Adaptación de la escala

de creencias compensatorias en salud en población colombiana

Compensatory health beliefs scale adaptation in Colombian population

Cesar Andrés Gómez Acosta, doctor en psicología, Universidad de Pamplona. cesar.gomez@unipamplona.edu.co
Heriberto Rangel Navia, doctor en educación, Universidad de Pamplona herangel@unipamplona.edu.co
Katty Dayana Escobar Velásquez, Magíster en Epidemiología, Universidad de Pamplona. katty.escobar@unipamplona.edu.co
Mayra Alejandra Barajas Lizarazo, Magíster en Enfermería, Universidad de Pamplona. Mayra.barajas@unipamplona.edu.co
Paola Andreina Cárdenas Malpica, Magíster en Epidemiología. Universidad de Pamplona. paola.cardenas2@unipamplona.edu.co
Cesar Andrés Gómez Acosta cesar.gomez@unipamplona.edu.co
Received: 10/26/2022 Accepted: 01/15/2023 Published: 02/12/2023 DOI: https://doi.org/10.5281/zenodo.7935023

Resumen

Introducción. Las creencias compensatorias en salud [CCS] reducen la disonancia cognitiva y la culpa, así como aumentan la sensación de bienestar ante la ejecución de conductas de riesgo. El objetivo es describir las propiedades psicométricas de la Escala de Creencias Compensatorias en Salud en una muestra colombiana.

Métodos: Es una investigación psicométrica, aplicado a 579 participantes (X = 33.06 años, D.E. 14.16), quienes contestaron el instrumento CCS.

Resultados: El análisis permitió obtener indicadores aceptables de confiabilidad (.76) y validez (51.42%); se obtuvieron dos modelos de ecuaciones estructurales (MEE) con el instrumento original y el sugerido en el Análisis factorial con extracción (AFE), con coeficientes de ajuste similares.

Conclusiones: El instrumento adaptado presenta validez y confiabilidad aceptables, que dan cuenta de su utilidad en muestras similares a la evaluada. Se recomiendan para futuras investigaciones considerar muestras poblacionales que presuntamente pueden tener prácticas sanitarias distintas.

Palabras clave: Creencias compensatorias en salud; propiedades psicométricas; Teoría Clásica de los Test.

Abstract

Introduction. Compensatory health beliefs [CCS] reduce cognitive dissonance and guilt, as well as increase the feeling of well-being when performing risky behaviors. The objective is to describe the psychometric properties of the Compensatory Health Beliefs Scale in a Colombian sample.

Methods: It is a psychometric investigation, applied to 579 participants (X = 33.06 years, S.D. 14.16), who answered the CCS instrument.

Results: The analysis allowed obtaining acceptable indicators of reliability (.76) and validity (51.42%); Two structural equation models (SEM) were obtained with the original instrument and the one suggested in the Extraction Factor Analysis (AFE), with similar adjustment coefficients.

Conclusions: The adapted instrument presents acceptable validity and reliability, which account for its usefulness in samples similar to the one evaluated. It is recommended for future research to consider population samples that presumably may have different sanitary practices.

Keywords: Compensatory Health Behavior [CHB]; psychometric properties; classical test theory [CTT].

Introducción

Algunos modelos cognitivos-sociales en salud explican los comportamientos en función de las creencias relacionadas con la génesis y duración del proceso salud - enfermedad por encima del conocimiento objetivo[1]. Ello implica la identificación y percepción de susceptibilidad, severidad, beneficios, barreras (propias y externas) y autoeficacia ante determinadas situaciones que pueden comprometer la conducta del individuo y las consecuencias esperadas [2].De acuerdo con dicha valoración, las personas asumen u omiten el desarrollo de acciones preventivas del contagio por agentes infecciosos [3], tamizajes para la detección de enfermedades crónicas [4] o incluso, conductas relacionadas con su integridad personal [5].

En tal marco, emergen las creencias compensatorias en salud [CCS], definidas como pensamientos en las que los efectos de un comportamiento no saludable (a menudo placentero) son compensados con el desarrollo de otros comportamientos saludables[6] dichas creencias personales se asocian a la regulación de emociones negativas[7], y con la expresión de comportamientos placenteros que suponen algún riesgo a futuro[8][9][10].

Una explicación de las CCS se basa en la disonancia cognitiva que ocurre ante estados afectivos positivos asociados con la conducta placentera y el deseo de obtener resultados (también positivos) relacionados con la ejecución de las conductas saludables, que a menudo implican que las personas se encuentren en una posición "ideal" en la que ceden a sus deseos inmediatos para mitigar las emociones negativas[11]. También las CCS se han relacionado como una estrategia de autorregulación (previa, concomitante o posterior a la conducta) para resolver el "conflicto motivacional" referido; al respecto, se puede decir que las CCS: a) permiten escapar al costo que supone el autocontrol conductual; b) resultan eficientes para resolver el conflicto; y c) son poco funcionales a largo plazo para el alcance de los objetivos en salud que las personas proyectan[12].

Se ha obtenido evidencia de las consecuencias adversas que conllevan las CCS en procesos como dejar de fumar[13], establecer dietas saludables [14][15], adherirse al tratamiento para bajar de peso[9], e incrementar la Actividad física [16]. Adicionalmente, se encuentra que las intervenciones que abordan procesos de cambio comportamental en salud son efectivas para la adopción de estilos de vida adaptativos, siempre y cuando no se presenten CCS[8] [6] [17] , pues constituyen un obstáculo para la adopción y mantenimiento sostenido de prácticas saludables [15] para lo cual se deben identificar apropiadamente [1] [14].

Precisamente en cuanto a la medición de las CCS, se estableció que solo desarrollaron la Escala de Creencias Compensatorias en Salud en Canadá, [8] instrumento que ha sido adaptado para su uso en otros países como Holanda[7], Gran Bretaña[11] y Alemania[6]. No obstante, a la fecha de revisión, no se hallaron reportes de traducción y validación ni de este instrumento o de otros con fines similares en contextos hispanoamericanos, razón que justifica la realización del presente estudio. El objetivo es describir las propiedades psicométricas de la Escala de Creencias Compensatorias en Salud en una muestra colombiana.

Material y métodos

Tipo de Investigación y Diseño

Esta es una investigación instrumental–psicométrica, de adaptación cultural de instrumentos conforme las indicaciones de Demetriou [18].

Participantes:

Se contó con 579 personas, habitantes de la ciudad de Bogotá, mayores de edad (X = 33.06, D.E. 14.16 años), obtenidas en escenarios del sector salud, comercial y de educación superior (Tabla 1). Los criterios de inclusión fueron adultos sin reporte de enfermedades físicas o psicopatología con deseo de participar en la investigación.

Tabla 1. Descripción de los participantes de la validación del Cuestionario de Creencias Compensatorias en Salud.

Sexo	**n**	**%**
Femenino	352	60.8
Masculino	227	39.2
Estrato	**n**	**%**
1	31	5.4
2	138	24.2
3	234	41.1
4	113	19.8
5	45	7.9
6	9	1.6
Nivel académico	**n**	**%**
Primaria	20	3.5
Bachillerato	202	35.2
Técnico-tecnólogo	110	19.2
Profesional	147	25.6
Posgrado	95	316.8

Instrumentos

Cuestionario de Creencias Compensatorias en Salud [CBHS por sus iniciales en inglés] de Knäuper (8), mide creencias asociadas a la emisión de conductas saludables que pueden compensar a otras conductas riesgosas. Su versión original está compuesta por 17 ítems (α = .80), y cinco opciones de respuesta en formato tipo Likert, para evaluar las creencias compensatorias en torno a uso de sustancias (ítems 3, 5, 9, 13, 16, 17, α = .74), hábitos de comida y sueño (ítems 4, 8, 10, 14, α = .66), estrés (ítems 1, 7, 11, 15, α = .63), y regulación del peso (2, 6, 12, α = .57). Su calificación consiste en promediar los puntajes reportados en cada dimensión.

Adicional a ello, se preguntó acerca de datos como la edad, sexo, último nivel de formación académica alcanzado y estrato socioeconómico.

Procedimiento

n primer lugar, se estableció comunicación personal con la autora del CBHs (Barbel Knäuper) para obtener la autorización de traducción y adaptación. Luego de contar con su aval, se tradujeron y retradujeron los ítems (inglés-español/español-inglés) con la asesoría de dos psicólogas magister bilingües, residentes en países de habla inglesa, para garantizar precisión gramatical y semántica, de acuerdo con las recomendaciones de Demetriou et al[18]. Posteriormente, se realizó el ajuste de instrumentos a sugerencia de la autora, quien formuló recomendaciones gramaticales y terminológicas para asegurar validez de contenido y de constructo, que fueron incorporadas por las traductoras. Una vez contrastados dichos cambios, la autora otorgó el correspondiente aval. La versión traducida y corregida del CHB Scale fue enviada a contactos anónimos por medio del aplicativo "Google formularios" ®. A partir de las recomendaciones realizadas por los respondientes, se realizaron los ajustes respectivos.

El proceso de aplicación fue desarrollado por el investigador principal. Se explicó el protocolo de aplicación, puntuación-verificación de respuestas definido, y las consideraciones éticas definidas para el estudio (Ley 1090 de 2006 - Código Deontológico y Bioético del Ejercicio de la Psicología en Colombia (19); Resolución Nº 8430 del 4 de octubre de 1993 del Ministerio de Salud(20), así como las disposiciones para la protección y tratamiento de datos (Ley 1581 de 2012(20)) antes de iniciar el diligenciamiento de las preguntas del cuestionario dispuesto en línea.

Análisis estadístico:

Para el análisis de datos, inicialmente se describió la muestra con el coeficiente Kaiser Meyer Olkin, para enseguida proyectar un análisis factorial con extracción de análisis de componentes principales, y rotación Oblimin, con el software SPSS 26 ®. Enseguida, se llevó a cabo un modelo de ecuaciones estructurales [MEE] confirmatorio, verificando que los índices de bondad de ajuste correspondan con lo establecido por Escobedo, Hernández, Estebané y Martínez(21) para este tipo de herramientas analíticas, con el aplicativo AMOS ®. Se establecieron los índices de confiabilidad con ω de MacDonald, y se revisó la consistencia interna a partir de correlaciones ítem – prueba, a través del software JASP ®.

Resultados

La muestra evaluada refirió unos niveles medios a bajos en sus puntajes; no obstante, los ítems 1, 11 y 15 muestran unos valores más altos en comparación a los demás (Tabla 2).

Tabla 2. El test de esfericidad de Bartlett mostró una fiabilidad < 0.05 (Sig.) y un índice KMO (Kaiser-Meyer-Olkin) de .84, que determinan que la muestra obtenida fue adecuada y que la matriz de correlaciones permite la realización del análisis factorial (Montoya, 2007). Esta información es descrita en la tabla 3.

Tabla 2. Comportamiento de los ítems

	Mín.	Máx.	X	D.E.
Ítem 1	0	5	2.47	1.37
Ítem 2	0	5	1.72	1.27
Ítem 3	0	5	1.27	1.31
Ítem 4	0	5	1.64	1.29
Ítem 5	0	5	1.09	1.21
Ítem 6	0	4	1.00	1.13
Ítem 7	0	5	2.13	1.35
Ítem 8	0	5	1.11	1.24
Ítem 9	0	4	1.41	1.21
Ítem 10	0	5	1.54	1.27
Ítem 11	0	5	2.66	1.29
Ítem 12	0	5	1.34	1.19
Ítem 13	0	4	1.57	1.19
Ítem 14	0	5	1.00	1.26
Ítem 15	0	5	2.33	1.29
Ítem 16	0	5	1.16	1.18
Ítem 17	0	5	1.00	1.14

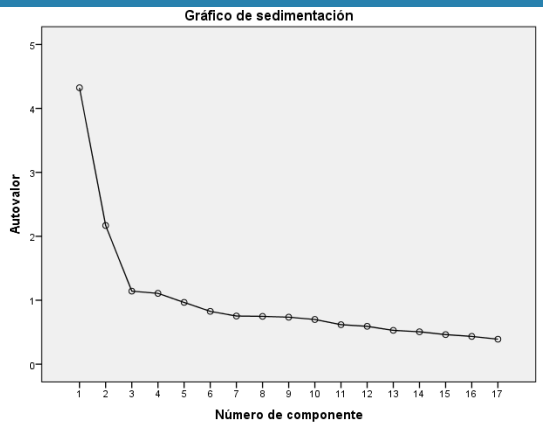
Tabla 3. En relación con la varianza explicada para primer factor, se encuentra que agrupó los ítems 5, 6, 8, 12, 14, 16 y 17, que aportan el 25.43% de la varianza de dicha dimensión; mientras, el segundo factor estuvo compuesto por los ítems 3, 9 y 13, que aportan un 12.76%, el tercer factor agrupó los ítems 1, 7 y 10, con una varianza de 6.72%, y el cuarto factor agrupó los ítems 2, 4, 11 y 15, con un aporte en la varianza de 6.52%. La varianza total del cuestionario es de 51.42%.

Tabla 3. Prueba de KMO y Bartlett

Medida Kaiser-Meyer-Olkin de adecuación de muestreo		0.837
Prueba de esfericidad de Bartlett	Aprox. Chi-cuadrado	2192.02
	gl.	136
	Sig.	0

Tabla 4. Por otro lado, tal y como se observa en la figura 1, la cantidad de factores propuestos corresponde con los planteados en la escala original de Knäuper et al(8).

Figura 1. Gráfico de sedimentación



Al correr dos análisis con MEE de máxima verosimilitud (el primero con la estructura original y el segundo con la estructura encontrada acá), se evidenció que cada ítem aporta cargas factoriales superiores a .40 a cada dimensión del CCS en la versión original, mientras que en la estructura sugerida no lo fue para los ítems 2 (.13) y 4 (.18) conforme lo estipulado por Kline [22]. En razón a lo evidenciado, y teniendo en cuenta su menor correlación ítem – prueba, se realizó un tercer MEE, que demostró un mejor ajuste.

Figura 2.

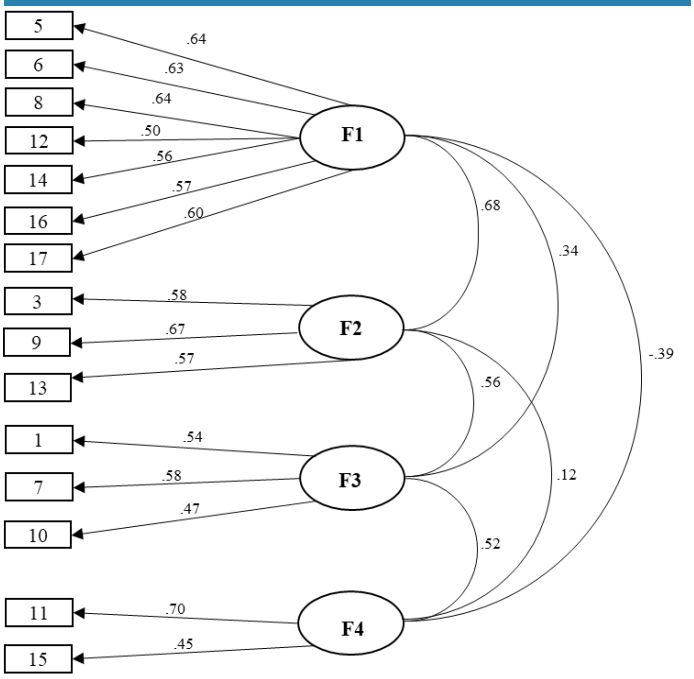


Figura 2. Modelos de ecuaciones estructurales
Estructura Original (17 ítems)
F: Factor

Tabla 4. Comunalidades, varianza del componente y estadísticas de fiabilidad de la subescala de reevaluación.

Ítem	F1	F2	F3	F4	Extracción	ω de Macdonald si el elemento se ha suprimido (por factor)	Correlación ítem – prueba si el elemento es suprimido
Ítem 1	-0.119	0.219	0.623	0.415	0.553	0.773	0,38
Ítem 2	0.255	0.241	0.025	0.525	0.359	0.757	**0,15**
Ítem 3	0.325	0.694	0.231	0.071	0.506	0.740	0,41
Ítem 4	0.406	0.067	0.264	0.426	0.44	0.751	**0,22**
Ítem 5	0.658	0.423	0.135	0.125	0.49	0.732	0,56
Ítem 6	0.668	0.313	0.22	-0.055	0.474	0.742	0,54
Ítem 7	0.11	0.174	0.814	0.16	0.669	0.760	0,41
Ítem 8	0.693	0.153	0.428	-0.264	0.681	0.745	0,54
Ítem 9	0.298	0.804	0.273	0.051	0.679	0.737	0,51
Ítem 10	0.449	0.412	0.476	0.117	0.429	0.735	0,25
Ítem 11	-0.383	0.214	0.18	0.633	0.59	0.788	0,28
Ítem 12	0.605	0.235	-0.109	0.286	0.513	0.746	0,46
Ítem 13	0.342	0.684	0.009	0.232	0.512	0.742	0,4
Ítem 14	0.674	0.15	-0.056	-0.095	0.478	0.753	0,51
Ítem 15	-0.163	-0.021	0.241	0.63	0.478	0.781	0,28
Ítem 16	0.583	0.45	-0.014	0.147	0.444	0.740	0,52
Ítem 17	0.648	0.333	0.062	-0.101	0.447	0.747	0,46

De manera complementaria, los indicadores de bondad de ajuste de MEE resultante no alcanzan los umbrales en relación con los parámetros señalados para esta técnica de análisis, excepto para el RSMEA (error de aproximación) y el valor p (Tabla 6).

Tabla 5. Índices de ajuste de los MEE obtenidos

Índices de ajuste	MEE Estructura Original	MEE Estructura Sugerida por el AFE	Con 15 ítem (eliminando 2 y 4)	Parámetros Esperados
Razón Chi cuadrado/grados de libertad	**5.31**	5.36	4.77	≤ 3.0
Raíz Cuadrada del Error Cuadrático Medio (RSMEA)	**.08**	.08	.08	<0.10
Índice de Ajuste Normalizado (NFI)	**.73**	.73	.80	>0.90
Índice Comparativo de Ajuste (CFI)	**.77**	.76	.83	>0.90
Valor P del Chi cuadrado	**.00**	.00	.00	≤ 0.05

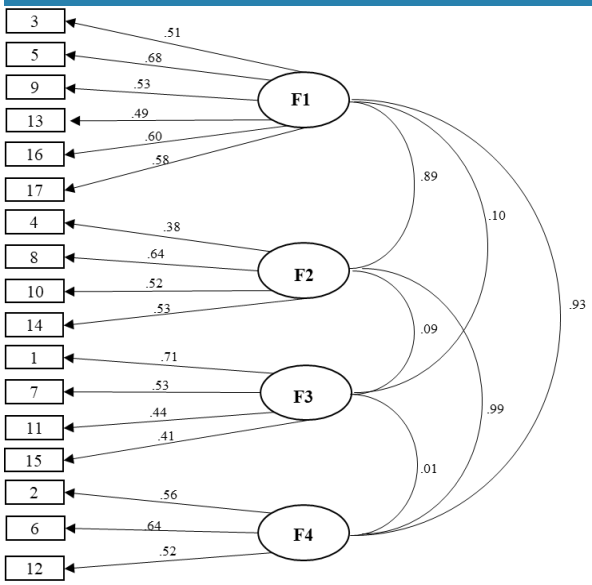
En el análisis de consistencia interna siguiendo la estructura original se obtuvo un ω = .76 (I.C. 95% = .73-.79); por su lado, la subescala del factor 1 un ω = .74 (I.C. 95% = .71-.77), factor 2 ω = .58 (I.C. 95% = .53-.64), factor 3 ω = .61 (I.C. 95% = .56-.66) y factor 4 ω = .50 (I.C. 95% = .43-.57). Mientras, en el análisis que sigue la AFE sugerida se identifica que la prueba total tiene un índice de consistencia interna ω = .76 (I.C. 95% = .71-.77); por su lado, la subescala del factor 1 un ω = .79 (I.C. 95% = .77-.82), factor 2 ω = .63 (I.C. 95% = .59-.69), factor 3 ω = .56 (I.C. 95% = .49-.62) y factor 4 ω = .55 (I.C. 95% = .49-.62).

Por último, la versión obtenida manifiesta indicadores de porcentaje de varianza explicada y de consistencia interna análogos en comparación con las versiones original canadiense, holandesa, británica y alemana del cuestionario (Tabla 7).

Tabla 6. Comparación de la versión colombiana del ERQ con otras versiones en español.

	N	Factores	% varianza explicada	Consistencia interna
Versión Original Canadiense (Knäuper et al., 2004)	381	4	51.02	.80
Versión Holandesa(7) (de Nooijeret et al., 2009)	244	4	-	.78
Versión Británica (11)(Kaklamanou & Armitage, 2012)	393	3	67.38	.73
Versión Alemana (Radtke et al., 2014)	1571	4	-	.80
Versión Colombiana (2021)	**579**	**4**	**51.42**	**.76**

Figura 3.



Estructura Sugerida AFE (15 Items)

F: Factor

Discusión

Se evidencia, conforme lo plantean Radtke(6) el análisis obtenido no corresponde con la estructura original; no obstante, y entendiendo que la versión original presenta una agrupación de los ítems más coherente con los supuestos conceptuales subyacentes a su formulación, se recomienda utilizar esta estructura para su calificación, a pesar que sus indicadores psicométricos son ligeramente menos ajustados; esto también entendiendo que tanto el ítem 2 (referido al consumo de endulzantes alternativos a la sacarosa) como el 4 (asociado al dormir más en la mañana como conducta compensatoria el trasnocho) son comportamientos muy recurrentes en la actualidad, por lo que su supresión no es pertinente.

Al contrastar las versiones canadiense[8], holandesa [7], británica[11] y alemana[6], con la aplicación colombiana, esta última reporta una fiabilidad similar; al respecto, es posible que la estabilidad en este coeficiente se deba a las condiciones de aplicación, que afectaron la exhaustividad y calidad de los datos[23], los ajustes idiomáticos realizados, la aplicación a una muestra heterogénea.

Si bien se lograron algunos coeficientes aceptables, el estudio no está exento de limitaciones, como las relacionadas con todos los estudios de autorreporte, en cuanto a que su utilidad depende de la capacidad de autoobservación y memoria, rasgos de personalidad, edad, la deseabilidad social de los respondientes, y la comprensión uniforme de las situaciones de indagación planteadas en cada uno de los ítems de las pruebas evaluadas[24][25], así como la imposibilidad de generalización de los resultados a otros contextos también latinoamericanos, dado lo voluble de las creencias en función de la cultura[1].

Como futuras direcciones de investigación, se sugiere la aplicación del instrumento con muestras poblacionales que presuntamente pueden tener prácticas sanitarias distintas, en función del contexto físico y social en el que habitan y se desenvuelven cotidianamente (por ejemplo, del sector rural, en situación de pobreza o población carcelaria) de acuerdo con lo ya señalado por Braveman[26], para contrastar la validez externa de la prueba para la medición de la variable referida.

También se sugiere a futuro un análisis psicométrico que discrimine posibles diferencias y ajustes en la calificación en función a covariables como rangos de edad o sexo[27], además de contrastar su validez convergente con otras variables psicológicas como la tendencia a la procrastinación, autoeficacia, imagen corporal, disonancia cognitiva, e incluso, la correspondencia con los comportamientos compensatorios específicos observados en las situaciones evaluadas en cada uno de sus ítems[11]. De igual manera, se aconseja una evaluación a futuro del instrumento, teniendo en cuenta que las creencias (al ser productos sociales e históricos) pueden ser fluctuantes en el tiempo[1].

Esta versión de la Escala de Creencias Compensatorias en Salud traducida al español representa un avance para la evaluación de dicha variable psicológica en población general hispanoparlante (previos ajustes lingüísticos y contraste de sus propiedades psicométricas), y la contribución a la medición de esta variable puede aportar al diseño de programas de cambio comportamental en salud [8]. Se concluye entonces que el instrumento reportado cuenta con condiciones psicométricas adecuadas y ello permite su uso en población colombiana similar, siempre y cuando la agrupación de los ítems para su calificación siga el patrón dispuesto en el cuestionario original.

Agradecimiento

A los participantes por facilitarnos la información para el presente estudio.

Referencias

1. Martin L; Robin D. The Oxford Handbook of Health Communication, Behavior Change, and Treatment Adherence. Oxford Univ Press. 2014;64(6):177–92.

2. Glanz k; Bishop D. The role of behavioral science theory in development and implementation of public health interventions. Annu Rev Public Health. 2010;31(1):399–418.

3. Weston D; Hauck K; Amlot R. Infection prevention behaviour and infectious disease modelling: A review of the literature and recommendations for the future. BMC Public Health. 2018;18(1):1–16.

4. Forestier C; Sarrazin P; Sniehotta F et al. Do compensatory health beliefs predict behavioural intention in a multiple health behaviour change context? Evidence in individuals with cardiovascular diseases? Psychol Heal Med. 2020;25(5):593–600.

5. Orozco L; Almanza A; Ybarra J et al. La prevención en la psicología de la salud. In: J.zapata, editor. Fundamentos de psicología de la salud. Primera ed. 2016. p. 197–222.

6. Radtke T, Scholz U, Keller R, Perren S, Hornung R. German-Language Version of the Compensatory Health Belief Scale. Zeitschrift für Gesundheitspsychologie. 2013;21(4):159–66.

7. De Nooijer J, Puijk-Hekman S, Van Assema P. The compensatory health beliefs scale: Psychometric properties of a cross-culturally adapted scale for use in the Netherlands. Health Educ Res. 2009;24(5):811–7.

8. Knäuper B, Rabiau M, Cohen O, Patriciu N. Compensatory health beliefs: Scale development and psychometric properties. Psychol Heal. 2004;19(5):607–24.

9. Miquelon P, Knäuper B, Vallerand R. Motivation and goal attainment. The role of compensatory beliefs. Appetite. 2012;58(2):608–15.

10. Rabiau M, Knäuper B, Miquelon P. The eternal quest for optimal balance between maximizing pleasure and minimizing harm: The compensatory health beliefs model. Br J Health Psychol. 2006;11(1):139–53.

11. Kaklamanou D, Armitage C. Testing compensatory health beliefs in a UK population. Psychol Heal. 2012;27(9):1062–74.

12. Ogueda J, Barra A. Creencias compensatorias de salud: implicaciones para la salud y la adherencia al tratamiento. Psicol y Salud. 2017;27(2):207–11.

13. Radtke T, Scholz U, Keller R, Knäuper B, Hornung R. Smoking-specific compensatory health beliefs and the readiness to stop smoking in adolescents. Br J Health Psychol. 2011;16(3):610–25.

14. Radtke T, Kaklamanou D, Scholz U, Hornung R, Armitage C. Are diet-specific compensatory health beliefs predictive of dieting intentions and behaviour? Appetite. 2014;76:36–43.

15. Scholz, U, Amrein, M; Rackow P, Radket T. The role of Compensatory Health Beliefs in eating behavior change: A mixed method study. Appetite. 2017;116:1–10.

16. Berli C, Loretini P, Radtke T, Hornung R, Scholz U. Predicting physical activity in adolescents: The role of compensatory health beliefs within the Health Action Process Approach. Psychol Heal. 2014;29(4):458–74.

17. James E, Freund M, Booth A, Duncan M, Johnson N, Short C, et al. Comparative efficacy of simultaneous versus sequential multiple health behavior change interventions among adults: A systematic review of randomised trials. Prev Med (Baltim). 2016;89:211–23.

18. Demetriou C, Ozer B, Essau C. Self-Report Questionnaires. The Encyclopedia of Clinical Psychology. 2015. 1–6 p.

19. Congreso de la Republica de Colombia. Ley 1090 DE 2006. Diario Oficial 2006 p. 1–27.

20. Congreso de la Republica de Colombia. Resolución 8430 de 1993. 1993 p. 1–19.

21. Escobedo M, Hernández J, Estebané V, Martínez G. Modelos de Ecuaciones Estructurales: Características, Fases, Construcción, Aplicación y Resultados structural equation modeling: features, phases, construction, implementation and results. Rev Cienc y Trab. 2016;18(55):16–22.

22. Kline R. Principles and practice of structural equation modeling. 4th ed. 2016.

23. Díaz V. Ventajas e inconvenientes de la encuesta por internet. Pap Rev Sociol. 2012;97(1):193.

24. Dang J, King K, Inzlicht M. Why Are Self-Report and Behavioral Measures Weakly Correlated? Trends Cogn Sci. 2020;24(4):267–9.

25. Knäuper B, Carrière K, Chamandy M, Xu Z, Schwarz N, Rosen NO. How aging affects self-reports. Eur J Ageing. 2016;13(2):185–93.

26. Braveman P, Egerter S, Williams D. The social determinants of health: Coming of age. Annu Rev Public Health. 2011;32:381–98.

27. Gómez M, Navas B. Impacto y funcionamiento diferencial de los ítems respecto al género en una prueba de aptitud numérica. Psicothema. 1998;10(3):685–96.