

PRIMER INFORME
Contrato 000020-2018 INCIENSA-UNIVERSIDAD DE COSTA RICA

Análisis psicométrico de las escalas utilizadas para la recolección de datos del proyecto:

“Influencia del fumado, la familia, el grupo de pares y los estereotipos de género en la adopción de hábitos alimentarios saludables durante la adolescencia” del INCIENSA

Dr. Benjamín Reyes Fernández, PhD.
Dra. Vanessa Smith Castro, PhD.

Investigadores,
Instituto de Investigaciones Psicológicas,
Universidad de Costa Rica

Noviembre de 2018

Tabla de contenido

Análisis Psicométrico de las Escalas Utilizadas.....	2
1. Escala sobre Fumado 1: Razones para fumar tabaco	2
2. Escala sobre Fumado 2: Razones para no fumar tabaco.	5
2.b. Escala sobre Fumado 2b: Razones para no fumar tabaco, versión alternativa:.....	8
3. Escala sobre Fumado 3: Razones para fumar marihuana	11
4. Escala de estilos de crianza	14
5. Escala de estereotipos de género en conductas alimentarias.....	16
6. Escala de comidas con mi familia	17
7. Escala de influencia del grupo de pares en la selección de alimentos.....	19
Referencias bibliográficas	21
Anexos.....	23
1. Escala de razones para fumar tabaco: Análisis Factorial Confirmatorio, y análisis adicionales sobre validez y confiabilidad.....	24
2. Escala de razones para no fumar tabaco: Análisis Factorial Confirmatorio y análisis adicionales sobre validez y confiabilidad.....	27
1.2.b. Escala de razones para no fumar tabaco, versión alternativa: Análisis Factorial Confirmatorio, y análisis adicionales sobre validez y confiabilidad.....	30
2. Escala de razones para fumar marihuana: Análisis Factorial Confirmatorio, y análisis adicionales sobre validez y confiabilidad.....	32

Análisis Psicométrico de las Escalas Utilizadas

El presente documento presenta los resultados de análisis psicométricos realizados por investigadores del IIP-UCR a las escalas utilizadas para la recolección de datos del proyecto “Influencia del fumado, la familia, el grupo de pares y los estereotipos de género en la adopción de hábitos alimentarios saludables durante la adolescencia” del INCIENSA, y es el primero de tres documentos contratados con resultados estadísticos para el INCIENSA.

1. Escala sobre Fumado 1: Razones para fumar tabaco

Descripción general:

la escala se desarrolló en este estudio, a partir de investigaciones cualitativas previas, para evaluar las razones que dan los adolescentes para fumar tabaco. La escala consta de 13 ítems, a los que se responde mediante formato tipo Likert, con opciones del 1 (“totalmente en desacuerdo con mis razones”) al 5 (“totalmente de acuerdo con mis razones”).

Considerando que el instrumento fue desarrollado para este estudio, inicialmente se realiza un Análisis Factorial Exploratorio (AFE) con una submuestra del 25% del total (N = 202), escogida al azar. Se escogió los mejores ítems, mediante una secuencia de análisis factoriales exploratorios (los ítems se mantienen si la carga factorial en la matriz factorial es mayor a 4, según recomiendan Guadagnoli y Velicer, 1988, y se tomó en cuenta que los ítems fueran unidimensionales. Además, en caso de que hubiera factores con dos o menos ítems, estos factores no se consideran interpretables, según Velicer y Fara (1998).

Una vez seleccionados los ítems que conforman la escala, a partir del AFE, se procede a confirmar la estructura mediante Análisis Factorial Confirmatorio (AFC) con el 75% de la muestra restante (N = 611). Los resultados desde un AFC se presentan en la sección de anexos. A continuación, los resultados desde el AFE.

a. Resultados sobre confiabilidad

Evidencias de consistencia interna: En el presente estudio se obtuvieron coeficientes de consistencia interna (α) satisfactorios de .85, .88 y .75, para las subescalas de “Razones Hedónicas” para fumar, “Razones de Regulación Emocional” y “Razones de Control de Peso”, respectivamente. La consistencia interna de toda la escala fue de .79.

b. Resultados sobre validez

Evidencias de la estructura factorial. Una serie de análisis de factores, con el método de extracción de Máxima Verosimilitud y de rotación varimax permitió arribar a tres factores claramente identificables y con sentido teórico: 1) Razones Hedónicas, que consta 5

ítems (ej. "Pasar el rato con amigos es más divertido si alguno está fumando"); 2) Regulación Emocional, con 4 ítems (ej. "Cuando alguien se siente frustrado/a, el fumar cigarrillos le ayudará"); y 3) Control de Peso (ej. "Fumar ayuda a permanecer delgado/a").

Las pruebas de adecuación de la muestra, en este AFE, dieron resultados positivos (KMO: .845; prueba de esfericidad de Barlett $\chi^2 = 1199.65$, $gl = 78$, $p < .001$). Los tres factores encontrados explicaron, en conjunto, el 56.89% de la varianza, correspondiendo 36.22% al primer factor, 13.13% al segundo, y 7.53 al tercero. La Tabla 1 muestra las cargas factoriales por ítem. La carga primaria de cada ítem fue, por lo menos, .20 mayor que la carga secundaria.

Tabla 1: Cargas Factoriales de la Escala de Razones para Fumar Tabaco

Ítems	Cargas factoriales por dimensión		
	1. Razones Hedónicas	2. Regulación Emocional	3. Control de Peso
1. Las fiestas son más divertidas cuando una persona está fumando	.66		
2. La sensación de un cigarro en la boca es agradable.	.73		
3. Pasar el rato con amigos es más divertido si alguno está fumando	.73		
4. El cigarro sabe bien	.79		
5. El cigarro hace que las personas sean "chivas", "cool"	.62		
6. Fumar le da a la persona algo que hacer con sus manos		.65	
7. Cuando		.79	

alguien se siente frustrado/a, el fumar cigarros le ayudará		
8. Cuando una persona se siente enojada, el fumar cigarros le ayuda a sentirse mejor.	.81	
9. Fumar ayuda cuando una persona está preocupada.	.67	
10. Fumar ayuda a permanecer delgado.		.89
11. Uno pierde peso más rápido fumando que haciendo dieta y ejercicio.		.75
12. Fumar mantiene a una persona alejada de comer demasiado.		.50
13. Fumar controla el peso de las personas		.48

Validez predictiva. Se puede esperar que, entre más alto sea el puntaje obtenido en razones para fumar, más probable es que se reporte una conducta frecuente de fumado. Una correlación de Spearman, positiva y significativa, fue encontrada entre la escala de razones para fumar y la frecuencia de fumado reportada para los últimos 30 días ($\rho = .15, p < .05$).

Aunque en general, la consistencia de las dimensiones de esta escala dentro de lo recomendable, hallazgos reportados en anexos generan preocupaciones sobre la validez convergente y discriminante de la subescala “razones hedónicas”.

2. Escala sobre Fumado 2: Razones para no fumar tabaco.

Descripción general: la escala se desarrolló en este estudio, a partir de investigaciones cualitativas previas, para evaluar las razones que dan los adolescentes para no fumar tabaco. La escala consta de 18 ítems, a los que se responde mediante formato tipo Likert, con opciones del 1 (“totalmente en desacuerdo con mis razones”) al 5 (“totalmente de acuerdo con mis razones”).

a. Resultados sobre confiabilidad

Evidencias de consistencia interna: En el presente estudio se obtuvieron coeficientes de consistencia interna (α) de .74, .75, .81, .81 y .72, para las subescalas de “protección de la salud”, “norma social”, “sanción de pares”, “razones familiares”, y “dificultades de acceso”, respectivamente. La consistencia interna de toda la escala fue de .87.

b. Resultados sobre validez

Evidencias de la estructura factorial. Una serie de análisis factoriales exploratorios, con el método de extracción de Máxima Verosimilitud y de rotación Varimax, permitieron arribar a cinco factores claramente identificables: 1) “Protección de la Salud”, que consta 5 ítems (ej. "Fumar da cáncer y otras enfermedades"); 2) “Norma Social”, con 4 ítems (ej. "Entre los jóvenes fumar cigarro ya pasó de moda"); 3) “Sanción de pares” (ej. "los y las amigas le dicen a uno que tiene mal aliento"); 4) “Razones familiares” (ej. "en mi familia nadie fuma"); y 5) “Dificultades de acceso” (ej. “Siempre piden la cédula para vender cigarros”).

Las pruebas de adecuación de la muestra, en este AFE, dieron resultados positivos (KMO: .848; prueba de esfericidad de Barlett $\chi^2 = 1197.00$, $gl = 153$, $p < .001$). Los tres factores encontrados explicaron, en conjunto, el 51.86% de la varianza, correspondiendo 28.30% al primer factor, 6.30% al segundo, 8.67% al tercero, 4.88% al cuarto, y 3.70% al quinto.

La Tabla 2 presenta las cargas factoriales primarias de cada ítem en las correspondientes dimensiones. Todas las cargas primarias fueron, por lo menos .20 mayores que las cargas secundarias.

Tabla 2. Cargas Factoriales de la Escala de Razones para no Fumar Tabaco

Ítems	Cargas factoriales por dimensión				
	Protección de la salud	Norma social	Sanción de pares	Razones familiares	Dificultades de acceso
1. Deseo tener buena salud.	.54				
2. Prefiero hacer actividad física para relajarme que fumar cigarros	.62				
3. Fumar da cáncer y otras enfermedades	.66				
4. En tele dicen que fumar cigarros es malo para la salud	.62				
5. Mis papas me han enseñado que fumar cigarros no es bueno para la salud	.49				
6. Ahora los adolescentes consideran que fumar cigarros es un ridículo		.56			
7. Mis amigos consideran que la gente que fuma no es inteligente		.68			
8. Fumar tiene menos pegue con las mujeres/ los hombres.		.50			
9. Entre los jóvenes fumar ya pasó de		.65			

moda.		
10. Los y las amigas le dicen a uno que tiene mal aliento.	.80	
11. Cuando uno fuma los amigos no lo respetan.	.62	
12. Si uno huele a cigarro los amigos lo hacen a un lado.	.63	
13. Mi papá o mi mamá nunca fuman durante el día.		.60
14. En mi casa nunca hay cigarros		.84
15. En mi familia nadie fuma.		.64
16. Siempre piden la cédula para vender cigarrillos.		.62
17. Ahora, en todo lado dice “prohibido fumar cigarrillos”.		.64
18. Los cigarrillos son muy caros.		.64

Aunque la consistencia interna de cada una de las subescalas es aceptable, algunos de los resultados sobre validez y confiabilidad de esta escala, derivados de un AFC, y presentados en la sección de anexos, sugieren cautela, pues algunas subescalas parecen no medir bien sus correspondientes constructos.

2.b. Escala sobre Fumado 2b: Razones para no fumar tabaco, versión alternativa:

Descripción general:

Esta escala tiene el mismo origen que la anterior. A partir de investigaciones cualitativas se crearon ítems. En este caso, con criterios más estrictos, se escogió un sub-conjunto menor de ítems para medir razones para no fumar tabaco. La escala consta de 13 ítems, a los que se responde mediante formato tipo Likert, con opciones del 1 (“totalmente en desacuerdo con mis razones”) al 5 (“totalmente de acuerdo con mis razones”).

a. Resultados sobre confiabilidad

Evidencias de consistencia interna: En el presente estudio se obtuvieron coeficientes de consistencia interna (α) de .80, .81, y .64, para las subescalas de “Normativas Anti-tabaco”, “Reacciones de sanción de pares”, y “Protección de la Salud”, respectivamente. La consistencia interna de toda la escala fue de .83.

b. Resultados sobre validez

Evidencias de la estructura factorial. Una serie de análisis factoriales exploratorios, con el método de extracción de Máxima Verosimilitud y de rotación Varimax, permitieron arribar a tres factores: 1) “Normativas Anti-tabaco”, que reflejan una serie de normas, legales y sociales, que dificultan el acceso al tabaco y su promoción, con 7 ítems (ej. "Siempre piden la cédula para vender cigarrillos "); 2) “reacciones de sanción de pares”, con 3 ítems (ej. "Si uno huele a cigarro los amigos lo hacen a un lado"); y 3) “Protección de la Salud” (ej. "Fumar da cáncer y otras enfermedades").

Las pruebas de adecuación de la muestra, en este AFE, dieron resultados positivos (KMO: .829; prueba de esfericidad de Barlett $\chi^2 = 753.25$, $gl = 78$, $p < .001$). Los tres factores encontrados explicaron, en conjunto, el 45.99% de la varianza, correspondiendo 30.13% al primer factor, 9.23% al segundo, y 6.62% al tercero.

La Tabla 3 presenta las cargas factoriales primarias de cada ítem en las correspondientes dimensiones. Todas las cargas primarias fueron, por lo menos, .20 mayores que las cargas secundarias.

Tabla 3. Cargas Factoriales de la Escala de Razones para no Fumar Tabaco, versión alternativa

Cargas factoriales por dimensión			
Ítems	1. Normativas Anti-tabaco	2. Reacciones de sanción de pares	3. Protección de la Salud
1. Siempre piden la cédula para vender cigarrillos.	.63		
2. No venden cigarros sueltos.	.59		
3. Es muy difícil comprar los cigarrillos por internet.	.51		
4. Como no hay anuncios de cigarros, ya uno ni se acuerda de que existen.	.53		
5. Ahora, en todo lado ahora dice “prohibido fumar cigarros”.	.64		
6. Los cigarros son muy caros.	.65		
7. Entre los jóvenes fumar cigarro ya pasó de moda.	.49		
8. Los y las amigas le dicen a uno que tiene mal		.75	

aliento.		
9. Cuando uno fuma los amigos no lo respetan.	.67	
10. Si uno huele a cigarro los amigos lo hacen a un lado.	.69	
11. Fumar da cáncer y otras enfermedades		.85
12. En la tele dicen que fumar cigarros es malo para la salud.		.54
13. El fumar cigarros hace que a la gente le cueste respirar.		.52

Aunque la consistencia interna no presenta muchas razones para preocuparse en esta muestra ni en la utilizada para el AFC, preocupaciones sobre la validez de algunas dimensiones emergieron, particularmente en la dimensión de “Razones Hedónicas” (ver anexos).

3. Escala sobre Fumado 3: Razones para fumar marihuana

Descripción general:

Esta escala fue desarrollada a partir de investigación cualitativa con adolescentes costarricenses sobre razones o creencias para fumar marihuana. Estas sesiones permitieron identificar temas, y elaborar ítems pertenecientes a estos, que fueron posteriormente aplicados a una muestra de 813 adolescentes. Para realizar los análisis factoriales exploratorios se seleccionó al azar una submuestra de 25% (edad media = 15.6, DT = 1.6, 12-19 años; 56.4% mujeres y 43.6% hombres). El restante 75% se utiliza para confirmar los hallazgos mediante análisis factorial confirmatorio (ver resultados de este análisis en anexos). En los análisis factoriales exploratorios se escogió los mejores ítems según comunalidades (se considera para eliminación ítems con bajas comunalidades, y con pocas correlaciones $> .30$), cargas factoriales ($> .4$) y que mostraran un patrón unidimensional (la carga primaria debería ser por lo menos $.20$ mayor que la carga secundaria).

La escala resultante mide razones para fumar marihuana en adolescentes y consta de 16 ítems, que son contestados con un formato de respuesta tipo Likert de 5 puntos (de “totalmente en desacuerdo con mis razones” a “totalmente de acuerdo con mis razones”). Podría ser considerada una medida indirecta de actitudes (Francis et al, 2004) de tal manera que entre más acuerdo estén los adolescentes con las razones de fumar marihuana, mayor correlación tendría con una medida directa de actitudes, aunque esta correlación está pendiente de ser corroborada.

a. Resultados sobre confiabilidad

Evidencias de consistencia interna: la consistencia interna para la subescala de regulación emocional fue de $\alpha = .93$, la consistencia interna de la subescala de diversión y aprobación social fue de $\alpha = .84$, y la consistencia interna de la subescala de accesibilidad a la marihuana fue de $\alpha = .80$. La consistencia interna de toda la escala fue de $\alpha = .91$.

b. Resultados sobre validez

Evidencias de la estructura factorial: Una serie de análisis de factores exploratorios, con el método de extracción de máxima verosimilitud, y rotación varimax, nos permitió arribar a tres factores claramente identificables: regulación emocional, diversión y aprobación social, y accesibilidad a la marihuana. Para el AFE que se expone a continuación se realizaron las pruebas de adecuación de la muestra, dando resultados positivos (KMO: $.898$; prueba de esfericidad de Barlett $\chi^2 = 1847.02$, $gl = 120$, $p < .001$). Los tres factores encontrados explicaron, en conjunto, el 59.67% de la varianza, correspondiendo 42.53% al primer factor, 10.60% al segundo, y 6.53 al tercero.

En la Tabla 4 se puede observar las cargas factoriales primarias de cada ítem en las correspondientes dimensiones. Todas las cargas primarias fueron, por lo menos $.20$ mayores que las cargas secundarias.

Tabla 4. Cargas factoriales de la Escala de Razones para Fumar Marihuana

Cargas factoriales por dimensión			
Ítems	1. Regulación emocional	2. Razones Hedónicas y de valoración social	3. Accesibilidad
1. La marihuana ayuda a las personas a olvidarse de sus preocupaciones	.81		
2. Fumar ayuda a quitar la timidez	.78		
3. La marihuana ayuda a que la gente se enoje menos	.76		
4. Fumar marihuana ayuda a quitar las frustraciones	.83		
5. Fumar marihuana ayuda a olvidar los problemas	.83		
6. La marihuana ayuda a que las personas se relajen	.69		
7. Fumar hace que las personas sean "chivas", "cool"		.55	
8. Los puros de marihuana saben bien		.59	

9. Las fiestas son más divertidas cuando se fuma marihuana	.81	
10. La gente más divertida fuma marihuana	.64	
11. La sensación de una jalada de marihuana es agradable	.65	
12. Fumar marihuana hace que se sientan más maduros	.51	
13. Cerca del cole se puede comprar sin que nadie sospeche.		.85
14. En el barrio la venden.		.58
15. En el cole uno la puede comprar.		.77
16. La marihuana se consigue fácilmente		.49

Adicionalmente al análisis factorial exploratorio, para esta escala se realiza un análisis factorial confirmatorio con la muestra restante. Los resultados se reportan en la sección de anexos, incluyendo información sobre el ajuste del modelo, las cargas factoriales e información sobre validez convergente y discriminante de la solución propuesta. En general, y tomando en cuenta también los hallazgos reportados en anexos, se cuenta con evidencias de validez y confiabilidad para la escala en sí, y sus respectivas subescalas. Solamente la subescala de razones hedónicas y de valoración social presenta motivos de preocupación en lo que es validez discriminante.

4. Escala de estilos de crianza

Descripción general:

Para medir estos constructos se utilizó una versión traducida al castellano de la Escala de Estilos Parentales de Robinson y colaboradores (2001). La escala consta de 32 ítems que miden la percepción de los adolescentes sobre los estilos de crianza de sus padres y madres. Para cada progenitor, se presentan reactivos que describen tres estilos de crianza (subescalas) diferentes: El estilo autoritativo, que se caracteriza por apoyo y calidez en las interacciones, razonamiento de los límites y la participación democrática en las decisiones familiares (“mi padre/mi madre me animaba a expresarme libremente aun cuando no estuviera de acuerdo con ellos”). El estilo autoritario, caracterizado por la coerción física, la hostilidad verbal y el no razonamiento en la crianza (“mi papá/mi mamá usaba castigo físico como una forma de disciplinarme”). El estilo permisivo, que se caracteriza por la indulgencia y desatención (“para mi padre/madre cedía cuando yo hacía alboroto por algo”). Los ítems que son contestados mediante una escala Likert de 5 puntos (de “nunca” a “siempre”). Cada subescala se construye a partir del cálculo del promedio de las respuestas a los ítems que la componen, en donde mayores puntuaciones indican mayores niveles del constructo, una vez recodificados los ítems inversos.

La validez de criterio de la escala original se ha evidenciado a partir de la capacidad predictiva de las puntuaciones en los estilos sobre el comportamiento de los hijos (Vollmen & Mobley, 2013, Pearson et al., 2010, O’Connor et al., 2010). La consistencia interna de la escala original evidenció Alfas de Cronbach de .86, .82, and .64, para las subescalas del estilo autoritativo, autoritario y permisivo, respectivamente (Robinson et al., 2001).

a. Resultados sobre confiabilidad

Evidencias de consistencia interna: En el presente estudio los análisis se focalizaron solamente en la estimación de la consistencia interna de las subescalas para cada progenitor por separado respetando las instrucciones de los autores sobre la estructura del instrumento y el cálculo de las puntuaciones de cada subescala. Para los estilos de crianza de las madres tal y como fueron percibidos por los adolescentes, se obtuvieron coeficientes de consistencia interna de .91, .77 y .52, para la subescala de Estilo Autoritativo, Estilo Autoritario y el Estilo Permisivo, respectivamente. En el caso de la percepción de los estilos de crianza de los padres, se obtuvieron coeficientes de consistencia interna de .92, .77 y .51, para la subescala de Estilo Autoritativo, Estilo Autoritario y el Estilo Permisivo, respectivamente.

b. Resultados sobre validez

Evidencias de validez convergente y discriminante: Las puntuaciones medias de la subescala del estilo autoritativo percibido correlacionan negativamente con las puntuaciones de la subescala del estilo autoritario percibido tanto del padre como de la madre ($r = -.27, p < .001$). En contradicción con la literatura empírica internacional, la escala del estilo permisivo, particularmente del padre, no correlacionó con la subescala del estilo autoritativo tal y como la teoría lo predice. Por el contrario, las puntuaciones de ambas escalas se correlacionaron positivamente, cuando lo esperado es una correlación negativa.

Por otro lado, las puntuaciones de la subescala del estilo autoritativo, tanto del padre como de la madre, mostraron correlaciones positivas con índices de prácticas familiares en donde las comidas en familia se caracterizan por ser la prioridad ($r = .25$ y $.31, p < .001$, para la madre y el padre, respectivamente), darse en un ambiente agradable ($r = .44$ y $r = .42, p < .001$) y llevarse a cabo a partir de reglas o estructuradas claras, pero flexibles ($r = .18$ y $r = .19, p < .001$), evidenciando convergencia entre las conductas autoritativas percibidas por los adolescentes y las prácticas familiares participativas en torno a las comidas. Por el contrario, el estilo parental autoritario (particularmente de la madre) se correlacionó negativamente con la prioridad de las comidas en familia ($r = -.13, p < .001$) y el ambiente agradable a la hora de comer en familia ($r = -.16, p < .001$). Finalmente, con el estilo permisivo las correlaciones fueron muy cercanas a 0, pero estadísticamente significativas para el caso del estilo permisivo de la madre. En este caso, este estilo se encontró negativamente correlacionado con el establecimiento de reglas durante las comidas en familia ($-.07, p = .038$) y con la importancia que la familia le da a comer juntos ($r = -.08, p = .032$).

De esta medida se concluye que la subescala del estilo de crianza permisivo no parece medir adecuadamente el constructo. Esto por cuanto presenta una consistencia interna muy por debajo del límite recomendado de .65 (para fines de investigación), no presenta correlaciones lógicas y teóricamente fundamentadas con la subescala del estilo autoritativo y no se vincula con criterios validez externa. Por tanto, se recomienda valorar su uso como uno de los indicadores del constructo de estilos de crianza en los modelos SEM.

Para estos modelos, las puntuaciones medias de las subescalas del estilo autoritativo y autoritario constituyen los dos indicadores del constructo estilos de crianza positiva, siempre y cuando se recodifiquen las puntuaciones medias de las subescalas del estilo autoritario para que los dos indicadores del constructo tengan cargas factoriales positivas en el mismo. Se debe formar un constructo para el padre y uno para la madre por separado. Se debe valorar el uso de la subescala del estilo de crianza Permisivo.

5. Escala de estereotipos de género en conductas alimentarias

Descripción general:

La escala se desarrolló específicamente para este estudio a partir de investigaciones cualitativas previas con el fin de estimar la influencia de las representaciones y estereotipos de género presentes en el discurso de adolescentes costarricenses en el ámbito del consumo de alimentos (Monge-Rojas et al., 2015). Específicamente, el instrumento busca captar las atribuciones y expectativas sobre lo que caracteriza la alimentación de las personas de acuerdo con los roles de género asignados. La escala consta de 41 ítems que son contestados mediante una escala Likert de 5 puntos (de “completamente en desacuerdo” a “completamente de acuerdo”).

a. Resultados sobre confiabilidad

Evidencias de consistencia interna: En el presente estudio se obtuvieron coeficientes de consistencia interna satisfactorios de .87, .95 y .87, para la subescala de Masculinidad Hegemónica de Femeineidad Hegemónica y Masculinidad subordinada, respectivamente. Las correlaciones ítem-total de los reactivos oscilaron entre .30 y .49 en todas las subescalas.

b. Resultados sobre validez

Evidencias de la estructura factorial. Una serie de análisis de factores, con el método de extracción de Ejes Principales y de rotación Varimax nos permitió arribar a tres subescalas claramente identificables y con sentido teórico: Masculinidad Hegemónica que consta 13 ítems, (“A un hombre de verdad lo que le importa es quedar lleno cuando come”), Femeineidad Hegemónica con 20 ítems (“Las mujeres por naturaleza comen poco”) y Masculinidad subordinada con 8 ítems (“Los hombres que cuidan lo que comen para no engordar son gay”). Cada subescala se construye a partir del cálculo del promedio de las respuestas a los ítems que la componen, en donde mayores puntuaciones indican mayores niveles del constructo, una vez recodificados los ítems inversos.

Evidencias de validez convergente y discriminante. Las puntuaciones de estas subescalas presentaron correlaciones positivas y significativas con puntuaciones de medidas de sexismo benevolente y hostil (Glick & Fiske, 1997), entre $r = .20$ y $r = .40$ ($p < .001$). Las escalas de sexismo benevolente y hostil miden las creencias y expectativas sobre los roles y atributos de hombres y mujeres a nivel relacional, haciendo énfasis en la exageración de las diferencias entre hombres y mujeres. Las correlaciones positivas entre las escalas desarrolladas para este estudio y las medidas de sexismo evidencian que ambas medidas comparten un núcleo representacional (a medida que aumenta el sexismo, aumentan los

estereotipos de género en la alimentación). Por otra parte, las puntuaciones de las escalas de estereotipos presentaron correlaciones muy bajas (entre $r = .05$ y $r = .11$, $p < .001$) con una medida de deseabilidad social (Crowne & Marlowe, 1960), proporcionando evidencias de validez discriminante, es decir, que las medidas no están influenciadas por la tendencia a contestar de acuerdo con las normas sociales.

Para los modelos SEM, las puntuaciones medias de cada subescala constituyen los tres indicadores del constructo estereotipos de género en la alimentación.

6. Escala de comidas con mi familia

Descripción general:

Se utilizaron 14 ítems del cuestionario de las comidas en familia de Hogen (1988) en la versión utilizada en el proyecto EAT (por sus siglas en inglés para Eating Among Teens) de la universidad de Minnesota de Neumark-Sztainer y colaboradores (2010). Los 14 ítems se contestan mediante una escala Likert de 4 puntos y están distribuidos en tres temas. Cuatro ítems cubren el tema del ambiente que rodea las comidas en familia (“en mi familia, el comer juntos hace que los miembros de la familia se reúnan de forma agradable”). Cinco ítems refieren a la importancia y prioridad de realizar comidas en familia (“en mi familia es importante que todos los miembros coman juntos al menos una vez al día”). Finalmente, cinco ítems abordan la estructura y las reglas en torno a las comidas en familia (“en mi familia uno debe comerse todos los alimentos servidos, incluso si a uno le gustan”). Para cada tema se construye un índice a partir del promedio de las repuestas a los respectivos indicadores o ítems, en donde altas puntuaciones indican altos grados en los que se presentan dichas características en las familias de los jóvenes, tal y como ellos lo perciben.

a. Resultados sobre confiabilidad

Consistencia interna. Los cuatro ítems del ambiente que rodea las comidas en familia presentaron un coeficiente de consistencia interna Alfa de Cronbach de .76; mientras que los cinco ítems que refieren a la prioridad de las comidas en familia obtuvieron un Alfa de Cronbach de .61 Finalmente los cinco ítems referidos a las reglas de las comidas en familia presentaron un coeficiente de consistencia interna de .48.

b. Resultados sobre validez

Evidencias de validez convergente y discriminante. Tal y como se describió anteriormente, las puntuaciones en las medidas del ambiente a la hora de comer en familia, la prioridad que se otorga a las comidas en familia y las estructuras y reglas de las comidas en familia se correlacionaron positivamente con el estilo autoritativo de ambos progenitores; y negativamente con el estilo autoritario y permisivo, particularmente de las madres.

Para los modelos SEM, las puntuaciones medias de cada uno de los tres índices componen el constructo “comidas en familia”.

Escala de identificación con el grupo de pares

Descripción general:

La escala de identificación con el grupo de pares fue construida para este estudio a partir de literatura sobre identificación social (Luhtanen & Crocker, 1992) y estudios previos realizados en el contexto costarricense (Pérez-Sánchez & Smith-Castro, 2008). La escala está compuesta por 17 reactivos de falso y verdadero que describen el grado de identificación con los amigos y amigas. Ejemplos de los reactivos son: “me siento muy bien con mis amigos y amigas”; “estoy feliz de pertenecer a mi grupo de amigos y amigas”, y “preferiría tener otro grupo de amigos (inverso)”. Para construir la escala de identificación con el grupo de pares se calcula el promedio de las respuestas a los 17 ítems (una vez recodificados los ítems inversos), en donde altas puntuaciones indican altos niveles de identificación.

a. Resultados de confiabilidad

Evidencias de consistencia interna. Los ítems presentan una consistencia interna aceptable indicada por un coeficiente Alfa de Cronbach de .78 y correlaciones ítem-total (coeficientes de discriminación) entre .20 y .50.

b. Resultados sobre validez

Evidencias de validez de constructo. Las puntuaciones de esta escala se encontraron asociadas a medidas de auto-reporte sobre la influencia de los pares (amigos y amigas) en las elecciones de alimentos, que se describirán en los siguientes párrafos.

Para los modelos SEM, las puntuaciones medias de esta escala puede ser parte de los indicadores del constructo “influencia de pares”.

7. Escala de influencia del grupo de pares en la selección de alimentos

Descripción general:

Este instrumento fue diseñado exclusivamente para la presente investigación. Se trata de 20 reactivos de falso y verdadero que describen la influencia que ejercen las amigas (10 ítems) y los amigos (10 ítems) sobre la elección de los alimentos. Ejemplos de los reactivos son: “yo como parecido a lo que comen mis amigos”, “mis amigas se burlan de mí, cuando como algo diferente a lo que ellas comen”.

a. Resultados sobre confiabilidad.

Evidencias de consistencia interna. Los coeficientes de consistencia interna Alfa de Cronbach para cada subescala oscilaron entre .45 (sanción de los amigos por una selección de alimentos diferente) a .79 (conformidad con la elección de los alimentos de las amigas).

b. Resultados sobre validez

Análisis de factores exploratorios evidenciaron dos grandes factores: a) los reactivos que describen la conformidad con la selección de alimentos que realizan los amigos y amigas y b) los reactivos que describen la sanción que los amigos y amigas ejercen por comer diferente. A partir de estos resultados se construyeron dos subescalas, promediando las respuestas a los ítems de cada factor (una vez recodificados los ítems inversos), en donde altas puntuaciones indican altos niveles de conformidad o sanción percibida. En total se construyeron cuatro subescalas: a) Conformidad con la selección de alimentos de los amigos, b) Conformidad con selección de alimentos de las amigas, c) sanción de los amigos por una selección de alimentos diferentes y d) sanción de las amigas por una selección de alimentos diferente.

Evidencias de validez de convergente y discriminante. Las subescalas homólogas se correlacionaron positivamente. Esto es, la conformidad con la elección de alimentos de los amigos correlacionó positivamente con la conformidad con la elección de alimentos de las amigas ($r = .43, p < .001$); mientras que la sanción de los amigos por una selección de alimentos diferente correlacionó positivamente con la sanción ejercida por las amigas ($r = .43, p < .001$). Por otra parte, las puntuaciones de la escala de identificación con el grupo de pares (descrita anteriormente) correlacionaron con el reporte de conformidad con las amigas ($r = .35, p < .001$). y los amigos ($r = .30, p < .001$). a la hora de elegir alimentos. Sin embargo, la identificación con el grupo de pares no correlacionó significativamente con la sanción por elegir alimentos diferentes. En general, este patrón de correlaciones sugiere que

la identificación con el grupo de pares, a nivel general, se refleja también en aspectos específicos como en la conformidad con la elección de alimentos.

Para los modelos SEM, las puntuaciones medias de las escalas de conformidad puede ser parte de los indicadores del constructo “influencia de pares”. Se debe estudiar si las subescalas de sanción pueden ser consideradas también como indicadores de este constructo (de manera inversa) o bien excluirlas del modelo de medida. Igualmente es necesario explorar la pertinencia de distinguir la influencia de las amigas y de los amigos, mediante la creación de dos constructos separados.

Referencias bibliográficas

- Crowne, D. P. & Marlowe, D. (1960). A New Scale of Social Desirability Independent of Psychopathology, *Journal of Consulting Psychology*, 24, 349-354.
- Francis, J., Eccles, M. P., Johnston, M., Walker, A. E., Grimshaw, J. M., Foy, R., ... & Bonetti, D. (2004). *Constructing questionnaires based on the theory of planned behaviour: A manual for health services researchers*. Centre for Health Services Research, University of Newcastle upon Tyne, UK.
- Glick, P., & Fiske, S. T. (1997). Hostile and benevolent sexism: Measuring ambivalent sexist attitudes toward women. *Psychology of Women Quarterly*, 21(1), 119-135.
- Guadagnoli, E., & Velicer, W. F. (1988). Relation of sample size to the stability of component patterns. *Psychological Bulletin*, 103, 265- 275. doi:10.1037/0033-2909.103.2.265
- Hogen PD (1988) *The relationship between individual psychological characteristics and factors associated with family use of food as predictors of disturbed eating attitudes and behaviors in adolescents*. Disertación Doctoral, University of Hartford
- Luhtanen, R., & Crocker, J. (1992). A collective self-esteem scale: Self evaluation of one's social identity. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 18, 302-318.
- Malhotra N. K., Dash S. (2011). *Marketing Research an Applied Orientation*. London: Pearson Publishing.
- Monge-Rojas, R., Fuster-Baraona, T., Garita, C., Sánchez, M., Smith-Castro, V., Valverde-Cerros, O., & Colon-Ramos, U. (2015). The influence of gender stereotypes on eating habits among Costa Rican adolescents. *American Journal of Health Promotion*, 29(5), 303-310.
- Neumark-Sztainer, D., Larson, N. I., Fulkerson, J. A., Eisenberg, M. E., & Story, M. (2010). Family meals and adolescents: what have we learned from Project EAT (Eating Among Teens)? *Public Health Nutrition*, 13(7), 1113-1121.
- O'Connor, T. M., Hughes, S. O., Watson, K. B., Baranowski, T., Nicklas, T. A., Fisher, J. O., ... & Shewchuk, R. M. (2010). Parenting practices are associated with fruit and vegetable consumption in pre-school children. *Public Health Nutrition*, 13(1), 91-101.

- Pearson, N., Atkin, A. J., Biddle, S. J., Gorely, T., & Edwardson, C. (2010). Parenting styles, family structure and adolescent dietary behaviour. *Public Health Nutrition*, 13(8), 1245-1253.
- Pérez, R. & Smith-Castro, V. (2008). Comunicación Intergeneracional: El Cuestionario de Percepción de la Comunicación Intergeneracional (CPCI) en el contexto costarricense. *Revista Interamericana de Psicología/Interamerican Journal of Psychology*, 42(3), 589-603.
- Querido, J. G., Warner, T. D., & Eyberg, S. M. (2002). Parenting styles and child behavior in African American families of preschool children. *Journal of Clinical Child and Adolescent Psychology*, 31(2), 272-277.
- Robinson C.C., Mandleco B., Olsen S.F., Hart C.H. (2001). The Parenting Styles and Dimensions Questionnaire (PSDQ). In: Perlmutter BF, Touliatos J, Holden GW, eds. *Handbook of Family Measurement Techniques: Vol. 3. Instruments & Index*. Thousand Oaks, CA: Sage:319-321.
- Russell, A., Hart, C., Robinson, C., & Olsen, S. (2003). Children's sociable and aggressive behaviour with peers: A comparison of the US and Australia, and contributions of temperament and parenting styles. *International Journal of Behavioral Development*, 27(1), 74-86.
- Velicer, W. F., & Fava, J. L. (1998). Effects of variable and subject sampling on factor pattern recovery. *Psychological Methods*, 3(2), 231.
- Vollmer, R. L., & Mobley, A. R. (2013). Parenting styles, feeding styles, and their influence on child obesogenic behaviors and body weight. A review. *Appetite*, 71, 232-241.

Anexos

1. Escala de razones para fumar tabaco: Análisis Factorial Confirmatorio, y análisis adicionales sobre validez y confiabilidad

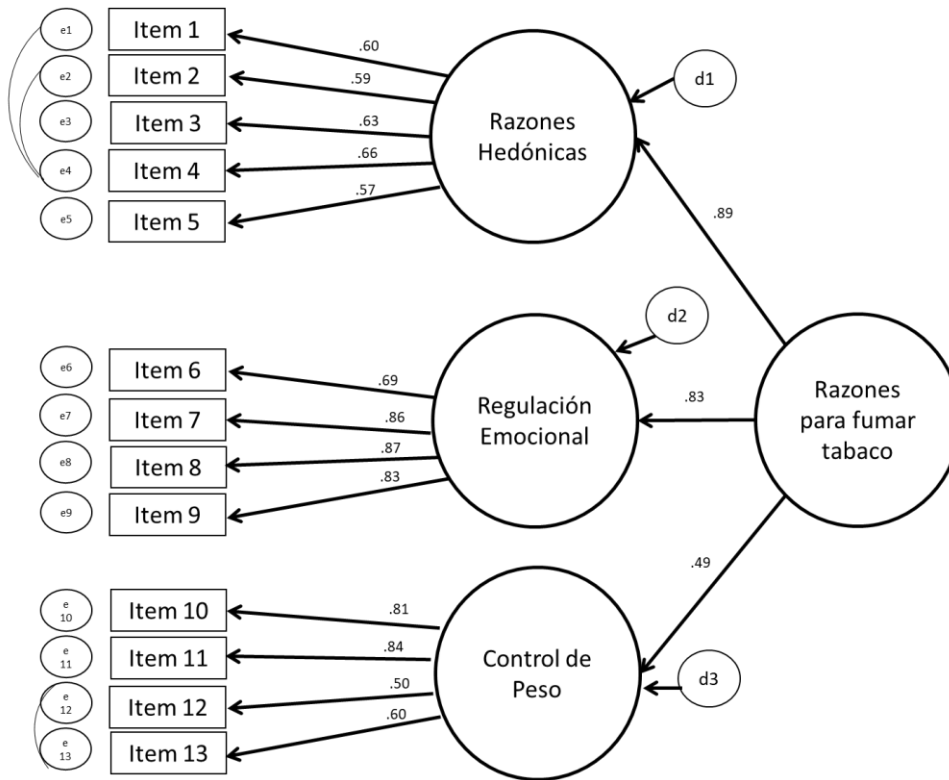
Se realizó un Análisis Factorial Confirmatorio, con el 75% de la muestra (submuestra: $n = 611$), escogido al azar, que complementa al análisis factorial exploratorio de esta escala, expuesto en la primera sección de este documento. Con esto se ponen a prueba, mediante otra estrategia analítica, los hallazgos reportados anteriormente.

Esta submuestra tuvo una edad promedio de 15.03 (DT = 1.71, de los 12 a los 19 años), con 34.2% de hombres ($n = 209$) y 65.8% de mujeres ($n = 402$).

Se especifica un modelo jerárquico con tres factores, en consonancia con los resultados del modelo exploratorio. Se asume que estos factores son indicadores de un factor de segundo orden, “Razones para fumar tabaco”, el cual funcionaría como un indicador indirecto de las actitudes de los adolescentes hacia el fumado de tabaco. Según los índices de modificación, se especifican algunas correlaciones entre residuos.

El modelo resultante presenta un buen ajuste: $\chi^2(59) = 166.92, p < .001, \chi^2/df = 2.82, CFI = .96, TLI = .95, RMSEA = .055, 90\% CI [.045; .065]^1$. La siguiente figura presenta detalles del modelo.

¹ El ajuste del modelo, sin especificar correlaciones entre residuos, es: $\chi^2(62) = 216.46, p < .001, \chi^2/df = 3.49, CFI = .95, TLI = .93, RMSEA = .064, 90\% CI [.055; .073]$.



Consistencia interna. En esta muestra el Alfa de Cronbach fue de .74, .86, y .77, para las dimensiones de Razones Hedónicas, Regulación Emocional y Control de Peso, respectivamente. La consistencia de la escala total es: .85.

Consideraciones sobre validez convergente y divergente de las dimensiones de la Escala de Razones para Fumar Tabaco. Cuando se trabaja con Análisis Factorial Confirmatorio, se considera como indicador de validez convergente (los ítems de una subescala, que se encuentran teóricamente relacionados, deberían correlacionar fuertemente) la Varianza Extraída Promedio ($AVE > .5$), aunque esta es a veces considerada conservadora y estricta (Malhotra & Dash, 2011). Como evidencia de validez discriminante (el grado en el que una medida no es el reflejo de alguna otra variable), se suele usar el criterio de que la Varianza Compartida Máxima sea menor que la Varianza Extraída Promedio ($MSV < AVE$) y que la raíz cuadrada del AVE sea mayor que las correlaciones entre constructos. Además, se considera que la Confiabilidad Compuesta (CR) debería ser mayor a .7. En el cuadro siguiente se presentan los resultados del AVE, MSV y CR, así como las correlaciones entre constructos, todo calculado a partir de las correlaciones y regresiones estándar del modelo de AFC de primer orden.

	CR	AVE	MSV	$\sqrt{\text{AVE}}$	Regulación Emocional	Control de Peso	Razones hedónicas
Regulación Emocional	0,868	0,626	0,537	0,892	0,791		
Control de Peso	0,786	0,489	0,187	0,930	0,402	0,699	
Razones hedónicas	0,748	0,373	0,537	0,942	0,733	0,432	0,611

A partir de estos resultados se encuentra evidencia de validez convergente para la dimensión de regulación emocional, y para la dimensión de control de peso el AVE es cercano a lo recomendado. No sucede lo mismo con la dimensión de razones hedónicas, en la que habría preocupaciones por baja validez convergente.

En validez discriminante hay preocupaciones para la dimensión de razones hedónicas, pues el AVE es menor al MSV, que podría estudiarse con nuevas formulaciones de la escala en futuros estudios.

Para la confiabilidad compuesta los niveles obtenidos en todas las dimensiones son superiores a los recomendados.

2. Escala de razones para no fumar tabaco: Análisis Factorial Confirmatorio y análisis adicionales sobre validez y confiabilidad

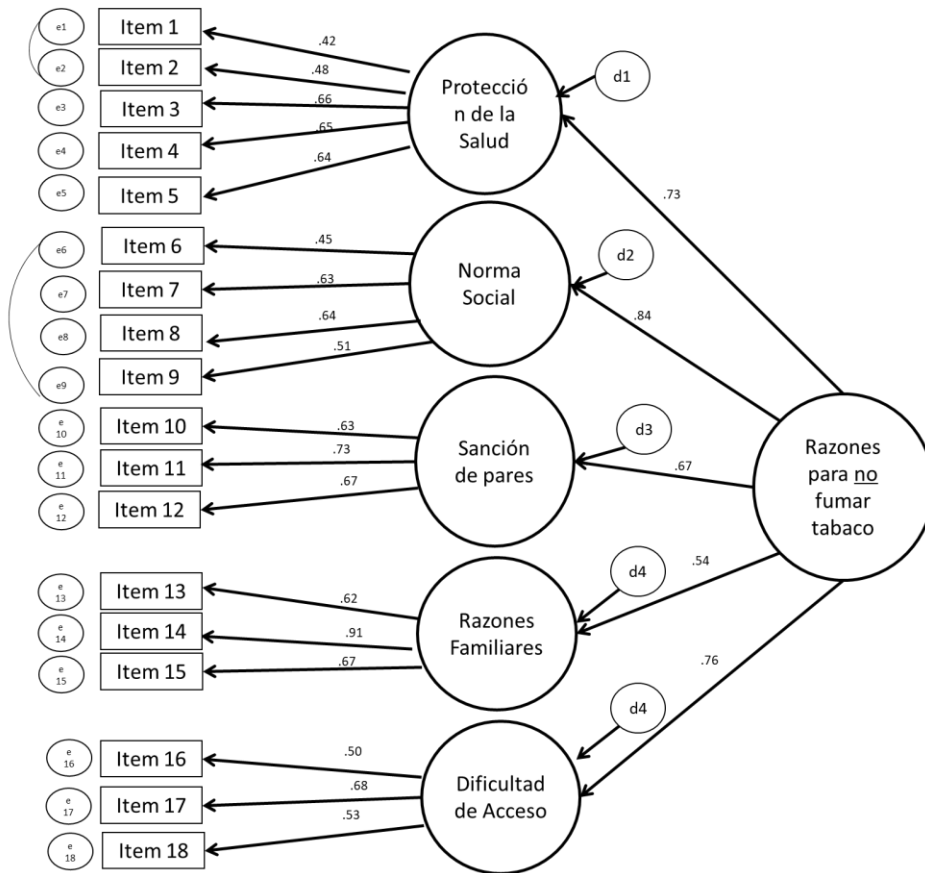
Se realizó un Análisis Factorial Confirmatorio, con el 75% de la muestra (submuestra: $n = 611$), escogido al azar, que complementa al análisis factorial exploratorio de esta escala, expuesto en la primera sección de este documento. Con esto se ponen a prueba, mediante otra estrategia analítica, los hallazgos reportados anteriormente.

Esta submuestra corresponde a la utilizada para el AFC de la Escala de Razones para Fumar y, por ende, cuenta con sus mismas características: una edad promedio de 15.03 (DT = 1.71, de los 12 a los 19 años), con 34.2% de hombres ($n = 209$) y 65.8% de mujeres ($n = 402$).

Se especificó un modelo de cinco factores de primer orden, en consonancia con los resultados del modelo exploratorio. Según los índices de modificación, se especificaron algunas correlaciones entre residuos. El ajuste de este modelo fue satisfactorio: $\chi^2(123) = 247.83$, $p < .001$, $\chi^2 / df = 2.01$, CFI = .95, TLI = .94, RMSEA = .041, 90% CI [.033; .048], AIC = 343.83.

Como estos cinco factores podrían ser considerados ser indicadores en general de un factor de segundo orden, “Razones para no fumar tabaco”, cuyo ajuste puede diferir del ajuste del modelo de factores de primer orden, también se estimó un modelo jerárquico, cuyo ajuste también es satisfactorio: $\chi^2(127) = 311.34$, $p < .001$, $\chi^2 / df = 2.45$, CFI = .93, TLI = .92, RMSEA = .049, 90% CI [.042; .056], AIC = 399.34². La siguiente figura brinda detalles del modelo.

² El ajuste del modelo, sin especificar correlaciones entre residuos, fue: $\chi^2(130) = 394.27$, $p < .001$, $\chi^2 / df = 3.03$, CFI = .90, TLI = .88, RMSEA = .058, 90% CI [.051; .064], AIC = 476.27.



Consistencia interna. En esta muestra el Alfa de Cronbach fue de .66, .66, .75, 76, y .58 para las dimensiones de Protección de la Salud, Normas Sociales, Sanción de Pares, Razones Familiares, y Regulación al Acceso, respectivamente. Por ende, la consistencia interna de “Regulación de Acceso” fue pobre, y las de “Protección de la Salud” y “Normas Sociales” fueron cuestionables. La consistencia de la escala completa fue de .83.

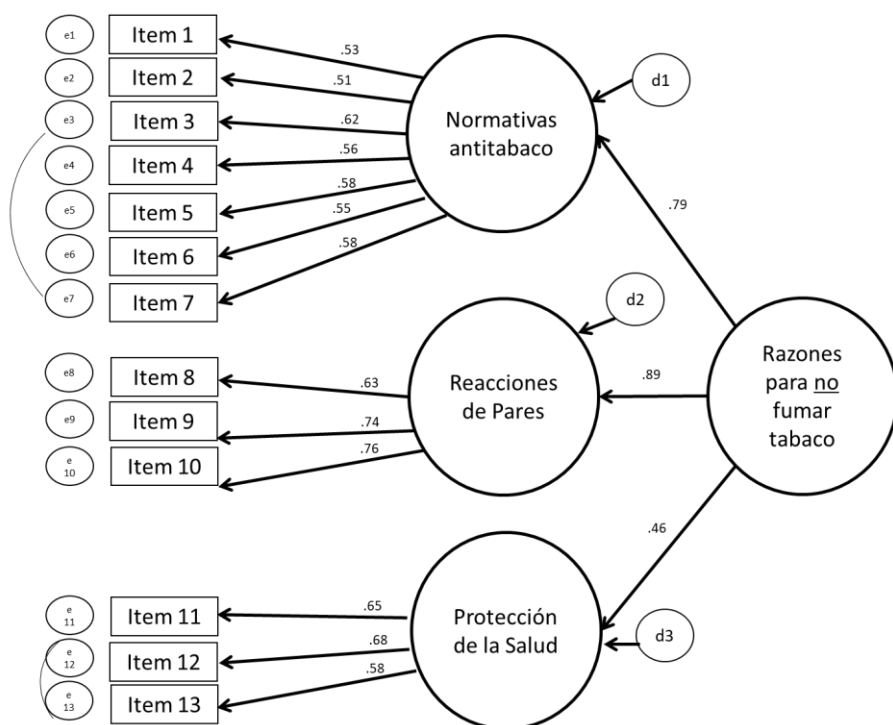
Consideraciones sobre validez convergente y divergente de las dimensiones de la Escala de Razones para No Fumar tabaco. Cuando se trabaja con Análisis Factorial Confirmatorio, se considera como indicador de validez convergente (los ítems de una subescala, que se encuentran teóricamente relacionados, deberían correlacionar fuertemente) la Varianza Extraída Promedio ($AVE > .5$), aunque la Varianza Extraída es considerada una medida de validez convergente más conservadora y estricta que, por ejemplo, la confiabilidad compuesta (Malhotra & Dash, 2011). Como evidencia de validez discriminante (el grado en el que una medida no es el reflejo de alguna otra variable), se suele esperar que la Varianza Compartida Máxima sea menor que la Varianza Extraída Promedio ($MSV < AVE$) y que la raíz cuadrada del AVE sea mayor que las correlaciones entre constructos. Además, se considera la Confiabilidad Compuesta (CR) debería ser mayor a .7. En el cuadro inferior se presentan los resultados del AVE, MSV y CR, así como las correlaciones entre constructos, todo calculado a partir de las correlaciones y regresiones estándar del modelo de primer orden.

	CR	AVE	MSV	\sqrt{AVE}	Regulación de Acceso	...Salud	Normas ...	Sanción Social	Razones Familiares
Regulación de Acceso	0,587	0,326	0,524	0,610	0,571				
Protección de la Salud	0,675	0,302	0,237	0,799	0,442	0,550			
Normas Sociales	0,598	0,272	0,843	0,845	0,724	0,487	0,521		
Sanción Social	0,755	0,508	0,843	0,897	0,622	0,367	0,918	0,713	
Razones Familiares	0,782	0,553	0,215	0,940	0,464	0,381	0,408	0,386	0,744

Estos resultados generan preocupaciones sobre la validez convergente del modelo: tres de cinco dimensiones tuvieron AVEs menores a .5, en específico, en “Regulación de Acceso”, “Protección de la Salud”, y “Normas Sociales”. También hay preocupaciones sobre la validez discriminante: en tres de las cinco dimensiones los MSVs fueron superiores a los AVEs. Sólo para “Protección para la Salud” y en “Razones Familiares” el AVE fue superior al MSV, según lo recomendado. Igualmente, la confiabilidad compuesta fue menor a lo recomendado para los factores de Regulación de Acceso, Protección de la Salud y Normas Sociales.

1.2.b. Escala de razones para no fumar tabaco, versión alternativa: Análisis Factorial Confirmatorio, y análisis adicionales sobre validez y confiabilidad

Con la misma muestra, pero usando como base los resultados del Análisis Factorial Exploratorio del modelo alternativo de la sección 1, se especificó un modelo de tres factores, que serían indicadores del factor de segundo orden “Razones para no Fumar Tabaco”. Según los índices de modificación, se especificaron algunas correlaciones entre residuos. El ajuste de este modelo fue satisfactorio: $\chi^2(59) = 166.92$, $p < .001$, $\chi^2 / df = 2.82$, CFI = .96, TLI = .95, RMSEA = .055, 90% CI [.045; .065]³. Detalles del modelo pueden ser vistos en la siguiente figura:



Consistencia interna. En esta muestra, y para este modelo alternativo de la Escala de Razones para no fumar tabaco, el Alfa de Cronbach fue de .76, .75, y .65, para las dimensiones de Normativa Anti-tabaco, Reacción de Pares, y Protección de la Salud, respectivamente. La consistencia para toda la escala fue de .81.

Consideraciones sobre validez convergente y divergente de las dimensiones de la Escala de Razones para No Fumar tabaco, versión alternativa. Cuando se trabaja con Análisis Factorial Confirmatorio, se consideran como indicador de validez convergente (los ítems de una subescala, que se encuentran teóricamente relacionados, deberían

³ El ajuste para un modelo de primer orden de tres factores y uno de segundo orden con tres factores es el mismo.

correlacionar fuertemente) la Varianza Extraída Promedio ($AVE > .5$), aunque la Varianza Extraída es considerada una medida de validez convergente más conservadora y estricta que, por ejemplo, la confiabilidad compuesta (Malhotra & Dash, 2011). Como evidencia de validez discriminante (el grado en el que una medida no es el reflejo de alguna otra variable), se suele esperar que la Varianza Compartida Máxima sea menor que la Varianza Extraída Promedio ($MSV < AVE$) y que la raíz cuadrada del AVE sea mayor que las correlaciones entre constructos. Además, se considera la Confiabilidad Compuesta (CR) debería ser mayor a .7. En el cuadro inferior se presentan los resultados del AVE, MSV y CR, así como las correlaciones entre constructos, todo calculado a partir de las correlaciones y coeficientes de regresiones estándar del modelo de primer orden.

	CR	AVE	MSV	\sqrt{AVE}	Reacciones de sanción de Pares	Normativas Anti-tabaco	Protección de la salud
Reacciones de sanción de Pares	0,754	0,507	0,493	0,764	0,712		
Normativas Anti-tabaco	0,764	0,316	0,493	0,867	0,702	0,563	
Protección de la Salud	0,675	0,410	0,171	0,896	0,413	0,364	0,640

De estos resultados se encuentran evidencias de validez convergente para “Reacciones de sanción de Pares”, sin embargo, los niveles de AVE para las otras dos dimensiones fueron menores a los recomendados.

En lo que es validez discriminante, también hay preocupaciones para la dimensión de Normativas Anti-tabaco ($AVE < MSV$). La confiabilidad compuesta estuvo sobre los niveles recomendados para “reacciones de sanción de pares” y “normativas anti-tabaco”, y cercano a los niveles recomendados en el caso de “protección de la salud”.

2. Escala de razones para fumar marihuana: Análisis Factorial Confirmatorio, y análisis adicionales sobre validez y confiabilidad

Se realizó un Análisis Factorial Confirmatorio, con el 75% de la muestra (submuestra: $n = 611$), escogido al azar, que complementa al análisis factorial exploratorio de esta escala, expuesto en la primera sección de este documento. Con esto se ponen a prueba, mediante otra estrategia analítica, los hallazgos reportados anteriormente.

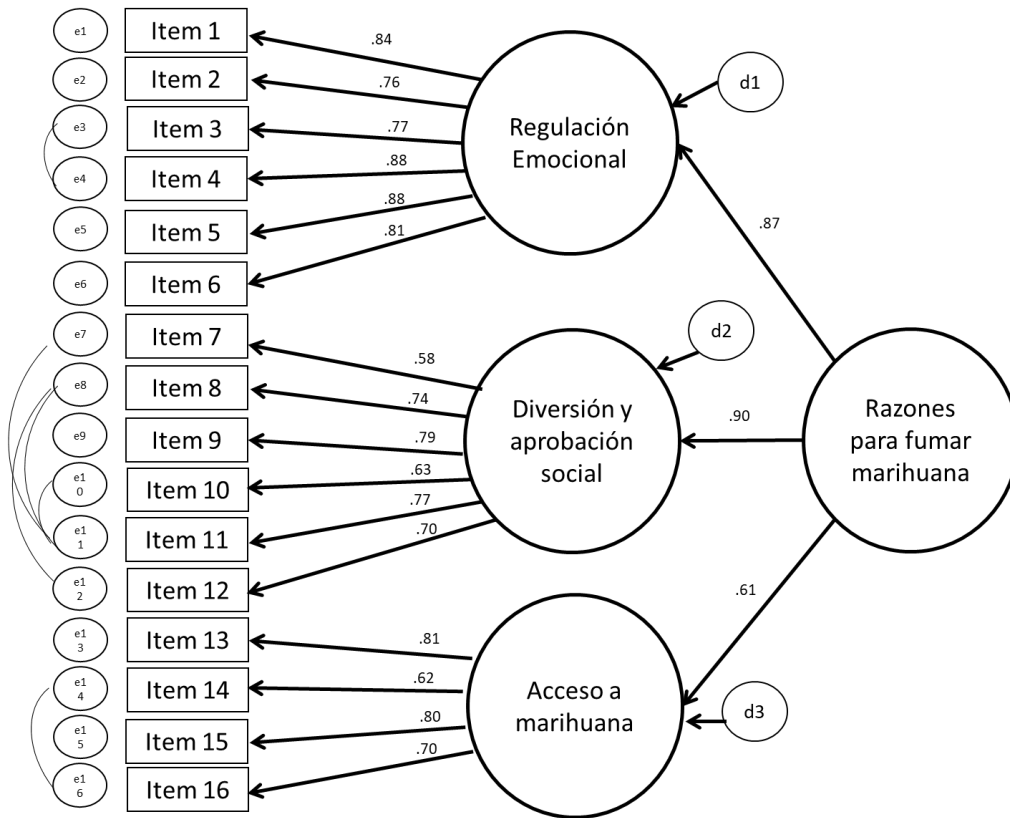
Esta submuestra tuvo una edad promedio de 15.03 (DT = 1.71, de los 12 a los 19 años), con 34.2% de hombres ($n = 209$) y 65.8% de mujeres ($n = 402$).

Se especifica un modelo jerárquico con tres factores, coincidentes con los encontrados en el modelo exploratorio. Se asume que estos factores son indicadores de un factor de segundo orden, “Razones a favor del fumado de marihuana”, el cual funcionaría como un indicador indirecto de las actitudes de los adolescentes hacia el consumo de marihuana. Como método de estimación se utiliza el de Máxima Verosimilitud y, según los índices de modificación, se especifican algunas correlaciones entre residuos.

El modelo resultante presenta un buen ajuste: $\chi^2(95) = 253.22$, $p < .001$, $\chi^2/df = 2.66$, CFI = .97, TLI = .96, RMSEA = .052, 90% CI [.045; .060]⁴.

Detalles del modelo pueden observarse en la siguiente figura.

⁴ El ajuste del modelo sin especificar correlaciones entre residuos es: $\chi^2(101) = 399.31$, $p < .001$, $\chi^2/df = 3.95$, CFI = .95, TLI = .94, RMSEA = .070, 90% CI [.062; .077]



Consistencia interna. En esta muestra el Alfa de Cronbach fue de .93, .84, y .83, para las dimensiones de Regulación Emocional, Diversión y Aprobación Social, y Accesibilidad, respectivamente. En general, la consistencia de la escala completa fue de .92.

Consideraciones sobre validez convergente y divergente de las dimensiones de la Escala de Razones para Fumar Marihuana.

Cuando se trabaja con Análisis Factorial Confirmatorio, se consideran como indicador de validez convergente (los ítems de una subescala, que se encuentran teóricamente relacionados, deberían correlacionar fuertemente) la Varianza Extraída Promedio ($AVE > .5$), aunque la Varianza Extraída es considerada una medida de validez convergente más conservadora y estricta que, por ejemplo, la confiabilidad compuesta (Malhotra & Dash, 2011). Como evidencia de validez discriminante (el grado en el que una medida no es el reflejo de alguna otra variable), se suele esperar que la Varianza Compartida Máxima sea menor que la Varianza Extraída Promedio ($MSV < AVE$) y que la raíz cuadrada del AVE sea mayor que las correlaciones entre constructos. Además, se considera la Confiabilidad Compuesta (CR) debería ser mayor a .7. En el cuadro inferior se presentan los resultados del AVE, MSV y CR, así como las correlaciones entre constructos, todo calculado a partir de las correlaciones y regresiones estándar del modelo de primer orden.

	CR	AVE	MSV	$\sqrt{\text{AVE}}$	1	2	3
1. Regulación Emocional	0,927	0,681	0,604	0,934	0,825		
2. Accesibilidad	0,823	0,540	0,297	0,951	0,528	0,735	
3. Diversión y aprobación social	0,855	0,498	0,604	0,963	0,777	0,545	0,706

De la tabla anterior, encontramos evidencias de validez convergente para las dimensiones de regulación emocional y accesibilidad. La validez convergente de “diversión y aprobación” está prácticamente en el criterio de corte.

En lo que es la validez discriminante, la dimensión de diversión y aprobación presenta algunos motivos de preocupación ($\text{AVE} < \text{MSV}$), que podrían ser trabajados en futuros estudios.

La confiabilidad compuesta se encuentra sobre los niveles recomendados.