F. Baumeister (Eds.), *Handbook of self-regulation: Research, theory, and applications* (pp. 396-413). New York, NY: The Guilford Press.
- Hull, J. G., & Slone, L. B. (2004). Alcohol and self-regulation. En R. F. Baumeister, & K. D. Vohs (Eds.), *Handbook of self-regulation: Research, theory, and applications* (pp. 466-491). New York, NY: Guilford Press.
- Kelley, W. M., Wagner, D. D., & Heatherston, T. F. (2015). In search of a human self-regulation system. *Annual Review of Neuroscience*, 38(1), 389-411. doi: 10.1146/annurev-neuro-071013-014243
- Ledesma, R. D., Sánchez, R., & Díaz-Lázaro, C. M. (2011). Adjective checklist to assess the big five

- personality factors in the Argentine population. *Journal of Personality Assessment*, 93(1), 46-55. doi: 10.1080/00223891.2010.513708
- Lindner, C., Nagy, G., & Retelsdorf, J. (2015). The dimensionality of the Brief Self-Control Scale-An evaluation of unidimensional and multidimensional applications. *Personality and Individual Differences*, 86, 465-473. doi: 10.1016/j.paid.2015.07.006
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A., & Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de psicología*, 30(3), 1151-1169. doi: 10.6018/analesps.30.3.199361
- Lorenzo-Seva, U., & Ferrando, P. J. (2018). Factor Analysis (Versión 10.8.03) [Software]. Recuperado de: psico.fcep.urv.cat/utilitats/factor
- Lynam, D. R., Smith, G. T., Whiteside, S. P., & Cyders, M. A. (2006). The UPPS-P: Assessing five personality pathways to impulsive behavior (Tech. Rep.). West Lafayette, IN: Purdue University.
- Maloney, P. W., Grawitch, M. J., & Barber, L. K. (2012). The multi-factor structure of the Brief Self-Control Scale: Discriminant validity of restraint and impulsivity. *Journal of Research in Personality*, 46(1), 111-115. doi: 10.1016/j.jrp.2011.10.001
- Martínez-Arias, R. (1995). *Psicometría: teoría de los test psicológicos y educativos*. Madrid: Síntesis.
- McCrae, R. R., & Costa, P. T. Jr. (1999). A Five-Factor theory of personality. En L. A. Pervin, & O. P. John (Eds.) *Handbook of personality: theory and research* (pp. 139-153). Nueva York: The Guilford Press.
- McCrae, R. R., & Löckenhoff, C. E. (2010). Self-regulation and the five-factor model of personality traits. En R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of personality and self-regulation* (pp. 145-168). Malden: Wiley-Blackwell. doi: 10.1002/9781444318111.ch7
- Milyavskaya, M., Berkman, E., & De Ridder, D. (2019). The many faces of self-control: Tacit assumptions and recommendations to deal with them. *Motivation Science*, 5(1), 79-85. doi: 10.1037/mot0000108
- Muraven, M., Collins, R. L., Morsheimer, E. T., Shiffman, S., & Paty, J. A. (2005). The morning after: limit violations and the self-regulation of alcohol consumption. *Psychology of Addictive Behaviors*, 19(3), 253-262. doi: 10.1037/0893-164X.19.3.253
- Nigg, J. T. (2017). Annual Research Review: On the relations among self-regulation, self-control, executive functioning, effortful control, cognitive control, impulsivity, risk-taking, and inhibition for developmental psychopathology. *Journal of Child Psychology and Psychiatry and Allied Disciplines*, 58(4), 361-383. doi: 10.1111/jcpp.12675
- Pilarska, A., & Baumeister, R. (2018). Psychometric properties and correlates of the Polish version of the Self-Control Scale (SCS). *Polish Psychological Bulletin*, 49(1), 95-106. doi: 10.24425/119476
- Pilatti, A., Lozano, O. M., & Cyders, M. A. (2015). Psychometric properties of the Spanish version of the UPPS-P impulsive behavior scale: A Rasch rating scale analysis and confirmatory factor analysis. *Psychological Assessment*, 27(4), e1-e12. doi: 10.1037/pas0000124
- Schmidt, B., Holroyd, C. B., Debener, S., & Hewig, J. (2017). I can't wait! Neural reward signals in impulsive individuals exaggerate the difference between immediate and future rewards. *Psychophysiology*, 54(3), 409-415. doi: 10.1111/psyp.12796
- Sjåstad, H., & Baumeister, R. F. (2018). The future and the will: Planning requires self-control, and ego depletion leads to planning aversion. *Journal of Experimental Social Psychology*, 76, 127-141. doi: 10.1016/j.jesp.2018.01.005
- Stadler, M., Aust, M., Becker, N., Niepel, C., & Greiff, S. (2016). Choosing between what you want now and what you want most: Self-control explains academic achievement beyond cognitive ability. *Personality and Individual Differences*, 94, 168-172. doi: 10.1016/j.paid.2016.01.029
- Stucke, T. S., & Baumeister, R. F. (2006). Ego depletion and aggressive behavior: Is the inhibition of aggression a limited resource?. *European Journal of Social Psychology*, 36(1), 1-13. doi: 10.1002/ejsp.285
- Tabachnick, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics*. Boston: Allyn and Bacon.
- Tangney, J. P., Baumeister, R. F., & Boone, A. L. (2004). High self-control predicts good adjustment, less pathology, better grades, and interpersonal success. *Journal of Personality*, 72(2), 271-324. doi: 10.1111/j.0022-3506.2004.00263.x
- Tsukayama, E., Duckworth, A. L., & Kim, B. (2013). Domain-specific impulsivity in school-age children. *Developmental Science*, 16(6), 879-893. doi: 10.1111/desc.12067
- Unger, A., Bi, C., Xiao, Y. Y., & Ybarra, O. (2016). The revising of the Tangney self-control scale for Chinese students. *PsyCh Journal*, 5(2), 101-116. doi: 10.1002/pchj.128
- Vandellen, M. R., Hoyle, R. H., & Miller, R. (2012). The regulatory easy street: self-regulation below the self-control threshold does not consume regulatory resources. *Personality and Individual Differences*, 52(8), 898-902. doi: 10.1016/j.paid.2012.01.028
- Verdejo-García, A., Lozano, Ó., Moya, M., Alcázar, M. A., & Pérez-García, M. (2010). Psychometric properties of a Spanish version of the UPPS-P impulsive behavior scale: Reliability, validity and

- association with trait and cognitive impulsivity. *Journal of Personality Assessment*, 92(1), 70-77. doi: 10.1080/00223890903382369
- Watson, S. J., & Milfont, T. L. (2017). A short-term longitudinal examination of the associations between self-control, delay of gratification and temporal considerations. *Personality and Individual Differences*, 106, 57-60. doi: 10.1016/j.paid.2016.10.023
- Whiteside, S. P., & Lynam, D. R. (2001). The Five Factor Model and impulsivity: Using a structural model of personality to understand impulsivity. *Personality and Individual Differences*, 30(4), 669-689. doi: 10.1016/S0191-8869(00)00064-7
- Wieland, A., Durach, C. F., Kembro, J., & Treiblmaier, H. (2017). Statistical and judgmental criteria for scale purification. *Supply Chain Management*, 22(4), 321-328. doi: 10.1108/SCM-07-2016-0230
- Wilson, S. J., & MacLean, R. R. (2013). Associations between self-control and dimensions of nicotine dependence: A preliminary report. *Addictive Behaviors*, 38(3), 1812-1815. doi: 10.1016/j.addbeh.2012.11.004
- Zaichkowsky, J. L. (1994). Research notes: The personal involvement inventory: Reduction, revision, and application to advertising. *Journal of Advertising*, 23(4), 59-70. doi: 10.1080/00913367.1943.10673459
- Zettler, I. (2011). Self-control and academic performance: Two field studies on university citizenship behavior and counterproductive academic behavior. *Learning and Individual Differences*, 21(1), 119-123. doi: 10.1016/j.lindif.2010.11.002