

Estructura factorial de un instrumento para valorar el riesgo de consumo de alcohol entre escolares

Efrén MARTÍNEZ ORTIZ

Colectivo Aquí y Ahora (Colombia)

Orlando SCOPPETTA DÍAZ-GRANADOS

Universidad Católica de Colombia

Andrés MARTÍN PEÑA

Colectivo Aquí y Ahora (Colombia)

Resumen

Este estudio presenta el análisis de la estructura factorial de la escala utilizada en un programa de prevención para evaluar el riesgo de consumo de alcohol entre escolares. La muestra de 3134 estudiantes se dividió para obtener dos sub-muestras. Con la primera muestra, se usó un análisis factorial exploratorio para establecer una estructura básica de cinco factores. Con el análisis factorial confirmatorio, utilizando la segunda muestra, se logró un modelo estructural con buenos indicadores de ajuste, tanto el modelo completo como los modelos de medidas incluidos. Este instrumento es un avance en el contexto de los programas de prevención; sin embargo, es necesario obtener más evidencia sobre las propiedades al respecto.

Abstract

This study reports the factorial structure of the scale used in a prevention program, to assess the risk of alcohol consumption among Schoolchildren. The sample of 3134 students was split in order to obtain two sub-samples. With the first sample, an exploratory factorial analysis served to establish a basic five-factor structure. The confirmatory factorial analysis, using the second sample, achieved a structural model with good adjustment indicators both the whole model and the measures models included. This instrument is an advance in the context of prevention programs; however, it is necessary to obtain more evidence about the properties about it.

El consumo de sustancias psicoactivas entre población infantil y adolescente es un asunto de importancia desde la perspectiva de salud pública. De acuerdo con los datos oficiales, en Colombia el consumo alcohol en el último mes entre escolares de secundaria habría disminuido de un 51'6% en 2004 a un 37'1% en 2016. De todos modos, esto equivale a que cerca de un 1.200.000 escolares serían consumidores habituales de alcohol (Observatorio de Drogas de Colombia, 2018). Aun con la disminución registrada en

el consumo, el uso de alcohol en Colombia estaría entre los más altos de América, guardando las debidas reservas técnicas en las comparaciones de datos entre países (Observatorio Interamericano de Drogas, 2015).

No son claras las causas del descenso registrado en el consumo de alcohol, puesto que persisten factores sociales y culturales que fortalecen el riesgo de que los menores de edad tengan contacto con esta sustancia (Pérez, Mejía, Reyes y Cardozo, 2015; Pérez y Scoppetta, 2008).

Dirección de los autores: Colectivo Aquí y Ahora. Carrera 14 A, # 101-11, oficina 302. 110111 Bogotá. *Correo electrónico:* ey.martinez@uniandes.edu.co, orlando.scoppetta@gmail.com

Recibido: febrero de 2019. *Aceptado:* septiembre de 2019.

A pesar de que el alcohol cuenta con un estatus legal en su producción, comercio y consumo, se asocia con decenas de enfermedades crónicas y de gran impacto en la salud pública (Babor, Caetano, Casswell *et al.*, 2010; Shield, Parry y Rehm, 2014). Así mismo, cuanto más temprano se inicie su consumo, mayor es el riesgo de adicción a esa sustancia, a otras sustancias y de daño a la salud (Scopetta y Castaño, 2018; Squeglia, Jacobus y Tapert, 2014) & Tapert, 2014.

Por lo dicho antes, la prevención del consumo de alcohol es un asunto de gran relevancia social. En el caso de Colombia, además, es un deber del Estado y la sociedad la protección de los menores de edad. El Código Nacional de Infancia y Adolescencia establece que los niños, las niñas y los adolescentes deben ser protegidos del consumo de sustancias psicoactivas en el marco del respeto integral a sus derechos (Congreso de la República, 2006). No obstante, los datos muestran que el consumo de alcohol inicia hacia los 13 años, claramente por debajo de la edad legal establecida de 18 años, por lo que los mismos documentos oficiales instan a mejorar los programas escolares de prevención (Observatorio de Drogas de Colombia, 2018).

Entre los programas referidos por Pérez Gómez y Mejía Trujillo (2015) se encuentra *SanaMente*, el cual se inició en el año 2009 como una intervención de prevención selectiva, dirigida a estudiantes entre 9 y 11 años, cuyo objetivo inicial era aumentar la percepción de riesgo y las influencias normativas frente al consumo de alcohol en menores de edad (Martínez-Ortiz, Sierra-Acuña, Jaimes-Osma y Claro-Gálvez, 2011). Sin embargo, en la actualidad se incluyen dentro del programa otras variables como las creencias y actitudes hacia el consumo de alcohol y tabaco.

SanaMente tiene dos pilares conceptuales: la percepción de riesgo y las influencias normativas, teniendo en cuenta el precepto de que a menor percepción de riesgo existe mayor probabilidad de consumir drogas y viceversa (Becoña, 2002; Calafat, Fernández, Juan *et al.*, 2003). Así mismo, se asume que el uso por parte de los padres o actitudes de los padres hacia el consumo de alcohol, tabaco y drogas ilícitas se correlacionan con el uso de drogas (Abar, Jackson, Colby y Barnett, 2014; Becoña, Martínez, Calafat *et al.*, 2012; Hummel, Shelton, Heron *et al.*, 2013). Algo similar ocurre con la influencia de los pares (Marschall-Lévesque, Castellanos-Ryan, Vitaro y Séguin, 2014) y de la escuela (Nargiso, Ballard y Skeer, 2015). Por esta razón, el programa toma como base conceptual la teoría del comportamiento planeado (Ajzen, 1991) 1985, Ajzen, 1987, a partir de la cual se asume que una persona ejecutará de forma más probable una acción si cree que la misma lo conducirá a unos resultados concretos que valora positivamente, si además cree que las personas a las que respeta piensan que debería llevar a cabo tal acción; y si cree que es fácil hacerlo.

Método

Participantes

El estudio se llevó a cabo con 3134 estudiantes de 30 colegios públicos de la ciudad de Bogotá D.C., con una edad promedio de 11.4 años (DT = 1.18). El 51'0% fueron escolares de sexo masculino, cuya edad promedio fue de 11.5 (DT = 1.20) años, mientras que las escolares tuvieron una edad promedio de 11.3 (DT = 1.14). El 51'8% fueron de grado quinto y el 48'2% restante, de grado sexto.

Mediciones

La base de las variables medidas fue un instrumento auto-aplicado que en su versión original arrojó un coeficiente alfa de Cronbach de 0'84. El instrumento actual consta de cinco ítems orientados a la percepción de riesgo, cinco a creencias negativas, seis a creencias positivas, cuatro a actitudes favorables y cinco a influencias normativas y se orienta a los factores establecidos en la base teórica del programa *SanaMente*.

El instrumento utilizado incluye, además, ítems orientados a establecer si hubo consumo de alcohol alguna vez en la vida, en los últimos 12 meses y en el último mes.

Procedimiento

El instrumento fue aplicado antes de iniciar el programa de prevención *SanaMente* a todos los estudiantes vinculados al programa, en la cohorte 2018. La aplicación del instrumento hace parte de los procesos del programa de prevención y es sometida al consentimiento por parte de los padres y directivos.

Se dividió la muestra total en dos submuestras de tamaño igual: la primera, para hacer análisis factorial exploratorio (AFE); la segunda, para análisis factorial confirmatorio (AFC).

Se partió de considerar los cinco grupos de ítems que conformaron la prueba, sin asumir que se ajustaban a una estructura definitiva. El AFE no es un conjunto de procedimientos estándar que deban aplicarse automáticamente (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza y Tomás-Marco, 2014). El criterio del investigador es muy importante, por lo que este debe hacerse explícito. De tal manera que aquí se presentan los criterios definidos por los investigadores.

Para la extracción factorial se escogió el método de mínimos cuadrados generalizados. El estudio de Coughlin (2013) muestra que el método de mínimos cuadrados produce mejores extracciones que el método de máxima verosimilitud. Además, en este caso no existe certeza de que la distribución de las variables cumpla el requisito de normalidad multivariada (Morales Vallejo, 2013).

El análisis factorial confirmatorio se basó en el método de estimación de máxima verosimilitud. Para establecer el ajuste del modelo, se utilizaron los siguientes parámetros: índice de ajuste comparativo (CFI), con un valor esperado entre 0'90 y 0'95; el índice de ajuste normalizado (NFI), también con valores esperados de 0'90 y 0'95; el índice de ajuste No normado (NNFI), con un valor esperado de 0'80. También se usó el Error Cuadrático Medio de Aproximación (RMSEA), menor o igual a 0'50 para establecer el ajuste del modelo. Finalmente, para comparar el ajuste de los dos modelos teniendo en cuenta su parsimonia, se utilizó el Criterio de Información de Akaike, que indica cuál modelo es mejor en la medida en que tenga un valor menor (Byrne, 2010; Garson, 2012).

Resultados

Análisis Factorial Exploratorio

El análisis de las correlaciones entre las variables y el conjunto de componentes, mostró bajas correlaciones entre sí. Por este motivo, se prefirió una rotación ortogonal con el propósito de encontrar la mejor solución en términos de que se utilizaran la mayor cantidad de ítems en una estructura factorial con cargas aceptables, que luego debería ser llevada al análisis factorial confirmatorio (AFC) y que además tuviera la mayor cantidad de ítems con cargas más definidas hacia un factor, en lugar de repartidas entre varios factores.

Tabla 1. Cargas factoriales de los ítems en el instrumento del programa de prevención del consumo de alcohol.

Ítem	Factor				
	1	2	3	4	5
I20. Consumir alcohol es divertido	0.816	0.118	0.039	0.095	0.077
I18. Consumir alcohol me haría más feliz	0.713	0.196	0.002	0.103	0.049
I17. Consumir alcohol es una experiencia agradable que hay que vivir	0.711	0.125	0.050	0.078	0.052
I19. Un joven de mi edad debería probar alcohol	0.676	0.106	0.063	0.128	0.084
I21. Mi mejor amigo estaría de acuerdo si consumiera alcohol	0.310	0.184	0.023	0.245	0.102
I11. Ser más aceptado por mis amigos si consumiera alcohol	0.064	0.671	0.071	0.037	-0.035
I12. Tener más amigos si consumiera alcohol	0.062	0.653	0.062	-0.014	0.029
I10. Sentirme más relajado si consumiera alcohol	0.136	0.557	-0.065	0.076	0.061
I7. Divertirme más si consumiera alcohol	0.215	0.486	-0.030	0.063	0.033
I9. Olvidaría mis problemas si consumiera alcohol	0.030	0.463	-0.067	0.056	0.026
I13. Tendría más confianza y me sentiría más abierto si consumiera alcohol	0.085	0.434	-0.067	-0.019	0.008
I15. Tener problemas de salud si consumiera alcohol	0.106	0.010	0.783	-0.003	0.076
I16. Tener problemas en el colegio si consumiera alcohol	-0.038	0.035	0.746	-0.003	0.047
I8. Tener en problemas con mis padres si consumiera alcohol	0.010	-0.030	0.589	0.065	0.079
I14. Tener problemas con mis amigos si consumiera alcohol	0.061	-0.045	0.539	0.013	0.098
I6. Desarrollar una adicción si consumiera alcohol	0.019	-0.197	0.306	0.025	0.122
I22. Tu mamá estaría de acuerdo si consumieras alcohol	0.127	0.066	0.033	0.769	0.055
I23. Tu papá estaría de acuerdo si consumieras alcohol	0.163	0.063	0.047	0.674	0.042
I24. Tus profesores estarían de acuerdo si consumieras alcohol	0.115	0.024	0.013	0.591	0.017
I25. En tu colegio estarían de acuerdo si consumieras alcohol	0.161	0.031	0.006	0.439	0.027
I4. Un menor de 18 años se haría daño por tomar uno o dos tragos el mismo día	0.033	0.069	0.113	0.004	0.700
I3. “ “ “ “ “ “ “ “ “ “ “ uno o dos tragos una vez a la semana	0.031	0.062	0.079	0.031	0.598
I5. “ “ “ “ “ “ “ “ “ “ “ cinco o más tragos el mismo día	0.133	0.030	0.152	0.082	0.569
I2. Un menor de 18 años se haría daño por tomar una vez al mes	0.101	0.001	0.084	0.030	0.503
I1. Un menor de 18 años se haría daño por probar el alcohol	0.207	-0.076	0.098	0.048	0.375

La mejor solución se encontró utilizando la rotación tipo Quartimax. La tabla 1 muestra los resultados de las cargas en cinco factores. Se presentan en negrita las cargas superiores a 0.4. La solución presentada está libre de variables complejas; es decir, de las que cargan en más de un factor. Tres ítems “mi mejor amigo estaría de acuerdo si consumiera alcohol”; “desarrollar una adicción si consumiera alcohol” y “un menor de edad se haría daño si probara alcohol”, no mostraron una carga significativa en ninguno de los factores.

Esta solución factorial obtuvo una medida de Kaiser-Meyer-Olkin de 0.80 y una significación de la prueba de esfericidad de Bartlett inferior a 0.001.

El Análisis Factorial Exploratorio muestra la existencia de cinco factores: Creencias Favorables al consumo (CF), Expectativas Sociales (ES), Expectativas Negativas (EN), Influencias Normativas (IN) y Percepción de Riesgo (PR).

Análisis Factorial Confirmatorio

Para efectos de confirmar la estructura que resulta del AFE, se hizo un AFC en dos etapas: la primera con los ítems que conformaron la estructura de cinco factores del AFE y la segunda con un modelo ajustado con índices de modificación, y sustrayendo las variables observadas que tenían las cargas más bajas con respecto a sus factores.

Del modelo inicial se extrajeron las variables “un menor de 18 años se haría daño por tomar una vez al mes” (i2) y “en tu colegio estarían de acuerdo si consumieras alcohol” (i25) por tener cargas factoriales por debajo de .45, para conformar el modelo ajustado.

La tabla 2 contiene los índices de ajuste de los modelos. Ambos tienen buen ajuste en los distintos indicadores calculados. Para tomar mejor la decisión acerca de cuál modelo tiene mejor ajuste, se utilizó el Criterio de Información de Akaike (AIC).

La figura 1, muestra el modelo ajustado, el cual tiene mejores indicadores de ajuste que el modelo inicial. Con el instrumento resultante, se obtendría un valor de fiabilidad estimado en 0.765, en el caso del coeficiente de omega McDonald. Se prefirió este coeficiente porque los datos previos no estarían en línea con los supuestos del indicador

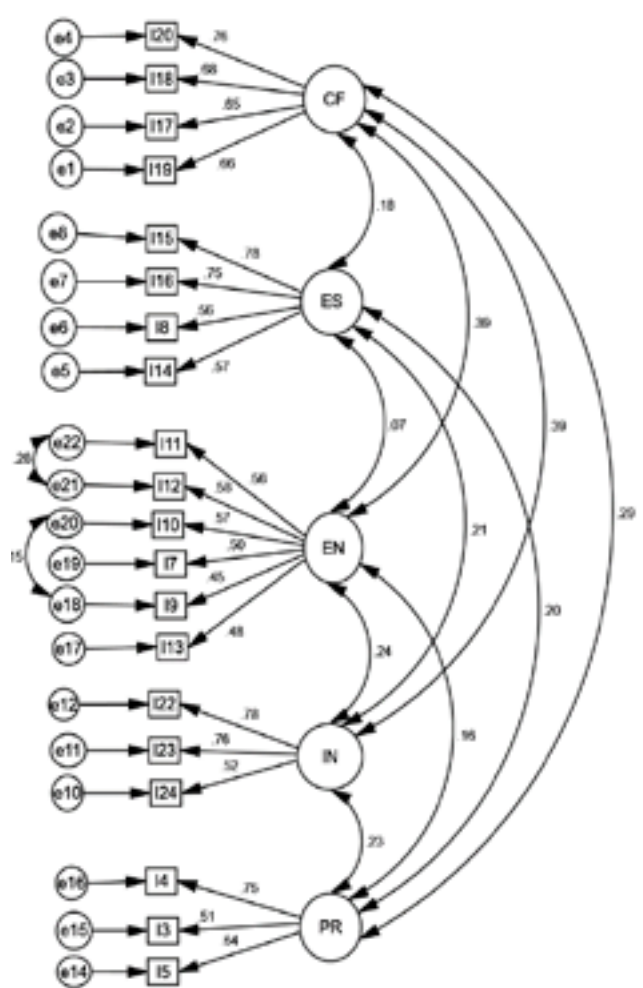


Figura 1. Modelo estructural ajustado

más común, el alpha de Cronbach. Aunque no hay acuerdo pleno acerca de cuál es el umbral aceptable para el coeficiente omega, se asume que valores desde 0.70 indican una fiabilidad adecuada, teniendo en cuenta que no se trata de un instrumento clínico (Salazar Vargas y Serpa Barrientos, 2017; Watkins, 2017).

También se calcularon los coeficientes para cada uno de los modelos de medida, obteniendo resultados así: CF = 0.815; ES = 0.764; EN = 0.721; IN = 0.736 y PR = 0.720.

Discusión

La medición interna en los programas de prevención, debe hacerse sobre la base de instrumentos que tengan suficiente apoyo psicométrico, pues si bien, el instrumento tiene en estos casos una función de carácter ejecutivo, es de esperarse que se cumpla con los requisitos de una buena valoración de los factores que se intervienen y de los cambios producidos en ellos por los programas.

Tabla 2. Indicadores de ajuste de los modelos.

Índice	Valor	
	Modelo inicial	Modelo ajustado
CFI	0.964	0.969
NFI	0.940	0.946
NNFI (TLI)	0.958	0.962
RMSEA	0.031	0.300
AIC	626.23	511.47

Adicionalmente, un instrumento utilizado internamente en un programa de prevención, puede servir de plataforma para su utilización en otros programas y en otros contextos investigativos. Por otra parte, también existe el interés académico de la producción de instrumentos y de la valoración de sus atributos psicométricos.

Con respecto al instrumento sometido a análisis aquí, es importante observar que el que se conforma a partir del AFE y del AFC, varía con respecto al instrumento original. Por una parte, los factores que se identifican no concuerdan plenamente con los factores esperados, aunque sí hay una semejanza importante. En todo caso, es menor el número de ítems que quedarían incluidos en el instrumento, lo que constituye una ventaja en términos de la eficiencia del proceso.

En todo caso, conviene tener en cuenta varios aspectos del resultado obtenido: por una parte, los diferentes modelos de medición, o los factores que conforman la prueba, si se quiere, tienen correlaciones bajas entre sí, como se ve en la figura 1, aunque sean estadísticamente significativas. Esto ya se esperaba desde la selección del procedimiento de AFE, puesto que la rotación ortogonal se dirige a este tipo de escenarios en los que las correlaciones internas son bajas. Esto no es un indicador problemático per se, aunque con estudios posteriores se podrá establecer la solidez de la prueba en su conjunto.

Otro asunto a repensar, tiene que ver con el factor establecido para verificar la percepción de riesgo. Esto está conformado por preguntas dirigidas a un daño no específico y a la frecuencia del consumo. En el instrumento final se observa que la redundancia de preguntas en ese aspecto no aporta a la medición.

Adicionalmente, parece que podría ser más determinante en la experiencia de consumo de alcohol la percepción de lo atractivo en términos del divertimento producido por el alcohol, sus demás efectos agradables en el corto plazo, tener problemas de salud, problemas en el colegio y la desaprobación materna. Esto da pistas con respecto a qué es eso que más fuerza tiene en el consumo de alcohol de los escolares.

La muestra utilizada es suficientemente grande y la división en submuestras para ejecutar en una el AFE y en otra el AFC, es una estrategia metodológicamente válida para avanzar en el análisis de una prueba (DeVellis, 2017; Dunn, Masyn, Jones *et al*, 2015; Schmitt, 2011). Sin embargo, aunque la estructura de la solución factorial que se identifica concuerda con los postulados teóricos que sustentan el programa de prevención, estaría por confirmarse la capacidad predictiva del instrumento con respecto al consumo de alcohol. En una próxima aplicación del programa en el que se use una versión modificada del instrumento, se podrá verificar qué tanto logra verificar los cambios producidos por el programa y qué tanta asociación hay con el consumo de alcohol. Así mismo, podrían hacerse análisis de la concor-

dancia entre este instrumento y otros de naturaleza similar.

También es necesario considerar la realización de un análisis de invarianza, o de funcionamiento diferencial del ítem, desde otra aproximación analítica, para establecer si el instrumento discrimina de manera inapropiada a diferentes subgrupos.

Referencias

- Abar, C.C., Jackson, K.M., Colby, S.M. y Barnett, N.P. (2014). [Common and unique parenting predictors of adolescent tobacco and alcohol use](#). *Addictive Behaviors*, 39(10), 1528-1532 [DOI: 10.1016/j.addbeh.2014.06.003].
- Ajzen, I. (1991). [The Theory of Planned Behavior](#). *Organizational Behavior and Human Decision Processes*, 50(2), 179-211 [DOI: 10.1016/0749-5978(91)90020-T].
- Babor, T., Caetano, R., Casswell, S., Edwards, G., Giesbrecht, N., Graham, K., Grube, J., Hill, L., Holder, H., Homel, R., Livingston, M., Österberg, E., Rehm, J., Room, R. y Rossow, I. (2010). [El alcohol: un producto de consumo no ordinario. Investigación y políticas públicas \(Segunda Edición\)](#). Washington: Organización Panamericana de la Salud/Oxford University Pres.
- Becoña Iglesias, E. (2002). [Bases teóricas que sustentan los programas de prevención de drogas](#). Madrid: Ministerio del Interior/Plan Nacional sobre Drogas.
- Becoña, E., Martínez, Ú., Calafat, A., Juan, M., Duch, M. y Fernández-Hermida, J.R. (2012). [¿Cómo influye la desorganización familiar en el consumo de drogas de los hijos? Una revisión](#). *Adicciones*, 24(3), 253-268.
- Byrne, B.M. (2010). *Structural Equation Modeling with AMOS: Basic Concepts, Applications, and Programming (2nd Ed.)*. Nueva York: Routledge.
- Calafat, A., Fernández, C., Juan, M., Anttila, A.-H., Arias, R., Bellis, M.A., Bohrn, K., Fenk, R., Hughes, K., Kersch, A.V., Kokkevi, A., Kuussaari, K., Leenders, F., Mendes, F., Simon, J., Spyropoulou, M., van de Wijngaart, G. y Zavatti, P. (2003). [Enjoying the Nightlife in Europe: The Role of Moderation](#). Palma de Mallorca: IREFREA.
- Congreso de la República (2006). [Ley 1098 de 2006 \(noviembre 8\) por la cual se expide el Código de la Infancia y de la Adolescencia](#). Bogotá: *Diario Oficial*, 46.446, de 8 de noviembre de 2006.
- Coughlin, K.B. (2013). An Analysis of Factor Extraction Strategies: A Comparison of the Relative Strengths of Principal Axis, Ordinary Least Squares, and Maximum Likelihood in Research Contexts that Include both Categorical and Continuous Variables. *Tesis del Departamento de Evaluación e Investigación Educativa. Universidad de South Florida*.
- DeVellis, R.F. (2017). *Scale Development: Theory and Applications (4th Ed.)*. Los Angeles: Sage.

- Dunn, E.C., Masyn, K.E., Jones, S.M., Subramanian, S.V. y Koenen, K.C. (2015). [Measuring Psychosocial Environments Using Individual Responses: An Application of Multilevel Factor Analysis to Examining Students in Schools](#). *Prevention Science*, 16(5), 718-733 [DOI: 10.1007/s11121-014-0523-x].
- Garson, G.-D. (2012). *Structural Equation Modeling*. Ashboro NC: Statistical Associates Publishing.
- Hummel, A., Shelton, K.H., Heron, J., Moore, L. y van den Bree, M.B.M. (2013). [A systematic review of the relationships between family functioning, pubertal timing and adolescent substance use](#). *Addiction*, 108(3), 487-496 [DOI: 10.1111/add.12055].
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A. y 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].
- Marschall-Lévesque, S., Castellanos-Ryan, N., Vitaro, F. y Séguin, J.R. (2014). [Moderators of the association between peer and target adolescent substance use](#). *Addictive Behaviors*, 39(1), 48-70 [DOI: 10.1016/j.addbeh.2013.09.025].
- Martínez-Ortiz, E., Sierra-Acuña, D., Jaimes-Osma, J. y Claro-Gálvez, A. (2011). [Evaluación de un programa de prevención del consumo de alcohol en niños de estratos económicos bajos](#). *Revista Vanguardia Psicológica*, 2(2), 127-143.
- Morales Vallejo, P. (2013). [El Análisis Factorial en la construcción e interpretación de tests, escalas y cuestionarios](#). Madrid: Universidad Pontificia Comillas
- Nargiso, J.E., Ballard, E.L. y Skeer, M.R. (2015). [A Systematic Review of Risk and Protective Factors Associated With Nonmedical Use of Prescription Drugs Among Youth in the United States: A Social Ecological Perspective](#). *Journal of Studies on Alcohol and Drugs*, 76(1), 5-20 [DOI: 10.15288/jsad.2015.76.5].
- Observatorio de Drogas de Colombia. (2018). [Estudio nacional de consumo de sustancias psicoactivas en población escolar. Colombia 2016](#). Bogotá DC.: Gobierno de Colombia.
- Observatorio Interamericano de Drogas. (2015). [Informe del uso de drogas en Las Américas, 2015](#). Washington DC.: Comisión Interamericana para el Control del Abuso de Drogas/Organización de Estados Americanos.
- Pérez, A., Mejía, J., Reyes, M. y Cardozo, F. (2015). *Consumo de alcohol en menores de 18 años en Colombia 2015*. Bogotá DC.: Corporación Nuevos Rumbos.
- Pérez, A. y Scoppetta, O. (2008). [Consumo de alcohol en menores de 18 años en Colombia 2008](#). Bogotá DC.: Corporación Nuevos Rumbos.
- Pérez Gómez, A. y Mejía Trujillo, J. (2015). La prevención del consumo de alcohol y drogas en Colombia. En A. Pérez Gómez, J. Mejía Trujillo y E. Becoña (Eds.), [De la prevención y otras historias](#) (págs. 141-182). Bogotá DC: Corporación Nuevos Rumbos.
- Salazar Vargas, C. y Serpa Barrientos, A. (2017). [Análisis confirmatorio y coeficiente Omega como propiedades psicométricas del instrumento Clima Laboral de Sonia Palma](#). *Revista de Investigación en Psicología*, 20(2), 377-388 [DOI: 10.15381/rinvp.v20i2.14047].
- Schmitt, T.A. (2011). [Current Methodological Considerations in Exploratory and Confirmatory Factor Analysis](#). *Journal of Psychoeducational Assessment*, 29(4), 304-321 [DOI: 10.1177/0734282911406653].
- Scoppetta, O. y Castaño, G.A. (2018). [Early Drug Consumption and Subsequent Risk of Illicit Drug Use in Colombia](#). *Addictive Disorders & Their Treatment*, 18(1), 10-14 [DOI: 10.1097/ADT.000000000000144].
- Shield, K.D., Parry, C. y Rehm, J. (2014). [Chronic Diseases and Conditions Related to Alcohol Use](#). *Alcohol Research: Current Reviews*, 35(2), 155-173.
- Squeglia, L.M., Jacobus, J. y Tapert, S.F. (2014). [The effect of alcohol use on human adolescent brain structures and systems](#). *Handbook of Clinical Neurology*, 125, 501-510 [DOI: 10.1016/B978-0-444-62619-6.00028-8].
- Watkins, M.W. (2017). [The reliability of multidimensional neuropsychological measures: from alpha to omega](#). *The Clinical Neuropsychologist*, 31(6-7), 1113-1126. <https://doi.org/10.1080/13854046.2017.1317364>