

Midiendo la flexibilidad psicológica: validación del Cuestionario de Aceptación y Acción en el abuso de drogas¹

Measuring the psychological flexibility: Validation of Acceptance and Action Questionnaire on substance abuse

Luis Ángel Pérez-Romero y Ariel Vite-Sierra²

Citación: Pérez R., L.A. y Vite S. A. (2020). Midiendo la flexibilidad psicológica: validación del Cuestionario de Aceptación y Acción en el abuso de drogas. *Psicología y Salud*, 30(1), 95-104

RESUMEN

El objetivo del presente trabajo fue adaptar y validar el Cuestionario de Aceptación y Acción para el abuso de sustancias en población hablante del español. Se efectuó un análisis factorial exploratorio con método de extracción de componentes principales y rotación promax. Se obtuvo un cuestionario compuesto de tres subescalas denominadas Valores-compromiso, Aceptación-defusión, y Metas-barreras, que explicaron 58.32% de la varianza, con un coeficiente alfa de .78. Se contrastó la solución obtenida con otros modelos generados por medio de análisis factoriales confirmatorios. Se obtuvo validez convergente con el Cuestionario de Craving. Se confirman parcialmente los resultados encontrados por los autores originales del cuestionario, por lo que se sugiere la revisión de las propiedades psicométricas del instrumento.

Palabras claves: Abuso de sustancias; Tratamiento de adicciones; Flexibilidad psicológica; Validación; Cuestionario de Aceptación y Acción.

ABSTRACT

The purpose of the present study was to adapt and validate the Spanish version of the Acceptance and Action Questionnaire for substance abuse. An exploratory factorial analysis (EFA) was implemented through the method of extraction of main components and promax rotation. This process led to a questionnaire composed of three subscales, denominated Values-commitment, Acceptance-defusion, and Goal-barriers. The questionnaire explained 58.32% of the variance, with an alpha coefficient of .78. The solution obtained was contrasted with other models generated through confirmatory factor analysis. Convergent validity was obtained with the Craving Questionnaire. The results found by the original authors of the questionnaire were partially confirmed, so further revision of the psychometric properties of the instrument is suggested.

Key words: Substance abuse; Addiction treatment; Psychological flexibility; Validation; Acceptance and Action Questionnaire.

El consumo de alcohol y otras drogas se ha relacionado con dos objetivos: controlar o evitar sensaciones, pensamientos, emociones u otras experiencias internas que se experimentan como desagradables, y lograr los efectos derivados del consumo de la sustancia percibidos como agradables (Luciano, Páez y Valdivia, 2010). En la literatura se reportan ejemplos de ambos casos. Marlatt (1985, 1996), pionero en el tratamiento psicológico de la adicción, encontró que, en promedio, 33% de las personas que han recaído

¹ La presente investigación fue realizada gracias a la beca: N° 391841 otorgada al primer autor con N° de becario: 261360 por El Consejo Nacional de Ciencia y Tecnología (CONACYT).

² Facultad de Psicología, Edificio "C", Piso 1, Cubículo 1, Universidad Nacional Autónoma de México, Av. Universidad 3004, Col. Copilco Universidad, Coyoacán, tel. (55)55-39-09-13-27 y (55)54-25-56-27, correo electrónico: romeroeros@hotmail.com. Artículo recibido el 12 de junio y aceptado el 27 de noviembre de 2018.

después de recibir tratamiento lo hacen para sentirse bien o para pasar momentos agradables con otros, mientras que 67% lo hace cuando experimenta sensaciones desagradables (enojo, tristeza, conflicto con otros, deseo de consumir sustancias). El deseo de consumir sustancias, o *craving*, se ha definido como la experiencia subjetiva de la urgencia, la que se percibe como pensamientos intrusivos, impulsos, necesidad, estado emocional particular, sensaciones físicas, estrés o cualquier otra manifestación que reporta el individuo que experimenta tal deseo, cuyo origen puede atribuirse a motivaciones biológicas, cognitivas o afectivas (Witkiewitz, Bowen, Douglas y Hsu, 2013).

En el caso del tabaco, se ha observado que el reinicio de su consumo se asocia en 20% con sentirse feliz o emocionado, y en 42% con estados afectivos negativos, tales como tristeza, enojo o ansiedad (Deiches, Baker, Lanza y Piper, 2013; Marlatt y Witkiewitz, 2007; Witkiewitz y Marlatt, 2004).

Se ha encontrado también que los intentos por tratar de eliminar los estados internos desagradables tienen efectos contrarios a los buscados. Pérez, Quiroga y Pérez (2014), por ejemplo, hallaron que en sujetos que han dejado de consumir sustancias psicoactivas (alcohol, cocaína, inhalantes, marihuana) y que utilizan la supresión de pensamientos como estrategia para regular el deseo cuando aparece, propicia su aumento. Lo anterior se desprende del modelo de regresión lineal que calcularon utilizando como variables predictivas los días transcurridos desde el último consumo y el puntaje de supresión de pensamientos. Dicho modelo sugiere que si la supresión de pensamientos es elevada, el nivel de deseo aumentará, aun cuando el número de días transcurridos sin consumo sea considerable.

En este mismo sentido, Toll, Sobell, Wagner, Ridgeway y Sobell (2001) encontraron en un estudio conformado por dos muestras, una de 25 exfumadores y otra de 25 fumadores, quienes reportaron fumar al momento de la evaluación, que la tendencia general a suprimir pensamientos puede producir pensamientos intrusivos que interfieren con el cese del consumo de tabaco. En otro estudio, llevado a cabo para observar los efectos de la supresión de la urgencia por consumir alcohol sobre las expectativas de resultado de dicho con-

sumo, se encontró que los sujetos que suprimieron su urgencia por consumir en presencia de señales, mostraron una mayor accesibilidad a la información relacionada con el alcohol, lo que aumentaba la probabilidad de recaer (Palfai, Monti, Colby y Roshenow, 1997).

En la actualidad, ha surgido dentro del contextualismo funcional² el concepto de *flexibilidad psicológica*, que se define como una habilidad para contactar de forma íntegra el momento presente y los sentimientos y pensamientos que este contiene, sin la necesidad de defenderse de ellos y, dependiendo de lo que la situación ofrezca, persistir en esta o cambiar la conducta en la búsqueda de metas y valores (Bond et al., 2011; Hayes, Luoma, Bond, Masuda y Lillis, 2006; Hayes, Strosahl y Wilson, 2012).

La flexibilidad psicológica permite explicar, por una parte, el origen y mantenimiento del consumo de sustancias —ya sea cuando se persigue la eliminación de eventos internos desagradables, o cuando se busca capturar los estados agradables derivados del consumo por un mayor tiempo—, a la par que entender las estrategias de evitación o control del malestar que pueden conllevar efectos contrarios y, con ello, la recaída. Es importante mencionar que el citado constructo ha evolucionado desde la década de los ochenta, cuando se había planteado el “trastorno de evitación experiencial” (Hayes et al., 2012). Sin embargo, el concepto parecería solamente reflejar la evitación, dejando fuera cuadros psicopatológicos que no la involucran, por lo que se le llamó “inflexibilidad psicológica”, que involucra su contraparte, esto es, la flexibilidad psicológica (Luoma, Drake, Kohlenberg y Hayes, 2011; Ruiz, Langer, Luciano, Cangas y Beltrán, 2013), por lo que los problemas psicológicos, incluido el consumo de sustancias, pueden entenderse como casos de inflexibilidad psicológica; así, desde una perspectiva funcional, los conceptos de trastorno de evitación experiencial e inflexibilidad-flexibilidad psicológica son equivalentes. Si bien es indispensable el correcto uso de los términos, no se debe dejar de lado el com-

² El contextualismo funcional es un enfoque conductual poskineriano que busca entender la función de la conducta, entendida como todo lo que el sujeto realiza, incluido el pensar, en términos de su relación con el contexto presente e histórico de los sujetos (cf. Luciano y Valvidia, 2006).

promiso por entender los procesos de cambio en la base de dichos conceptos, lo que evita confusión (Luciano, 2016; Luciano et al., 2010).

Lo anterior se relaciona estrechamente con el fenómeno de la recaída, que sigue siendo un problema esencial en el tratamiento de las adicciones. Cuando se define la recaída como el consumo de una sola copa de alcohol, se ha encontrado que entre 80 y 90% de las personas que han recibido tratamiento recaen al año siguiente de concluido el tratamiento; lo mismo suele aplicarse en los casos de la nicotina y los opioides (Breslin, Zack y McMain, 2002). Cuando se ha observado qué tan efectivos son los tratamientos desarrollados para atender el consumo nocivo del alcohol en Estados Unidos, se ha visto que, en promedio, 24% del total de los participantes se mantuvo abstinentes durante los siguientes doce meses, y también que 12% de los participantes continuaron consumiendo alcohol moderadamente, sin consecuencias negativas o dependencia. Estos dos subgrupos constituyen un tercio de la población estudiada, y los dos tercios restantes continuaron consumiendo alcohol en exceso (Miller, Walters y Bennett, 2000).

En un metaanálisis llevado a cabo por Magill y Ray (2009) también se observó que las intervenciones psicológicas que más se utilizan en el área de las adicciones son las cognitivo-conductuales (ICC): el tamaño del efecto al término de la intervención es reducido, y después de un año continúa reduciéndose. Dicho metaanálisis analizó 53 ensayos clínicos controlados de ICC, realizados entre los años 1982 y 2006, con una muestra total de 9,308 participantes.

Se ha reportado que cuando se comparan las ICC con las que buscan desarrollar flexibilidad psicológica en el tratamiento de adicciones, ambas parecen ser igual de efectivas en reducir el patrón de consumo; sin embargo, tras un año de seguimiento, las que buscan desarrollar flexibilidad psicológica o aumentarla mantienen sus efectos sobre el patrón de consumo, mientras que las ICC pierden su efecto o este se desvanece (Lee, An, Levin y Twohig, 2015; López, 2014; Millers y Wilbourne, 2002; Perea, 2017).

Una de las principales diferencias entre las ICC y las intervenciones que buscan generar flexibilidad psicológica radica en la manera en que

cada una pretende alterar la cognición, entendida como los pensamientos relacionados con el consumo. Las ICC buscan modificar la cognición cambiando su forma, mientras que las que buscan generar flexibilidad psicológica enseñan a la persona a relacionarse de una forma diferente con la cognición, sin modificarla, sino simplemente considerándola como “nubes en el cielo”, de lo cual se altera la respuesta del sujeto a su cognición. Un efecto directo de modificar o de no querer tener un pensamiento es que este se experimente con mayor frecuencia, lo que se ha llamado “efecto paradójico”, el cual ha sido ampliamente documentado en la literatura, tanto en laboratorio como en situaciones clínicas (Wegner, 1997, 2011; Wegner, Schneider y White, 1987; Wegner y Zanakos, 1994; Wenzlaff y Wegner, 2000).

La flexibilidad psicológica, por lo tanto, es un importante proceso en el área del tratamiento de la adicción y la prevención de recaídas, por lo que se han desarrollado instrumentos psicométricos para su evaluación. El primero de ellos, elaborado por Hayes et al. (2004), denominado Cuestionario de Aceptación y Acción I (AAQ-I, por sus siglas en inglés), fue adaptado al español por Barraca (2004), mostrando propiedades psicométricas similares a la escala original. Dado que el AAQ-I mostró tener limitaciones importantes en su consistencia interna (coeficiente alfa de .70), e inestabilidad en su estructura factorial (Bond et al., 2011), se desarrolló una segunda versión: el AAQ-II, el cual mostró tener mejores propiedades psicométricas ($\alpha = .84$). El AAQ-II cuenta con versiones adaptadas y validadas para España (Ruiz et al., 2013) y México (Patrón, 2010).

Se han desarrollado versiones específicas del AAQ-II para trastornos concretos dado que es una medida general de flexibilidad psicológica que no ajusta de manera satisfactoria en personas con trastornos psicológicos particulares. Entre las escalas que se han diseñado se encuentran las específicas para la ansiedad (MacKenzie y Kocovski, 2010) y el uso de sustancias (AAQ-SA, por sus siglas en inglés) (Luoma, Drake, Kohlenberg y Hayes, 2011). El banco de reactivos para la construcción del AAQ-SA, se obtuvo de los 49 reactivos que se utilizaron para la construcción del AAQ-II (Bond et al., 2011). La versión obtenida por los autores

originales del AQQ-SA tiene un coeficiente α de .85, una estructura bifactorial y está conformada de 18 reactivos. Sin embargo, no se cuenta con una versión adecuada cultural y lingüísticamente para la población hispana. En consecuencia, el objetivo del presente trabajo fue adaptar y validar al idioma español el Cuestionario de Aceptación y Compromiso para uso de sustancias.

MÉTODO

Participantes

Participaron 166 consumidores de sustancias (alcohol, cocaína en piedra, marihuana y solventes). El tamaño de la muestra se determinó siguiendo las sugerencias de Reyes (1993) respecto a contar por lo menos con cinco sujetos por cada uno de los reactivos que constituyen la prueba a validar. La muestra utilizada fue por conveniencia. La totalidad de los participantes recibía tratamiento al momento de la aplicación: 92% de tipo residencial y 8% de tipo ambulatorio; de ellos, 99% fueron hombres y 1% mujeres, con un promedio de edad de 30.08 años (D.E. = 11.19). Debe decirse que la población consumidora de drogas está constituida en su mayoría por hombres, por lo que los porcentajes de participantes hombres y mujeres encontrados son los esperados según la Encuesta Nacional de Adicciones 2011 (Consejo Nacional Contra las Adicciones, Instituto Nacional de Psiquiatría Ramón de la Fuente Muñiz; Instituto Nacional de Salud Pública y Secretaría de Salud, 2012).

Todos los participantes sabían leer y escribir y contestaron la prueba sin estar bajo los efectos de alguna droga. Tanto su capacidad de entendimiento como el hecho de no estar intoxicados al momento de contestar la prueba fueron verificados por los aplicadores: dos psicólogas y un psicólogo expertos en el área de adicciones, quienes también pidieron a los participantes su consentimiento y les advirtieron la confidencialidad de los datos que aportarían. En promedio, los participantes reportaron haber consumido sustancias durante 10.44 años (D.E. = 8.70) y haber intentado dejar de consumirlas un promedio de 5.8 veces (D.E. = 4.8).

Instrumentos

Cuestionario de Aceptación y Acción para Abuso de Sustancias (AAQ-SA) (Luoma et al., 2011).

Este cuestionario mide el constructo de flexibilidad psicológica. Evalúa específicamente la relación o función de los eventos privados (pensamientos, sensaciones, impulsos y deseos relacionados al consumo de sustancias) en lugar del contenido de los mismos; es decir, evalúa el grado en que la persona enfoca su conducta en evitar estos eventos privados o, por el contrario, el grado en que puede aceptarlos. Los reactivos se responden con base en una escala tipo Likert de siete opciones. La versión original se compone de 18 reactivos y dos factores.

Escala de Craving a Drogas (ECD) (Flannery, Volpicelli y Pettinati, 1999).

La Escala de Craving a Drogas es una adaptación de la Escala de Craving al Alcohol de Penn, elaborada por los citados autores. Es un instrumento compuesto de siete reactivos que evalúa la frecuencia, intensidad y duración del *craving*, así como la capacidad para resistir el beber alcohol o consumir otra droga. Los reactivos se responden con base en una escala tipo Likert de siete opciones, tiene un coeficiente alfa de consistencia interna de 0.88, y se encuentra conformada por un solo factor, que evalúa el constructo de *craving* (Pérez, en preparación).

Cuestionario de datos demográficos

Se diseñó asimismo un breve cuestionario de ocho preguntas para obtener información demográfica y uso histórico de sustancias consumidas por los participantes.

Procedimiento

Se identificaron cuatro centros de atención para personas con problemas por abuso de sustancias: dos de ellos ubicados en un municipio del Estado de México y dos más en la Ciudad de México. Dos de esos centros eran para internamiento; otro, de ayuda mutua, y uno más de atención ambulatoria. Se pidió a los directivos de cada uno de los cen-

tros su consentimiento para la aplicación de los instrumentos y, una vez obtenida la autorización, los investigadores solicitaron a los participantes contestar los cuestionarios. La participación de los pacientes fue voluntaria y anónima y todos firmaron un formato de consentimiento informado, lo que era uno de los requisitos para poder tener atención psicológica y formaba parte de los instrumentos que cada uno de los centros aplicaba para la admisión. Los cuestionarios fueron aplicados a lo largo de ocho meses. Cuando se tuvieron los cuestionarios debidamente llenados, se codificaron y procesaron las respuestas mediante el paquete estadístico SPSS, versión 22.0.

Para la utilización del AAQ-SA se obtuvo la autorización del autor. Previo al proceso de validación, se llevó a cabo el procedimiento de traducción y adaptación del mismo (Reyes, 1993), lo que comprendió los siguientes pasos: *a)* traducción de los reactivos del instrumento del idioma original inglés al español; *b)* evaluación de las dimensiones de la prueba por medio de jueces expertos; *c)* retraducción de los reactivos; *d)* pilotaje de la versión preliminar; y *e)* obtención de la versión final del instrumento, compuesta por 19 reactivos que se contestan con base en una escala tipo Likert de siete opciones. Uno de los reactivos fue dividido en dos para su mejor comprensión, se cambió la redacción de aquellos reactivos que involucraban negación por afirmaciones, y se ajustó el lenguaje a uno culturalmente válido.

RESULTADOS

Previo al análisis de confiabilidad, se llevó a cabo una exploración de la adecuación de los reactivos de la prueba, análisis que dispuso de los siguientes procedimientos:

1) *Análisis de distribución.* Este análisis permitió determinar si las opciones de respuesta a cada uno de los reactivos resultaban adecuadas o si se debía eliminar alguna, hallándose que el número de opciones era el adecuado para los 19 reactivos; sus frecuencias fueron mayores a 0 en cada opción de respuesta y no superiores a 50%.

2) *Sesgo.* Se comprobó que el sesgo de los 19 reactivos no fuera mayor a 2. Se observó que los 19 reactivos no mostraban sesgos importantes.

3) *Análisis de discriminación (prueba t).* Se verificó que cada uno de los reactivos tuviera la sensibilidad para discriminar entre quienes obtuvieron las puntuaciones más altas y las más bajas. Se generaron dos grupos: el de puntajes altos y el de puntajes bajos, considerándose los percentiles 25 y 75. Después se aplicó la prueba *t* de Student para muestras independientes. Como resultado, se consideró eliminar el reactivo 17 dado que no se halló una diferencia estadísticamente significativa entre los participantes de los grupos alto y bajo.

4) *Correlación total-elemento.* Se calculó la correlación entre cada uno de los elementos de la escala y la escala total. Las correlaciones fueron de .13 a .67.

Concluidos los análisis indicados, se hizo el cálculo de los coeficientes de confiabilidad de Cronbach de 18 de los 19 reactivos. Como resultado del análisis de confiabilidad se obtuvo un primer coeficiente ($\alpha = .81$), que indicaba conservarlos. Luego se efectuó un análisis factorial exploratorio (AFE) utilizando el método de extracción de factorización de ejes principales y rotación ortogonal debido a que se ajustó mejor a los datos obtenidos.

Se considero asimismo que para retener un reactivo su carga factorial fuera .40 o mayor. Como resultado del AFE se obtuvieron tres factores (reactivos: 19, 16, 14, 3, 15, 5, 4, 7, 1, 2, 12 y 18) y un indicador integrado por dos reactivos: 9 y 10, que explicaron 46.45% de la varianza total. Se eliminaron tres reactivos (13, 18 y 11), cuyo contenido hacía referencia a: lidiar con la preocupación por poder controlar sensaciones internas, evitar pensamientos sobre el consumo y sentirse con deseos de poder hacer cosas. Dichos reactivos fueron eliminados porque no cargaron en ninguno de los factores. También se eliminó un reactivo más, el 10, por no ser teóricamente coherente con el resto de los reactivos del factor en que había cargado. Así, quedaron 14 reactivos al final del AFE.

Considerando, la estructura obtenida en el AFE, se ajustó a una solución de tres factores, para

lo cual se efectuó un nuevo AFE, con rotación promax y método de extracción de componentes principales, obteniéndose una nueva solución de tres factores, que explicó 58.32% de la varianza

total, y eliminándose tres reactivos (15, 9 y 10) en virtud de que no cargaron en ninguno de los factores. Así, la versión final quedó integrada por 11 reactivos (Tabla 1).

Tabla 1. Resultados del análisis factorial exploratorio utilizando rotación promax y extracción de componente principales.

REACTIVO	CARGA FACTORIAL		
	Valores/ Compromiso	Aceptación/ Defusión ³	Metas/ Barreras
R4. Trato de lograr mis metas de sobriedad aun si estoy inseguro de que pueda lograrlas.	.860		
R5. Trabajo en la dirección de las cosas que importan, aun cuando a veces siento deseos de consumir sustancias.	.794		
R7. Puedo fijar un rumbo en mi vida y seguirlo, aun si tengo dudas sobre mi sobriedad.	.737		
R1. Puedo hacer cosas que son importantes para mí aun cuando estoy sintiendo impulsos de consumir sustancias.	.622		
R19. Sentirme triste o ansioso me hace usar sustancias.		.880	
R3. Si tengo impulsos de consumir sustancias, entonces soy un adicto.		.717	
R16. Cuando pienso en el consumo de sustancias, mi mente está en “piloto automático”.		.703	
R14. Los impulsos y deseos de consumir sustancias causan problemas en mi vida.		.503	
R12. Tener algunas preocupaciones sobre el consumo de sustancias evita que viva una vida plena.			.913
R2. Mis impulsos y deseos de consumir sustancias dificultan que consiga mis metas.			.720
R8. Los recuerdos de mi historia de consumo de sustancias hacen difícil vivir una vida que yo consideraría importante.			.537
Número total de reactivos	11		
% de varianza explicada	58.32%		

Al observar los reactivos que conforman los tres factores se concluyó que podrían agruparse en solo dos dimensiones, esto es, las originalmente reportadas por los autores de la escala (Luoma et al., 2011). Considerando las tres posibles soluciones: tres factores y un indicador; tres factores (solución ajustada), y dos factores (la originalmente planteada por sus autores), se decidió llevar a cabo un análisis factorial confirmatorio (AFC) con el propósito de obtener la solución con mejores indicadores estadísticos, porque el AFC permite

considerar supuestos teóricos en la integración de los factores de manera apriorística (Cupani, 2012).

Para la evaluación del ajuste de los tres modelos obtenidos del AFC se consideraron los siguientes indicadores: chi cuadrada (χ^2), la razón de chi cuadrada sobre los grados de libertad (CMIN/DF), el índice de ajuste comparativo (CFI) y el error cuadrático medio de aproximación (RMSEA). En la Tabla 2 se pueden observar los indicadores calculados para cada uno de los modelos propuestos.

Tabla 2. Resultados obtenidos para cada uno de los índices de ajuste de los tres modelos propuestos.

MODELO	χ^2	CFI/DF	CFI	RMSEA
Modelo propuesto por los autores	316.15*	2.35	.73	.09
Modelo de tres factores y un indicador	117.84*	1.66	.90	.13
Modelo de tres factores (ajustado)	69.12*	1.68	.92	.06

* $p < .000$

³ La *defusión* cognitiva es una técnica que ayuda a lidiar con los pensamientos intrusivos y obsesivos; es decir, indeseados.

Los índices de ajuste calculados mostraron que el mejor de los modelos era el de tres factores ajustado a través del AFE en razón de que su CFI fue superior a .09, lo que sugiere un ajuste satisfactorio entre la estructura teórica y los datos empíricos, y de que su RMSEA no es mayor a .06, lo cual se considera óptimo; la X^2 resultó ser significativa, lo que es contrario a lo esperado y podría indicar un pobre ajuste del modelo; sin embargo, la interpretación de este indicador debe ser tomada con precaución pues es sensible al tamaño de la muestra; por último, su CMI/DF es adecuado al ser menor de 2, lo que es un indicador de buen ajuste (Cupani, 2012).

Hecho lo anterior, se recalculó la confiabilidad total de la escala con los once reactivos que no fueron eliminados y para cada factor obtenido. Se obtuvo un coeficiente de Cronbach total para el cuestionario de .78, para el factor de valores-compromiso de .76, para el de aceptación-defusión de .70, y para el factor de metas-barreras de .61.

Con el propósito de obtener una mayor validez de la escala obtenida (validez convergente), se le correlacionó con diferentes medidas relativas al consumo de sustancias: años de consumo, número de intentos por dejar de consumir, edad del participante y puntaje de *craving*. Este último se incluyó debido a que es una de las variables que se asocian de manera significativa con la recaída (Ducray, Darker y Smyth, 2012), y por lo regular implica un malestar generalizado que suele cesar si se vuelve a consumir, razón por la que es relevante su correlación con un constructo que propone un modo diferente de actuar, como lo hace el constructo de flexibilidad psicológica. Los resultados de esas correlaciones se muestran en la Tabla 3.

Tabla 3. Tabla de correlaciones del AAQ-SA con variables relacionadas.

Variable	AAQ-SA
Años de consumo	-.18*
Intentos por dejar de consumir	-.36**
Edad	-.19**
Craving	-.51****

* $p < .03$, ** $p < .001$, *** $p < .0001$

DISCUSIÓN

El objetivo del presente escrito fue adaptar y validar el Cuestionario de Aceptación y Acción para el Abuso de Sustancias (AAQ-SA) en población de habla española. Como resultado, se obtuvo una versión psicométricamente válida para la población de interés. La versión obtenida concuerda parcialmente con la reportada por Luoma et al. (2011), pues se hallaron dos de las subescalas originales: valores-compromiso y aceptación-defusión; la tercera de las subescalas, la de metas-barreras, es específica a la presencia de eventos privados como barreras cuando se pretende efectuar un cambio en la conducta de consumo de sustancias, por lo que podría considerarse como parte de la subescala de valores-compromiso, siendo específica respecto al objetivo de mantener un cambio.

El coeficiente alfa de Cronbach en esta versión fue de .78, con 58.32% de la varianza total explicada, siendo inferior al reportado por los autores, quienes obtuvieron uno de .85, con 43% de la varianza explicada; sin embargo, el primero de los análisis factoriales exploratorios realizados indicaba un coeficiente alfa de Cronbach de .81, con 46.45% de la varianza explicada, muy similar al reportado por los autores. Si bien la confiabilidad fue menor, la cantidad de varianza explicada fue mayor para la versión obtenida. Una de las posibles causas de la disminución de esa confiabilidad es la eliminación de reactivos.

La eliminación de reactivos puede explicarse debido a su falta de comprensión al momento de contestar la prueba, lo que sugiere considerar un factor cultural en el diseño de los mismos, o bien las particularidades de la población en cuestión, para que se logre una mejor comprensión. Lo anterior es aún más importante cuando se considera que la prueba fue previamente piloteada, que los reactivos fueron redactados eliminando las negaciones que contenían, y que se dividieron en dos los reactivos extensos. Un ejemplo de lo anterior es el caso del reactivo que, en su versión original, dice: “*I am not very aware of what occurs around me when I am thinking of using substances*”, en el cual se eliminó la negación, quedando redactado de la siguiente forma: “Soy muy consciente de lo que ocurre alrededor mío cuando estoy pensando en consumir sustancias”. Este reactivo, cuando se

llevó a cabo el primero de los análisis factoriales exploratorios, se incluyó en la subescala de compromiso-valores, cuando la escala en que originalmente debería de cargar es la de aceptación-defusión, lo que no tiene sentido teórico en razón de que la esencia del reactivo se refiere a una falta de conciencia del momento presente al estar fusionado a los pensamientos de consumo, razón por la que dicho reactivo se eliminó de la prueba.

Lo antes indicado lleva a señalar la forma en que están redactados los reactivos de la prueba, que, al haber sido tomados y adaptados del AAQ-II, pueden carecer de la exactitud al momento de formular preguntas específicas acerca de la experiencia de quien abusa de sustancias, lo mismo que al considerar las dificultades encontradas en el AAQ-II con los reactivos reversibles (Bond et al., 2011), mismo problema que presentó la versión del AAQ-I (Bond et al., 2011). Aunque el coeficiente alfa de Cronbach es inferior, se puede considerar adecuado para una escala de reciente elaboración. Sin embargo, tal vez una nueva versión del AAQ-SA sea necesaria –como lo sucedido con la primera– para el caso de población de habla hispana y, siguiendo la sugerencia de Reyes (1993), para la elaboración de reactivos mediante la utilización de redes semánticas o de preguntas abiertas.

Por otra parte, los resultados de los análisis factoriales confirmatorios permiten concluir que el modelo que mejor ajusta es el de tres factores, lo cual resulta de interés dado que se probó el modelo propuesto por los autores; sin embargo, no es posible descartar el efecto provocado por la reversión de los reactivos de negativos a positivos, lo que podría explicar la presencia de un tercer factor. El efecto de reversión de los reactivos ha quedado demostrado en la versión II del AAQ, en la que se ha hallado una solución unidimensional, o de un factor, acorde con lo teóricamente esperado después de haber eliminado reactivos reversibles que habían conformado un solo factor a través del análisis factorial confirmatorio. En el caso de la versión obtenida, dos de los reactivos que conforman la subescala de metas-barreras no son reversibles y uno sí, lo que indica que se trata de una dimensión particular que evalúa un aspecto específico y no un efecto de la reversibilidad de los reactivos.

En lo que respecta a las ocasiones en que los participantes habían tratado de abandonar el consumo de drogas, se puede inferir que aquellos con un mayor número de intentos alcanzan un puntaje de flexibilidad menor, lo que muestra que una historia crónica de uso de sustancias tiende a relacionarse con un patrón de evitación o de inflexibilidad crónica, lo que conduce a una menor habilidad para hacer frente a las recaídas y provoca un consumo persistente como una forma de hacer frente a los eventos privados que surgen de dicha experiencia. Lo anterior también se ve apoyado cuando se considera la correlación negativa entre consumidores de mayor edad y un menor puntaje de flexibilidad. Esa débil correlación impone cautela al interpretar estos datos.

La correlación moderada hallada entre el puntaje del AAQ-SA y el de *craving* indica que a medida que el puntaje de flexibilidad disminuye, el de *craving* aumenta, lo que teóricamente se esperaría. El *craving* –según se ha dicho antes– es la experiencia subjetiva de la urgencia o el deseo por consumir la droga, urgencia que puede experimentarse en la forma de pensamientos intrusivos, impulsos, motivaciones o estados emocionales, y suele presentarse en situaciones relacionadas previamente con el consumo (Witkiewitz et al., 2013).

El *craving* se experimenta como una condición aversiva, por lo que las personas que abusan de sustancias tienden a reaccionar evitándola. En algunos casos el consumo sirve como una forma de escape de ese malestar, lo que puede reiniciar el ciclo de consumo.

Una respuesta alterna al consumo es la que involucra la flexibilidad psicológica. Una respuesta flexible consiste en ser consciente de lo que ocurre en el momento presente fuera y dentro de la persona, en establecer un espacio entre los pensamientos y quien los piensa, en comprometerse con los valores personales y actuar acorde a ellos, y en aceptar el malestar que involucra la sensación del deseo de consumir. También involucra, pues, los seis elementos que integran la flexibilidad psicológica: aceptación, defusión, momento presente, valores, compromiso y el “yo como contexto”.

Aquellas personas con una menor habilidad de flexibilidad tienden a reaccionar de forma au-

tomática y consumir sustancias para calmar el *craving*, lo que corresponde a reforzar negativamente la conducta de consumo; por otra parte, si el sujeto tiene una mayor habilidad para responder flexiblemente, puede reaccionar de una manera no automática a las sensaciones, pensamientos e impulsos ligados a esa sensación, por lo que se esperaría que a un mayor nivel de flexibilidad, menor *craving*, lo que parece confirmarse en la correlación encontrada entre ambos puntajes.

La relación entre *craving* y flexibilidad psicológica concuerda también con los datos reportados en la literatura que evalúan constructos similares, como la supresión de pensamientos. Bowen, Witkiewitz, Dillworth y Marlatt (2007) hallaron que evitar parcialmente ciertos pensamientos mediaba los efectos obtenidos por el tratamiento, como la frecuencia y cantidad de consumo, el nivel de *craving* y las consecuencias derivadas del consumo. Pérez et al. (2014), a su vez, encontraron que la supresión de pensamientos y los días sin consumo predecían el nivel de *craving*; así, a

mayor supresión de pensamientos, mayor *craving*, aun si los días sin consumo eran significativos.

Cabe mencionar que, a diferencia del estudio original de Louma et al. (2011), se consideró que una medida relacionada con el consumo de drogas, como el *craving*, se ha asociado de forma importante con el comienzo y la recaída del consumo de drogas, lo que proporciona evidencia de validez convergente. Aunque el presente estudio proporciona evidencia inicial de la validez psicométrica del AAQ-SA en población de habla hispana, quedan por corroborar sus hallazgos.

Se deben considerar las limitaciones del presente estudio para futuras investigaciones, entre ellas el tamaño de la muestra, la utilización de más de una muestra, el número de participantes en cada una, su sexo, la utilización de otras medidas de consumo de alcohol (dependencia) y otros constructos relacionados al consumo, como la autoeficacia y las expectativas positivas del consumo. Además, es necesario replantear la redacción de los reactivos con el propósito de obtener un instrumento con indicadores psicométricos óptimos.

REFERENCIAS

- Barraca, M.J. (2004). Spanish adaptation of the acceptance and action questionnaire (AAQ). *International Journal of Psychology and Psychological Therapy*, 4(3), 505-515.
- Bond, F.W., Hayes, S.C., Baer, R.A., Carpenter, K.M., Guenole, N., Orcutt, H.K., Waltz, T. y Zettle, R.D. (2011). Preliminary psychometric properties of acceptance and Action Questionnaire-II; A revised measure of psychological flexibility and acceptance. *Behavior Therapy*, 42, 676-688. doi: 10.1016/j.beth.2011.03.007.
- Bowen, S., Witkiewitz, K., Dillworth, T.M. y Marlatt, G.A. (2007). The role of thought suppression in the relationship between mindfulness meditation and alcohol use. *Addictive Behaviors*, 32, 2324-2328.
- Breslin, F.C., Zack, M. y McMair, S. (2002). An information-processing analysis of mindfulness: Implications for relapse prevention in the treatment of substance abuse. *Clinical Psychology: Science and Practice*, 9(3), 275-299. doi: 10.1093/clipsy.9.3.275.
- Consejo Nacional Contra las Adicciones, Instituto Nacional de Psiquiatría Ramón de la Fuente Muñiz; Instituto Nacional de Salud Pública y Secretaría de Salud (2012). *Encuesta Nacional de Adicciones 2011: Reporte de Alcohol*. México: Autores.
- Cupani, M. (2012). Análisis de ecuaciones estructurales: conceptos, etapas de desarrollo y un ejemplo de aplicación. *Revista Tesis*, 1, 186-199.
- Deiches, J.F., Baker, T.B., Lanza, S. y Piper, M.E. (2013). Early lapses in a cessation attempt: Lapse contexts, cessation success, and predictors of early lapses. *Nicotine and Tobacco Research*, 15(11), 1883-1891. doi: 10.1093/ntr/ntt074.
- Ducray, K., Darker, C. y Smyth, B.P. (2012). Situational and psy-social phactors associated whit relapse following residential detoxification in a population of Irish opioid dependent patients. *Irish Journal of Psychological Medicine*, 29(2), 72-79. doi: 10.1017/S079096670001733X.
- Flannery, B.A., Volpicelli, J.R. y Pettinati, H.M. (1999). Psychometric properties of the Penn Alcohol Craving Sscale. *Alcoholism: Clinical and Experimental Research*, 23(8), 1289- 1295.
- Hayes, S.C., Luoma, J.B., Bond, F.W., Masuda, A. y Lillis, J. (2006). Acceptance and commitment therapy: Model, processes and outcomes. *Behaviour Research and Therapy*, 44, 1-25. doi: 10.1016/j.brat.2005.06.006.
- Hayes, S.C., Strosahl, K.D., Wilson, K.G., Bisset, R.T., Pistorello, J., Taormino, D., Polusny, M.A., Dykstra, T.A., Batten, S.V., Stewart, S.H., Zvolensky, M.J., Eifert, G.H., Bond, F. W., Forsyth, J.P., Karekla, M. y McCurry, S.M. (2004). Measuring experiential avoidance: A preliminary test of a working model. *Psychological Record*, 54, 553-578.

- Hayes, S.C., Strosahl, K.D. y Wilson, K.G. (2012). *Acceptance and commitment therapy*. New York: The Guilford Publications.
- Lee, E.B., An, W., Levin, M.E. y Twohig, M.P. (2015). An initial meta-analysis of acceptance and commitment therapy for treating substance use disorders. *Drug and Alcohol Dependence*, 155, 1-7. doi: 10.1016/j.drugalcdep.2015.08.004.
- López M., H.A. (2014). Estado actual de la terapia de aceptación y compromiso en adicciones. *Health and Addictions*, 14(2), 99-108.
- Luciano, C. (2016). Evolución de ACT. *Análisis y Modificación de la Conducta*, 42(165-166), 3-14.
- Luciano S., M.C., Páez B., M. y Valdivia S., M.S. (2010). La terapia de aceptación y compromiso (ACT) en el consumo de sustancias como estrategia de evitación experiencial. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 10(1), 141-165.
- Luciano S., M.C. y Valdivia S., M.S. (2006). La terapia de aceptación y compromiso (ACT). Fundamentos, características y evidencia. *Papeles del Psicólogo*, 27(2), 79-91.
- Luoma, J., Drake, C.E., Kohlenberg, B.S. y Hayes, S.C. (2011). Substance abuse and psychological flexibility: the development of a new measure. *Addiction Research and Theory*, 19(1), 3-13. doi: 10.3109/16066359.2010.524956.
- MacKenzie, M. y Kocovski, L.N. (2010). Self-reported acceptance of social anxiety symptoms: development and validation of the Social Anxiety-Acceptance and Action Questionnaire. *International Journal of Behavioral Consultation and Therapy*, 6, 214-232. doi: 10.1037/h0100909.
- Magill, M. y Ray, L.A., (2009). Cognitive-behavioral treatment with adult alcohol and illicit drug users: a meta-analysis or randomized trials. *Journal of Studies on Alcohol and Drugs*, 70(4), 516-527. doi: 10.15288/jsad.2009.70.516.
- Marlatt, A.G. (1985). Relapse prevention, theoretical rationale, and overview of the model. En G. A. Marlatt y G. R. Gordon (Eds.): *Relapse prevention* (pp. 250-280). New York: The Guilford Press.
- Marlatt, A.G. (1996). Taxonomy of high risk situations for alcohol relapse: evolution and development of a cognitive-behavioral model. *Addiction*, 91, S37-S49. doi: 10.1111/j.1360-0443.1996.tb02326.
- Marlatt, A.G. y Witkiewitz, K. (2007). Modeling the complexity of post-treatment drinking; it's a rocky road to relapse. *Clinical Psychology Review*, 27(6), 724-738. doi: 10.1016/j.cpr.2007.01.002.
- Miller, W.R., Walters, S. y Bennett, M. (2000). How effective is alcoholism treatment in the United States? *Journal of Studies on Alcohol*, 62(2), 211-220. PMID: 11327187.
- Millers, W.R. y Wilbourne, P.L. (2002). Mesa Grande: A methodological analysis of clinical trials of treatments for alcohol use disorders. *Addiction*, 97, 265-277. doi: 10.1046/j.1360-0443.2002.00019.x.
- Palfai, T.P., Monti, P.M., Colby, S.M. y Rohsenow, D.J. (1997). Effects of suppressing the urge to drink on the accessibility of alcohol outcome expectancies. *Behaviour Research and Therapy*, 35(1) 59-65.
- Patrón E., F. (2010). La evitación experiencial y su medición por medio del AAQ-II. *Enseñanza e Investigación en Psicología*, 15(1), 5-19.
- Perea G., L.F. (2017). La terapia de aceptación y compromiso para los trastornos por abuso y dependencia de sustancias psicoactivas: una revisión descriptiva. *Drugs and Addictive Behavior*, 2(1), 99-121. doi: 10.21501/24631779.2264.
- Pérez R., L.A. (En preparación). *Adaptación y validación de la Escala de Alcohol de Penn a otras Drogas*.
- Pérez R., L.A., Quiroga A., H. y Pérez R., A.P. (2014). Supresión de pensamientos y días sin consumo de drogas como variables predictivas del craving. *Revista Latinoamericana de Medicina Conductual*, 4(2), 83-92.
- Reyes L., I. (1993). Las redes semánticas naturales modificadas para la construcción de instrumentos. *Revista de Psicología Social y Personalidad*, 9(1), 83-99.
- Ruiz, F.J., Langer A., I.L., Luciano, C., Cangas, J. y Beltrán, I. (2013). Measuring experiential avoidance and psychological inflexibility: the Spanish version of the Acceptance and Action Questionnaire-II. *Psicothema*, 25(1), 123-129. doi: 10.7334/psicothema2011.239.
- Toll, B.A., Sobell, M.B., Wagner, E.F., Ridgeway, V.A. y Sobell, L.C. (2001). The relationship between thought suppression and smoking cessation. *Addictive Behaviors*, 26, 509-515.
- Wegner, D.M. (1997). When the antidote is the poison: Ironic mental control processes. *Psychological Science*, 8(3), 148-150.
- Wegner, D.M. (2011). Setting free the bears: escape from thought suppression. *American Psychologist Association*, 66(8), 669-680. doi: 10.1037/a0024985.
- Wegner, D.M., Schneider, D.J. y White, T. (1987). Paradoxical effects of thought suppression. *Journal of Personality and Social Psychology*, 53(1), 5-13. doi: 10.1037/0022-3514.53.1.5.
- Wegner, D.M. y Zanakos, S. (1994). Chronic thought suppression. *Journal of Personality*, 62(4), 615-640. doi: 10.1111/j.1467-6494.1994.tb00311.x.
- Wenzlaff, R.M. y Wegner, D.M. (2000). Thought suppression. *Annual Review Psychology*, 51, 59-91. doi: 10.1146/annurev.psych.51.1.59.
- Witkiewitz, K., Bowen, S., Douglas, H. y Hsu, S.H. (2013). Mindfulness-based relapse prevention for substance craving. *Addictive Behaviors*, 38(2), 1563-1571. doi: 10.1016/j.addbeh.2012.04.001.
- Witkiewitz, K. y Marlatt, G.A. (2004). Relapse prevention for alcohol and drug problems: that was Zen, this is tao. *American Psychologist*, 59(4), 224-235. doi: 10.1037/0003-066X.59.4.224.