PRAXIS
Revista Dominicana de Investigación en Salud

Vol. 1 · Núm. 1 · Artículo 5
e-ISSN 3117-2857

ARTÍCULO ORIGINAL · Mente, Conducta y Bienestar

Validez de constructo y fiabilidad del cuestionario FACES III en familias de Santo Domingo, República Dominicana

Construct validity and reliability of the FACES III questionnaire in families from Santo Domingo, Dominican Republic

Fausto Antonio Suriel Rosario

Director del Departamento de Imágenes Médicas y coordinador de posgrado de la Maestría en Investigación Científica, Universidad Católica Santo Domingo, Santo Domingo, República Dominicana.

DOI
https://doi.org/10.68876/praxis.0005

ORCID
Fausto Antonio Suriel Rosario
0009-0008-7746-8994

Palabras clave (DeCS)
Relaciones Familiares
Psicometría
Reproducibilidad de Resultados
Análisis Factorial
Encuestas y Cuestionarios
Estudios de Validación

Keywords (MeSH)
Family Relations
Psychometrics
Reproducibility of Results
Factor Analysis, Statistical
Surveys and Questionnaires
Validation Study

Responsable de correspondencia
Fausto Antonio Suriel Rosario
fsuriel@ucsd.edu.do

Historia editorial

Recepción
06/06/2026

Aceptación
30/09/2026

Publicado
04/11/2026

Resumen

Introducción: La evaluación del funcionamiento familiar exige instrumentos con propiedades psicométricas adecuadas a la población estudiada. Examinar las puntuaciones del FACES III en Santo Domingo aporta evidencia para delimitar su uso en este contexto.

Objetivo: Evaluar la estructura interna y la consistencia interna del FACES III en participantes de Santo Domingo, República Dominicana, y la estabilidad de los resultados mediante análisis de sensibilidad.

Métodos: Estudio psicométrico transversal basado en 385 cuestionarios recogidos entre febrero y mayo de 2018 por muestreo no probabilístico por cuotas. Se aplicaron componentes principales, rotación Varimax, análisis paralelo y alfa de Cronbach. Se evaluó la sensibilidad con 310 patrones únicos y con los primeros 314 registros.

Resultados: KMO = 0,862; Bartlett $\chi^2(190) = 2191{,}15$; $p < 0{,}001$. El análisis paralelo sugirió tres componentes, con 44,82 % de varianza. El alfa global fue 0,780; cohesión y adaptabilidad originales obtuvieron 0,797 y 0,575. Las agrupaciones rotadas alcanzaron 0,870, 0,686 y 0,468. Setenta y cinco filas reprodujeron un patrón anterior. Con 310 patrones únicos se mantuvieron tres componentes y el alfa de adaptabilidad fue 0,558.

Conclusiones: El FACES III presentó una estructura exploratoria de tres componentes y mayor consistencia en cohesión que en adaptabilidad. Los resultados se mantuvieron en los análisis de sensibilidad, pero requieren confirmación en una muestra independiente antes de utilizarse para la interpretación clínica.

Abstract

Introduction: Assessing family functioning requires instruments with psychometric properties appropriate to the population studied. Examining FACES III scores in Santo Domingo provides evidence to delineate its use in this context.

Objective: To evaluate the internal structure and internal consistency of FACES III among participants from Santo Domingo, Dominican Republic, and the stability of the findings through sensitivity analyses.

Methods: Cross-sectional psychometric study of 385 questionnaires collected from February to May 2018 using non-probability quota sampling. Principal components analysis, Varimax rotation, parallel analysis, and Cronbach's alpha were applied. Sensitivity was examined using 310 unique response patterns and the first 314 records.

Results: KMO was 0.862; Bartlett $\chi^2(190) = 2191.15$; $p < 0.001$. Parallel analysis suggested three components explaining 44.82% of variance. Overall alpha was 0.780; original cohesion and adaptability yielded 0.797 and 0.575. Rotated item groups yielded 0.870, 0.686, and 0.468. Seventy- five rows repeated an earlier response pattern. The three-component result persisted among 310 unique patterns; adaptability alpha was 0.558.

Conclusions: FACES III showed an exploratory three-component structure and higher consistency for cohesion than for adaptability. The findings persisted in sensitivity analyses but require confirmation in an independent sample before being used for clinical interpretation.

Cómo citar: Suriel Rosario FA. Validez de constructo y fiabilidad del cuestionario FACES III en familias de Santo Domingo, República Dominicana. PRAXIS · Rev. Dom. Investig. Salud. 2026;1(1):5. DOI: https://doi.org/10.68876/praxis.0005.

CC BY-NC 4.0

Introducción

El funcionamiento familiar es un constructo: una característica que no se observa directamente y se estudia mediante indicadores de las relaciones entre sus miembros. En el Modelo Circunflejo, la cohesión describe el vínculo emocional familiar y la adaptabilidad o flexibilidad se refiere a los cambios de liderazgo, roles y reglas. La *Family Adaptability and Cohesion Evaluation Scales III* (FACES III) operacionaliza esas dimensiones mediante 20 afirmaciones, diez por dimensión, con cinco opciones de respuesta. [1,2]

La validez se refiere a la justificación de las interpretaciones de las puntuaciones; este estudio examina específicamente su estructura interna. La consistencia interna expresa la relación entre los ítems de una puntuación y puede resumirse mediante alfa de Cronbach. Un alfa global no demuestra unidimensionalidad ni confirma que dos subescalas midan sus respectivos atributos. Estas distinciones son necesarias antes de utilizar resultados psicométricos para describir familias o apoyar decisiones clínicas. [3,4]

El funcionamiento familiar se ha relacionado con bienestar y problemas de salud mental en niños y adolescentes. Una revisión sobre felicidad y dos investigaciones sobre depresión e intentos de suicidio ilustran la pertinencia del tema, aunque sus asociaciones no acreditan las propiedades de un cuestionario en Santo Domingo. [5,6,7] La validación en español realizada en México y las investigaciones de Argentina, España, Uruguay, Chile y Perú muestran que debe atenderse a la versión del instrumento, la población y la técnica estadística empleada. No es válido comparar indiscriminadamente FACES III, FACES IV y versiones abreviadas como si fueran una misma escala. [8,9,10,11,12,13]

Un estudio de 2024 en 2888 estudiantes de Odontología de cinco países, con participación dominicana, respaldó dos dimensiones mediante análisis confirmatorio e invariancia. Ese resultado constituye un antecedente relevante, pero no permite asumir equivalencia con participantes reclutados en hospitales, universidades y redes sociales de Santo Domingo. Otra investigación en familias españolas en riesgo psicosocial encontró dificultades para reproducir ambas dimensiones. La evidencia debe interpretarse en cada contexto y por subescala. [14,15]

Este artículo utiliza los mismos registros del trabajo de grado de origen, que ya comunicó KMO, Bartlett, alfa y una solución de tres componentes. No constituye una validación independiente. Se añaden análisis paralelo, consistencia de las subescalas originales, correlaciones ítem-resto y comprobaciones de sensibilidad de los patrones repetidos. Se busca precisar el alcance de la evidencia local y evitar atribuir utilidad clínica a una solución exploratoria. [16]

Objetivo

Evaluar la estructura interna y la consistencia interna del FACES III en participantes de Santo Domingo, República Dominicana, y la estabilidad de los resultados mediante análisis de sensibilidad.

Metodología

Diseño y participantes

Estudio psicométrico observacional, transversal, con datos recogidos entre febrero y mayo de 2018 en Santo Domingo, República Dominicana. El trabajo de grado estimó 951 709 hogares y calculó una meta de 384 personas con una fórmula para población finita, Z = 1,96, proporción esperada de 0,50 y error de 0,05. La captación se realizó por cuotas no probabilísticas, mediante convocatoria en redes sociales y aplicación en hospitales y universidades. Esa fórmula no convierte la selección en probabilística ni garantiza el margen de error poblacional supuesto. [17,18]

La matriz de datos del programa *Statistical Package for the Social Sciences* (IBM SPSS Statistics; IBM Corp., Armonk, NY, Estados Unidos) contiene 385 filas completas de los 20 ítems. La tesis distingue esos 385 cuestionarios de una entrevista adicional a un experto; por tanto, no se atribuye el registro 385 al componente cualitativo. No se documenta la causa administrativa de haber superado la meta en una persona. La unidad registrada es el participante informante, no una familia verificada como independiente. La base analítica no contiene edad, sexo, cuotas alcanzadas ni identificadores de hogar, por lo que no permite describir su distribución ni comprobar agrupación de participantes de una misma familia.

Instrumento y opinión de experto

Se utilizó la versión en español de 20 ítems del FACES III, con respuestas de 1 (nunca) a 5 (siempre). Los ítems impares forman la subescala original de cohesión y los pares, la de adaptabilidad. No se recodificaron ítems como invertidos. La revisión cultural debe examinar comprensión, relevancia y contenido antes de modificar o eliminar reactivos. [1,19] Por separado, un experto en terapia familiar sistémica respondió una entrevista semiestructurada sobre la pertinencia del modelo y de las preguntas. Su opinión se trató como información cualitativa complementaria; no se calculó índice de validez de contenido ni acuerdo interjueces.

Procesamiento y análisis

La tabulación original se realizó en *Excel* y el procesamiento del trabajo de grado en *SPSS*; no se documentó su versión. [20] Para este análisis adicional se utilizaron los 20 campos del archivo *SPSS* aportado y se verificó que la variable Suma coincidiera con la suma por fila. El reporte se revisó con *Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology* (STROBE) y con criterios pertinentes de *COnsensus-based Standards for the selection of health Measurement INstruments* (COSMIN). Estas guías orientan el reporte y no sustituyen la evaluación de la calidad de los datos. [21,22]

Se calcularon media, desviación estándar, varianza, correlación con el total y correlación ítem-resto, excluyendo el propio reactivo del puntaje de comparación. Se empleó la matriz de Pearson para reproducir el enfoque original. Se estimaron KMO y esfericidad de Bartlett, y se extrajeron componentes principales. Este procedimiento descompone la varianza total y no equivale a un modelo de factores comunes ni a un análisis confirmatorio. No se calcularon índices de ajuste confirmatorio. [23,24]

CC BY-NC 4.0

La retención se apoyó en análisis paralelo: se compararon autovalores observados con el percentil 95 de 500 matrices obtenidas al permutar independientemente cada columna. Se utilizó el generador PCG64 de *NumPy*, semilla 42, y cuantiles con interpolación lineal. Se retuvieron los componentes consecutivos que superaron su referencia nula. La solución de tres componentes se rotó mediante *Varimax* con normalización de Kaiser; la agrupación descriptiva se basó en la mayor carga absoluta. Los signos de los autovectores se orientaron de forma consistente, sin invertir las respuestas. [25,26]

Se estimó alfa no estandarizado para los 20 ítems, las dos subescalas originales y las tres agrupaciones exploratorias. Se informa 0,70 como referencia convencional, no como garantía de validez ni umbral clínico universal. [3,4,27] Los cálculos adicionales se ejecutaron en *Python* con *NumPy* y *SciPy*; el suplemento incorpora código, versiones y resultados reproducibles. [26,28]

Se conservaron las 385 filas en el análisis principal. Como sensibilidad se repitieron los análisis con un representante de cada patrón (n = 310) y con los primeros 314 registros, anteriores al bloque con mayor concentración de coincidencias. Ninguno de esos escenarios identifica una muestra depurada verdadera: ambos modifican la ponderación de las respuestas. Las agrupaciones de ítems se mantuvieron fijas para comparar sus alfas. No se imputaron valores en el archivo *SPSS*, que no presentaba celdas vacías.

Resultados

Integridad y descripción de los registros

Los 7700 valores de ítems estuvieron entre 1 y 5 y no se observaron discrepancias con la variable Suma. Se identificaron 75 filas que repetían las 20 respuestas de una fila anterior, equivalentes al 19,5 % del archivo. Setenta de los últimos 71 registros coinciden con patrones de los primeros 314. La matriz individual de la tesis reproduce las mismas coincidencias y coincide con el *SPSS* en todas las celdas no vacías; presenta una celda vacía en el ítem 19 del sujeto 249, donde el *SPSS* contiene 3. Esa concordancia documental no establece la procedencia independiente de los cuestionarios.

Las medias oscilaron entre 1,90 (ítem 20) y 4,70 (ítem 19). Los ítems 18 y 20 presentaron correlaciones ítem-resto negativas, a diferencia de sus pequeñas correlaciones positivas con el total que los incluye. Por tanto, no puede inferirse coherencia de todos los reactivos a partir de las correlaciones ítem-total sin corregir. Las comunalidades de la tabla 1 corresponden a tres componentes, coherentes con la solución retenida.

Tabla 1. Estadísticos por ítem y comunalidades de la solución de tres componentes (n = 385).

Ítem	Media	DE	r total	r resto	h² (3 C)
1	4,23	0,83	0,611	0,549	0,492
2	3,66	0,99	0,675	0,609	0,603
3	4,00	0,80	0,360	0,280	0,373
4	3,31	1,19	0,543	0,441	0,546
5	3,43	1,20	0,230	0,101	0,457
6	2,40	1,07	0,369	0,261	0,291
7	3,68	1,14	0,400	0,288	0,419
8	2,90	0,86	0,319	0,232	0,257
9	3,77	1,01	0,585	0,506	0,587
10	2,45	1,23	0,465	0,349	0,284
11	4,08	0,96	0,710	0,652	0,715
12	2,16	0,98	0,390	0,294	0,497
13	3,75	1,11	0,606	0,520	0,482
14	2,56	0,86	0,255	0,164	0,315
15	3,68	1,01	0,592	0,513	0,584
16	3,38	1,17	0,544	0,445	0,435
17	3,60	1,08	0,680	0,608	0,573
18	1,95	1,28	0,039	-0,100	0,343
19	4,70	0,81	0,505	0,435	0,373
20	1,90	1,04	0,088	-0,026	0,340

Nota. DE: desviación estándar; r total incluye el ítem; r resto lo excluye; h^2: comunalidad de tres componentes. Correlaciones de Pearson y puntuaciones sin inversión.

ARTÍCULO ORIGINAL · Editorial PRAXIS

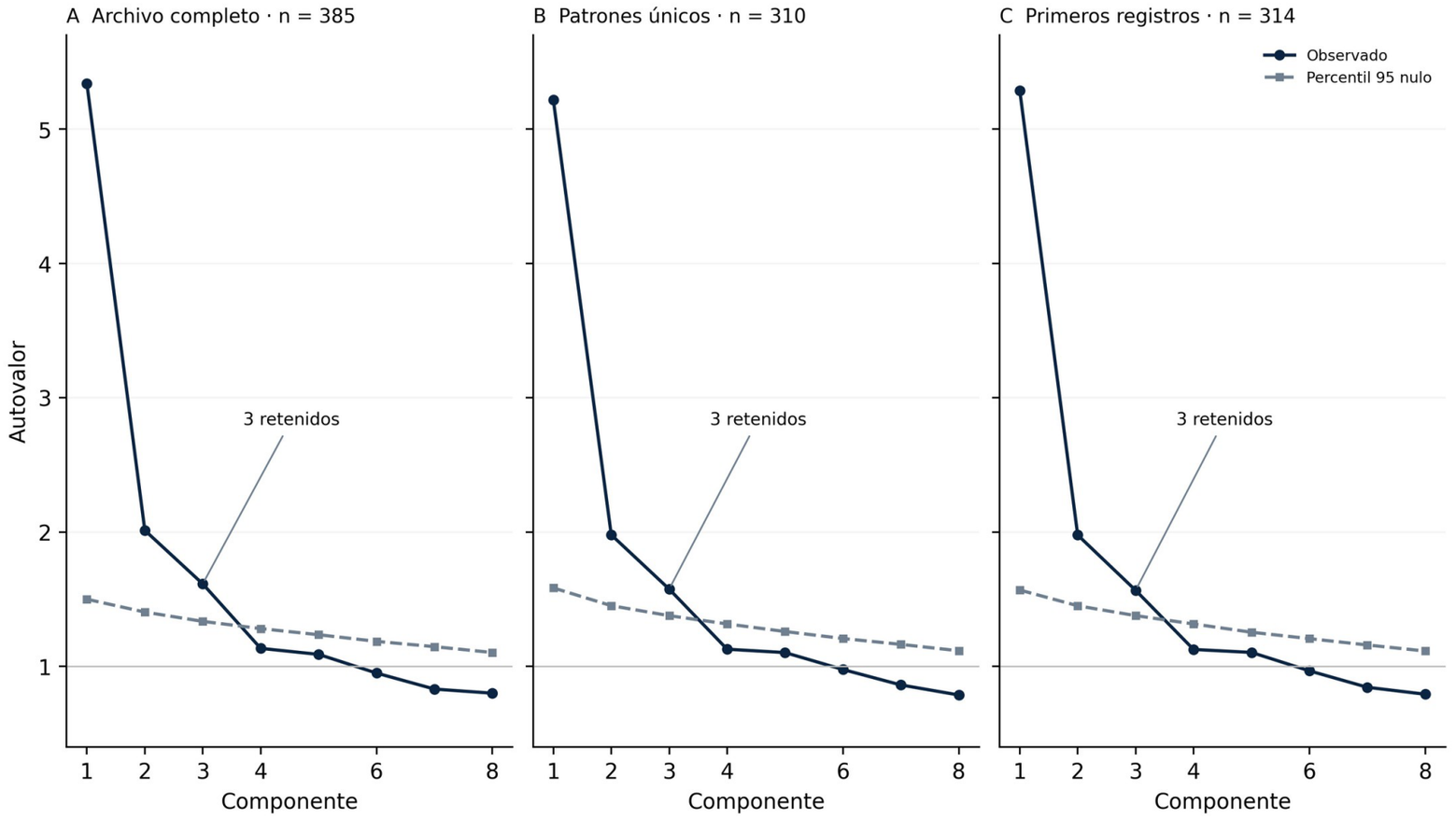
CC BY-NC 4.0

ARTÍCULO ORIGINAL · Editorial PRAXIS

Estructura interna y sensibilidad

El determinante de la matriz de correlaciones fue 0,002968; no se trató como un contraste con nivel de significación 0,05. KMO = 0,862 y Bartlett $\chi^2(190) = 2191{,}15$ ($p < 0{,}001$) apoyaron la posibilidad de reducción de dimensiones, pero no confirmaron una estructura concreta. Cinco autovalores superaron 1. El análisis paralelo respaldó tres componentes: el tercero fue 1,613 frente a una referencia nula de 1,334; el cuarto, 1,133 frente a 1,280 (figura 1).

Figura 1. Autovalores observados y análisis paralelo en tres escenarios.



Nota. 500 permutaciones por escenario; percentil 95; PCG64, semilla 42. La línea en 1 corresponde al criterio de Kaiser.

Los tres componentes explicaron el 44,82 % de la varianza. En los escenarios de patrones únicos y primeros 314 registros se retuvieron también tres, con 43,86 % y 44,15 %, respectivamente (tabla 2). La estabilidad de esa selección no demuestra que las repeticiones sean legítimas ni elimina el posible sesgo de selección o de medición.

Tabla 2. Adecuación, retención y sensibilidad a la ponderación de patrones.

Indicador	385 registros	310 patrones únicos	Primeros 314
N	385	310	314
KMO	0,862	0,856	0,861
Bartlett χ^2 (190 gl)	2191,15	1688,77	1732,72
Alfa de 20 ítems	0,780	0,773	0,780
Varianza de 3 componentes (%)	44,82	43,86	44,15
Componentes retenidos por análisis paralelo	3	3	3

Nota. 500 permutaciones por escenario; percentil 95; PCG64, semilla 42. La línea en 1 corresponde al criterio de Kaiser.

La matriz rotada (tabla 3) conservó cargas cruzadas, especialmente en los ítems 2, 7 y 18. La tercera agrupación reunió ítems originales de ambas dimensiones. En consecuencia, los componentes se identifican como C1, C2 y C3, sin asignarles automáticamente nombres clínicos de cohesión o flexibilidad. La rotación facilita la lectura de las cargas, pero no aumenta la información del estudio ni acredita una estructura final validada.

CC BY-NC 4.0

Tabla 3. Cargas de componentes rotados mediante Varimax y agrupación exploratoria (n = 385).

Ítem	Dimensión original	C1	C2	C3	Mayor carga
1	Cohesión	0,664	0,212	0,083	C1
2	Adaptabilidad	0,444	0,629	0,104	C2
3	Cohesión	0,148	0,573	-0,151	C2
4	Adaptabilidad	0,240	0,698	0,004	C2
5	Cohesión	0,146	-0,248	0,611	C3
6	Adaptabilidad	0,038	0,458	0,282	C2
7	Cohesión	0,434	-0,179	0,446	C3
8	Adaptabilidad	0,150	0,133	0,466	C3
9	Cohesión	0,764	0,003	-0,051	C1
10	Adaptabilidad	0,285	0,440	-0,094	C2
11	Cohesión	0,836	0,123	0,032	C1
12	Adaptabilidad	-0,032	0,663	0,239	C2
13	Cohesión	0,646	0,246	-0,063	C1
14	Adaptabilidad	-0,048	0,236	0,507	C3
15	Cohesión	0,732	0,161	-0,147	C1
16	Adaptabilidad	0,641	0,129	-0,084	C1
17	Cohesión	0,724	0,219	0,018	C1
18	Adaptabilidad	-0,301	0,016	0,502	C3
19	Cohesión	0,602	0,088	0,051	C1
20	Adaptabilidad	-0,221	0,053	0,537	C3

Nota. C1–C3: componentes exploratorios; se mantiene el signo de las cargas. La asignación por mayor carga absoluta no demuestra pureza de cada agrupación ni validez clínica.

Consistencia interna

El alfa de los 20 ítems fue 0,780. Las subescalas originales de cohesión y adaptabilidad obtuvieron 0,797 y 0,575; las agrupaciones rotadas, 0,870, 0,686 y 0,468 (tabla 4). La cohesión mostró mayor consistencia que la adaptabilidad. El alfa global no permite compensar el resultado de esta última ni justificar un puntaje clínico total multidimensional.

Tabla 4. Alfa de Cronbach de las puntuaciones originales y agrupaciones exploratorias.

Puntuación	Ítems	α · 385	α · 310	α · 314
20 ítems	1–20	0,780	0,773	0,780
Cohesión original	Impares	0,797	0,795	0,798
Adaptabilidad original	Pares	0,575	0,558	0,567
Agrupación C1	1, 9, 11, 13, 15, 16, 17, 19	0,870	0,863	0,866
Agrupación C2	2, 3, 4, 6, 10, 12	0,686	0,671	0,676
Agrupación C3	5, 7, 8, 14, 18, 20	0,468	0,445	0,451

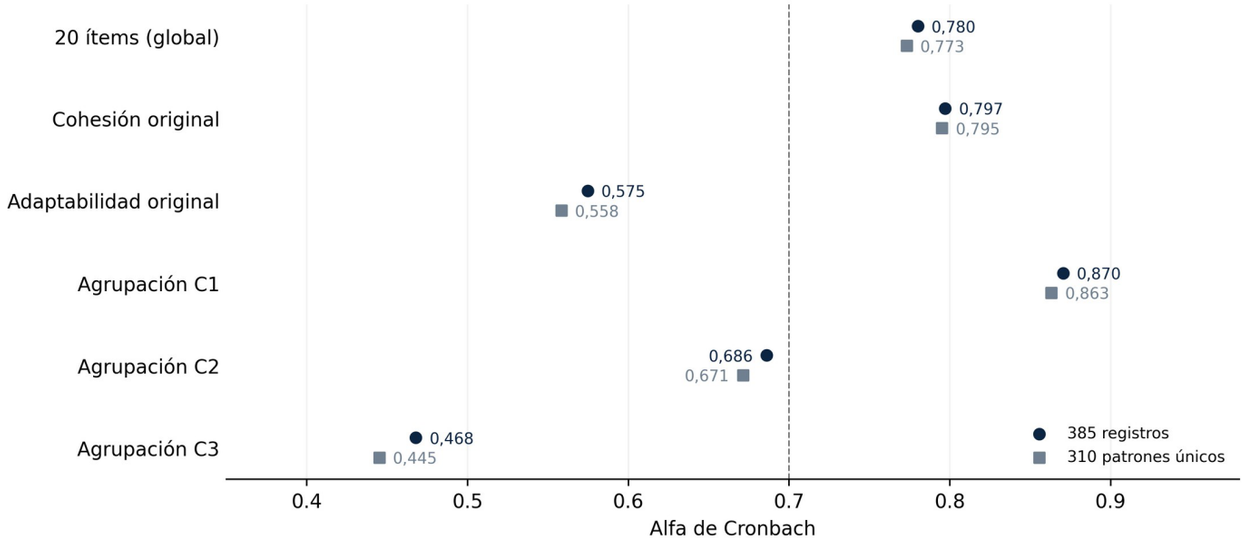
Nota. Las mismas agrupaciones de ítems se mantuvieron en los tres escenarios. El alfa global no acredita unidimensionalidad. No se estimaron estabilidad temporal ni precisión para decisiones individuales.

Con 310 patrones únicos, los alfas fueron 0,773 para el total, 0,795 para cohesión y 0,558 para adaptabilidad. La tercera agrupación pasó de 0,468 a 0,445. El patrón interpretativo se mantuvo en los primeros 314 registros (figura 2). Las diferencias describen sensibilidad a la ponderación; no constituyen una prueba de equivalencia entre escenarios.

ARTÍCULO ORIGINAL · Editorial PRAXIS

CC BY-NC 4.0

Figura 2. Consistencia de las puntuaciones con todos los registros y con un patrón por combinación.



Nota. Las mismas agrupaciones de ítems se mantuvieron en los tres escenarios. El alfa global no acredita unidimensionalidad. No se estimaron estabilidad temporal ni precisión para decisiones individuales.

ARTÍCULO ORIGINAL · Editorial PRAXIS

Opinión cualitativa

El experto consideró útil el Modelo Circunflejo para explorar vínculos, límites, decisiones y cambios familiares. Recomendó combinar instrumentos y revisar la redacción para el contexto dominicano. Se comunica esta valoración como opinión de un informante; no se dispone de un panel ni de entrevistas cognitivas a participantes que permitan establecer suficiencia o comprensión de cada ítem.

Discusión

El hallazgo de mayor utilidad para Santo Domingo es la diferencia entre las puntuaciones originales: cohesión alcanzó alfa de 0,797 y adaptabilidad de 0,575. La baja consistencia de adaptabilidad persistió al modificar la ponderación de los patrones repetidos. La selección de tres componentes puede orientar una nueva exploración, pero la combinación de cargas cruzadas, agrupaciones mixtas y alfa de 0,468 en C3 impide presentar tres subescalas clínicas como resultado validado.

La investigación argentina de Schmidt y colaboradores incluyó 785 padres y 600 adolescentes y examinó tres factores mediante análisis confirmatorio. Esa evidencia ofrece una hipótesis sobre la flexibilidad, pero nuestro procedimiento de componentes principales no reproduce su modelo confirmatorio ni demuestra el mismo ajuste. [9] En España, Jiménez y colaboradores estudiaron 324 familias en riesgo psicosocial y obtuvieron propiedades aceptables para una escala de cohesión reducida, con dificultades para adaptabilidad. La coincidencia del problema conceptual no autoriza a trasladar esa reducción de ítems a la muestra dominicana. [15]

El estudio latinoamericano de estudiantes de Odontología respaldó dos dimensiones e invariancia entre países. Incluyó participantes dominicanos, por lo que no corresponde afirmar ausencia absoluta de evidencia nacional. Sin embargo, su selección universitaria difiere de nuestra captación heterogénea y de la población atendida en servicios de terapia familiar. Los resultados de ambas investigaciones no deben resumirse como una contradicción que resuelve, por sí sola, el número de dimensiones del instrumento en el país. [14]

La comparación peruana permite distinguir coeficientes: Bazo-Álvarez y colaboradores informaron, en 910 adolescentes, alfa de 0,79 para cohesión real y de 0,55 para flexibilidad real, cercanos a 0,797 y 0,575 en esta muestra. Sus valores de 0,85 y 0,74 corresponden a omega, por lo que no deben compararse como si fueran alfas. La semejanza descriptiva no demuestra equivalencia entre adolescentes peruanos y participantes dominicanos. [13] El antecedente mexicano también requiere considerar su población y modelo. Las versiones españolas abreviadas, FACES IV y la adaptación chilena no se utilizaron para construir un rango internacional único de alfa global. [8,10,11,12]

El resultado del alfa es una propiedad de las puntuaciones obtenidas en esta muestra. Puede verse afectado por contenido heterogéneo, restricciones de variabilidad y relaciones entre reactivos, y no evalúa estabilidad temporal. La revisión de los ítems 18 y 20 debe comenzar por comprensión y pertinencia cultural, sin invertirlos o eliminarlos únicamente porque disminuyen alfa. Una adaptación justificada necesita participación de personas de la población destinataria, evaluación de contenido y comprobación estructural posterior. [3,4,19,22]

CC BY-NC 4.0

La sensibilidad aporta una comprobación adicional: la decisión de tres componentes y la baja consistencia de adaptabilidad no dependieron exclusivamente del bloque final de respuestas. No obstante, que una estimación permanezca parecida no acredita la independencia de las observaciones. Los cuestionarios identificables por código o un registro de captura son necesarios para establecer si las coincidencias corresponden a participantes distintos. La información disponible permite cuantificar el problema, pero no adjudicar su causa.

Limitaciones

El muestreo por cuotas y la captación en distintos entornos restringen la generalización. No se conservaron en la base las características sociodemográficas ni identificadores de hogar, por lo que se desconoce la composición de las cuotas y la independencia entre informantes de una misma familia. La información disponible no permite distinguir si los patrones de respuesta coincidentes corresponden a informantes distintos; por ello, los análisis de sensibilidad deben interpretarse como comprobaciones de robustez y no como verificación de la independencia de los registros.

El análisis usa correlaciones de Pearson para respuestas ordinales y componentes principales, sin modelar factores comunes ni comparar ajuste confirmatorio. No se estimaron correlaciones policóricas, invariancia, estabilidad temporal, error de medida o validez de criterio. Las agrupaciones y su consistencia se exploraron en la misma muestra, sin validación externa. Una sola entrevista profesional no permite una evaluación formal de validez de contenido. Estas limitaciones impiden recomendar puntuaciones diagnósticas o generalizar una estructura de tres dimensiones a las familias dominicanas.

Conclusiones

En la muestra estudiada en Santo Domingo, el análisis exploratorio del FACES III sugirió una estructura de tres componentes, con consistencia interna variable entre ellos. Antes de recomendar la interpretación de las puntuaciones por dimensión, se requiere evaluar la pertinencia cultural de los ítems y comprobar si la estructura observada se reproduce en una muestra independiente.

Implicaciones para la práctica y la investigación

Para los servicios dominicanos, estos resultados respaldan cautela al interpretar adaptabilidad y evitar clasificaciones clínicas basadas en las agrupaciones exploratorias. Una nueva investigación debería documentar selección y cuotas, un informante por hogar o la dependencia entre ellos, códigos de cuestionario y control de captura. La revisión cultural debe preceder a la confirmación de estructura y a la estimación de consistencia y estabilidad temporal.

Consideraciones éticas

El estudio se realizó como trabajo de grado de Licenciatura en Psicología Clínica, bajo supervisión académica de la carrera de Psicología de la Universidad Católica Santo Domingo. El procedimiento de reclutamiento descrito en el trabajo de grado incluyó explicación de los objetivos y consentimiento informado firmado antes de responder. El formulario establecía participación voluntaria y separaba los datos de identificación de las respuestas al cuestionario. La información se manejó de forma confidencial y con fines académicos.

Declaraciones

Financiación: Investigación autofinanciada por el autor.

Conflictos de interés: El autor es director metodológico y de edición de PRAXIS. La evaluación y la decisión sobre este manuscrito corresponden a un editor independiente, sin intervención del autor. No se declaran otros conflictos de interés.

Contribuciones de autoría (CRediT): Conceptualización, metodología, investigación, curación de datos, análisis formal, redacción del borrador original y revisión y edición. El autor asume responsabilidad por la integridad del contenido.

Disponibilidad de datos: La base de datos codificada puede solicitarse al autor de correspondencia, con las condiciones de confidencialidad aplicables. Los resultados agregados y el código de reproducción se aportan como suplemento.

Uso de inteligencia artificial: El autor declara no haber utilizado inteligencia artificial ni asistencia basada en estas herramientas durante la elaboración original del manuscrito.

Referencias

1. Olson DH, Portner J, Lavee Y. FACES III. St. Paul: University of Minnesota; 1985.

2. Olson DH, Waldvogel L, Schlieff M. Circumplex model of marital and family systems: an update. J Fam Theory Rev. 2019;11(2):199-211. https://doi.org/10.1111/jftr.12331

3. Cronbach LJ. Coefficient alpha and the internal structure of tests. Psychometrika. 1951;16(3):297-334. https://doi.org/10.1007/BF02310555

4. Nunnally JC, Bernstein IH. Psychometric theory. 3rd ed. New York: McGraw-Hill; 1994.

5. Izzo F, Baiocco R, Pistella J. Children's and adolescents' happiness and family functioning: a systematic literature review. Int J Environ Res Public Health. 2022;19(24):16593. https://doi.org/10.3390/ijerph192416593

6. Li J, Chen X, Zhang Z, Zhao J, Ai L, Zhang Y, et al. The relationship between family adaptability and cohesion and adolescent depression: the chain mediation effect of perceived social support and coping styles. Front Psychiatry. 2026;17:1775775. https://doi.org/10.3389/fpsyt.2026.1775775

7. Ortiz-Sánchez FA, Brambila-Tapia AJL, Cárdenas-Fujita LS, Toledo-Lozano CG, Samudio-Cruz MA, Gómez-Díaz B, et al. Family functioning and suicide attempts in Mexican adolescents. Behav Sci (Basel). 2023;13(2):120. https://doi.org/10.3390/bs13020120

CC BY-NC 4.0

8. Ponce Rosas ER, Gómez Clavelina FJ, Terán Trillo M, Irigoyen Coria AE, Landgrave Ibáñez S. Validez de constructo del cuestionario FACES III en español (México). Aten Primaria. 2002;30(10):624-630. https://doi.org/10.1016/S0212-6567(02)79124-5

9. Schmidt V, Barreyro JP, Maglio AL. Escala de evaluación del funcionamiento familiar FACES III: ¿modelo de dos o tres factores? Escritos de Psicología. 2010;3(2):30-36. https://doi.org/10.24310/espsiescpsi.v3i2.13339

10. Martínez Pampliega A, Iraurgi I, Galíndez E, Sanz M. Family Adaptability and Cohesion Evaluation Scale (FACES): desarrollo de una versión de 20 ítems en español. Int J Clin Health Psychol. 2006;6(2):317-338.

11. Costa Ball D, González Tornaría MDL, del Arca D, Masjuan N, Olson DH. Propiedades psicométricas del FACES IV: estudio de validez en población uruguaya. Cienc Psicol. 2013;7(2):119-132.

12. Zicavo N, Palma C, Garrido G. Adaptación y validación del Faces-20-ESP: re-conociendo el funcionamiento familiar en Chillán, Chile. Rev Latinoam Cienc Soc Niñez Juv. 2012;10(1):219-234.

13. Bazo-Álvarez JC, Bazo-Álvarez OA, Aguila J, Peralta F, Mormontoy W, Bennett IM. Propiedades psicométricas de la escala de funcionalidad familiar FACES-III: un estudio en adolescentes peruanos. Rev Peru Med Exp Salud Publica. 2016;33(3):462-470. https://doi.org/10.17843/rpmesp.2016.333.2299

14. Díaz-Narváez V, Reyes-Reyes A, Erazo-Coronado AM, Fortich-Mesa N, Estrada-Méndez N, González-Martínez F, et al. Psychometric properties of the Family Adaptability and Cohesion Evaluation Scale III in Latin American university dental students. P R Health Sci J. 2024;43(2):84-92. https://pubmed.ncbi.nlm.nih.gov/38860962/

15. Jiménez L, Lorence B, Hidalgo V, Menéndez S. Análisis factorial de las escalas FACES (Family Adaptability and Cohesion Evaluation Scales) con familias en situación de riesgo psicosocial. Universitas Psychologica. 2017;16(2):1-12. https://doi.org/10.11144/Javeriana.upsy16-2.afef

16. Suriel Rosario FA. Validez de constructo y fiabilidad del cuestionario de cohesión y adaptabilidad familiar FACES III para la población de Santo Domingo, República Dominicana, periodo febrero-mayo de 2018 [trabajo de grado en Psicología Clínica]. Santo Domingo: Universidad Católica Santo Domingo; 2018.

17. Oficina Nacional de Estadística (ONE). IX Censo Nacional de Población y Vivienda 2010, Informe Básico. Santo Domingo: ONE; 2010.

18. Fischer L, Navarro A. Introducción a la investigación de mercados. 3a ed. México: McGraw-Hill Interamericana; 1996.

19. Beaton DE, Bombardier C, Guillemin F, Ferraz MB. Guidelines for the process of cross-cultural adaptation of self-report measures. Spine (Phila Pa 1976). 2000;25(24):3186-3191. https://doi.org/10.1097/00007632-200012150-00014

20. IBM Corp. IBM SPSS Statistics [Internet]. Armonk (NY): IBM; [citado 28 oct 2026]. Disponible en: https://www.ibm.com/products/spss-statistics

21. von Elm E, Altman DG, Egger M, Pocock SJ, Gøtzsche PC, Vandenbroucke JP. The Strengthening the Reporting of Observational Studies in Epidemiology (STROBE) statement: guidelines for reporting observational studies. Lancet. 2007;370(9596):1453-1457. https://doi.org/10.1016/S0140-6736(07)61602-X

22. Gagnier JJ, de Arruda GT, Terwee CB, Mokkink LB; Consensus group. COSMIN reporting guideline for studies on measurement properties of patient-reported outcome measures: version 2.0. Qual Life Res. 2025;34(7):1901-1911. https://doi.org/10.1007/s11136-025-03950-x

23. Mavrou I. Análisis Factorial Exploratorio: cuestiones conceptuales y metodológicas. Rev Nebrija Ling Apl. 2015;(19):71-80. https://doi.org/10.26378/rnlael019283

24. Kaiser HF. An index of factorial simplicity. Psychometrika. 1974;39(1):31-36. https://doi.org/10.1007/BF02291575

25. Horn JL. A rationale and test for the number of factors in factor analysis. Psychometrika. 1965;30:179-185. https://doi.org/10.1007/BF02289447

26. Harris CR, Millman KJ, van der Walt SJ, Gommers R, Virtanen P, Cournapeau D, et al. Array programming with NumPy. Nature. 2020;585:357-362. https://doi.org/10.1038/s41586-020-2649-2

27. Oviedo HC, Campo-Arias A. Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. Rev Colomb Psiquiatr. 2005;34(4):572-580.

28. Virtanen P, Gommers R, Oliphant TE, Haberland M, Reddy T, Cournapeau D, et al. SciPy 1.0: fundamental algorithms for scientific computing in Python. Nat Methods. 2020;17:261-272. https://doi.org/10.1038/s41592-019-0686-2

DERECHOS DE AUTOR

© 2026 Fausto Antonio Suriel Rosario. El autor conserva los derechos de autor y concede a Editorial PRAXIS el derecho no exclusivo de primera publicación. Este artículo se distribuye bajo la licencia Creative Commons Atribución-NoComercial 4.0 Internacional (CC BY-NC 4.0).