

INVESTIGACIONES

Estructura Factorial de la Escala Conductual de Ansiedad ante Exámenes Numéricos

Factorial Structure of the Behavioral Anxiety Scale for Numerical Exams

*Anthony Constant Millán de Lange^a, Carlos Andrés Rincón Macea^a,
María Eugenia D'Aubeterre López^b, Juan Carlos Trabucco Ferro^c,
Moisés Roberto Mebarak Chams^a*

^a Departamento de Psicología, Universidad del Norte. Barranquilla, Colombia.
delangea@uninorte.edu.co, maceac@uninorte.edu.co, mmebarak@uninorte.edu.co

^b Doctorado de Educación, Universidad Católica Andrés Bello. Caracas, Venezuela.
medaubeterre.21@est.ucab.edu.ve

^c Departamento de Matemáticas, Universidad Metropolitana. Caracas, Venezuela.
jctrabucco@unimet.edu.ve

RESUMEN

Esta investigación instrumental buscó determinar la estructura factorial y las propiedades psicométricas de la adaptación de la Escala Conductual de Ansiedad Frente a los Exámenes al contexto de asignaturas con contenido numérico en estudiantes universitarios venezolanos, de manera de procurar una versión de la escala que fuese psicométricamente más rigurosa. La metodología utilizada fue la de 2 fases o pasos, también conocida como exploratoria no restrictiva con fines confirmatorios. Los resultados indican que, a diferencia del modelo bifactorial del estudio original, esta versión cuenta con una estructura de tres factores de primer nivel, a los que se le puede agregar un puntaje total de segundo nivel, cuyo cálculo refleja la magnitud de la severidad conductual de la ansiedad. Su consistencia interna fue excelente, quedando aún por determinar su capacidad predictiva y de invarianza factorial.

Palabras clave: Psicometría, Ansiedad, Pruebas, Matemáticas.

ABSTRACT

This instrumental research sought to determine the factorial structure and the psychometric properties of the adaptation of the Behavioral Scale of Anxiety for Examinations to the context of subjects with numerical content in Venezuelan university students, to obtain a scale version that would be more psychometrically rigorous. The methodology used was of 2 phases or steps, also known as a non-restrictive exploration with confirmatory purposes. The results indicate that, unlike the bifactorial model of the original study, this version has a structure of three factors in the first level, to which a total score of the second level can be added, whose calculation reflects the magnitude of the behavioral severity of anxiety. Its internal consistency was excellent, and its predictive capacity and factorial invariance remained to be determined.

Key words: Psychometrics, Anxiety, Tests, Mathematics.

1. INTRODUCCIÓN

La deserción o pérdida de materias y su relación con contenido matemático o estadístico ha sido ampliamente estudiada en diversos contextos socioculturales (Basitere y Ivala, 2015; Cadenas, 2007; Edge y Friedberg, 1984; Girón y González, 2005; Grehan, 2012; Hieb, Lyle, Ralston, y Chariker, 2015; Hjartardóttir, 2016; Jaafar, Toce, y Polnariiev, 2016; Kinnari, 2010; Tewari, 2014; Vargas y Montero, 2016; Wolmarans, Smit, Collier-Reed, y Leather, 2010; Zambrano, 2013; Zhang, Anderson, Ohland, y Thorndyke, 2004). Esta situación contribuye a que los estudiantes universitarios presenten bajos niveles de confianza, motivación, y, en consecuencia, altos niveles de ansiedad (Hammerman y Goldberg, 2003; Delgado, Espinoza, y Fonseca, 2017; Dowker, Sarkar, y Looi, 2016). De acuerdo con lo anterior, una posibilidad de abordar esta problemática es a partir de la identificación temprana de la ansiedad ante las evaluaciones que presentan contenido numérico, con la finalidad de poder realizar estrategias de intervención que resulten eficaces y eficientes en su prevención.

La ansiedad es una respuesta anticipatoria a una percepción de amenaza futura (American Psychiatric Association, 2013; Wiedemann, 2015), que se diferencia del estrés porque éste último se entiende como una respuesta funcional ante un factor que está amenazando a la supervivencia del organismo (Fink, 2010; McEwen, 2005; Mental Health Foundation, 2018), ésta diferencia hace más pertinente a la ansiedad como un factor preventivo de la deserción o pérdida de materias; no obstante ambas, llegan a producir reacciones conductuales similares, a saber: lucha, escape-evitación o bloqueo (Miyazaki, Benson-Martin, Stein, y Hollander, 2017; Wiedemann, 2015). Esta moción de respuesta anticipatoria de la ansiedad es congruente con la naturaleza unidimensional de su definición etimológica, pues ella proviene del latín *anxiētas*, *anxiētātis*, siendo un adjetivo calificativo de un estado de agitación, inquietud o zozobra del ánimo (Real Academia Española, 2019) y, de hecho, esta aproximación unidimensional, fue el primer abordaje histórico que se hizo de ella (Furlan, 2006).

Actualmente, y en el contexto específico de la educación, la ansiedad ante los exámenes [AE] es entendida como una respuesta emocional en donde se expresa una constante preocupación ante el fracaso o bajo rendimiento en cualquiera de las aptitudes las cuales la persona sea evaluada, así como de las posibles consecuencias que esto pueda traer en su contexto académico (Furlan, 2006). En este orden de ideas, diversos instrumentos han sido empleados para evaluar la AE en contextos universitarios, siendo algunos: la escala de valoración de ansiedad matemática de Suinn, Edie, Nicoletti, y Spinelli (1972), la escala de ansiedad de Sarason (1978), las reacciones a las pruebas de Sarason (1984), el cuestionario de ansiedad ante los exámenes de Valero (1999), el cuestionario de ansiedad y rendimiento de Ferrando, Varca, y Lorenzo (1999), la prueba cognitiva de ansiedad y rendimiento académico de Cassady y Johnson (2002), la escala conductual de ansiedad frente a los exámenes [ECAE] de Furlan (2013), la escala para medir la gravedad de la ansiedad ante los exámenes de Bedewy y Gabriel (2013), la medida de ansiedad ante los exámenes de Brooks, Alshafei y Taylor (2015).

Esta investigación buscó determinar la estructura factorial y las propiedades psicométricas de la adaptación del ECAE para el contexto de las asignaturas numéricas en estudiantes universitarios venezolanos. Se considera que el ECAE, es uno de los instrumentos más recientes para medir este constructo, con la particularidad de haberse creado desde la perspectiva conductual, pues lo común es su abordaje cognitivo y/o afectivo-fisiológico (Furlan, 2013). No obstante, si bien Furlan (2013) concluye que la

ECAE “constituye una herramienta útil para evaluar comportamientos frecuentes en estudiantes con elevada AE” (Furlan, 2013, p. 87), también señala que el tamaño de la muestra utilizada “estuvo por debajo del estándar sugerido [...] para realizar un Análisis Factorial Exploratorio” (Furlan, 2013, p. 83); razón por la cual sugiere que “para arribar a una versión de la escala psicométricamente más rigurosa, serían necesarios estudios adicionales [que realicen] nuevos análisis de su estructura interna [procurando] una muestra más numerosa y con mayor probabilidad de presentar ésta clase de síntomas” (Furlan, 2013, p. 88), éste último aspecto, por cierto es contradictorio, si se observa que en ese estudio, se excluyeron a 29 estudiantes (el 13% de la muestra original), porque tenían respuestas que eran “característicos en personas con elevada AE” (Furlan, 2013, p. 83). Además, la ausencia de estrategias concretas para minimizar los sesgos de: indeterminación factorial, confirmatorio y de capitalización del azar, no permiten que pueda confiarse completamente en estos resultados. Asimismo, al no contar ese estudio con la participación de estudiantes universitarios de Venezuela, ni con la valoración específica de las respuestas de ansiedad ante asignaturas de corte numérico, que son las asignaturas en donde hay menor rendimiento y mayor abandono, se limitaría su uso en estos contextos.

2. MÉTODO

Estudio instrumental (Montero y León, 2007), realizado siguiendo la lógica del método de 2 pasos de Anderson y Gerbin (1988), que ha sido descrito también por Hu y Bentler (1999), Kline (2005), Marsh, Hau y Wen (2004), cuyo primer paso se conoce también como: “modelo no restringido (exploratorio) pero con una finalidad confirmatoria” (Joan y Anguiano-Carrasco, 2010, p. 24) o simplemente Análisis Factorial Exploratorio [AFE] con fines confirmatorios (Pérez-Gil, Chacón y Moreno, 2000), cuyo objetivo es el de imponer “restricciones mínimas para obtener una solución factorial inicial, que puede ser transformada aplicando diferentes criterios de rotación” (Lloret-Segura y cols., 2014, p. 1155) y el segundo paso, se abordó a partir del Análisis Factorial Confirmatorio [AFC] bajo la estrategia de modelos rivales (Hair, Anderson, Tatham y Black, 1999), cuyo objetivo es imponer “restricciones mucho más fuertes que permiten poner a prueba una solución única, cuyo ajuste puede ser evaluado utilizando diferentes índices de bondad de ajuste” (Lloret-Segura y cols., 2014, p. 1155). Se presentan los parámetros de corrección de la escala por el método sistemático de regresión (DiStefano, Zhu, y Míndrilá, 2009), por ser la estrategia que mejor controla los errores de medida y su interpretación por el método 5 puntos de Tukey (1977), dada la presencia de datos atípicos.

2.1. SUJETOS

La muestra fue de 954 participantes, lo cual supera el mínimo de 746 sujetos, calculado a partir de parámetros poblacionales descritos por el Instituto Nacional de Estadísticas [INE]; asumiendo un 95% de confianza y un error máximo admisible del 3.5% ($N = 3,664,161$; $P_{mujer} = 61.11\%$; $P_{hombre} = 38.89\%$). Se superó igualmente los límites mínimos de: potencia estadística (Hair *et al.* (1999), el señalado por Furlan (2013) y la requerida para estudios de validez de constructo (Prieto y Muñiz, 2000; Hernández, Ponsoda, Muñiz, Prieto y Elosua, 2016a, 2016b).

La mayoría eran mujeres ($P=56.81\%$) con edades entre los 18 y 73 años; aunque la mayoría se agrupó alrededor de los 23 años en promedio. La mayoría eran estudiantes de pregrado ($P=75.89\%$) que estudiaban en 54 instituciones de educación superior [IES], cuya proporción estaba estadísticamente balanceada por dependencia ($P_{Privadas}=58.18\%$; $P_{Oficial}=41.61\%$; $\chi^2=0.03\%$). Todas estas características eran esperadas de acuerdo con estadísticas poblacionales del INE (2019) y del Ministerio del Poder Popular para la Educación Universitaria, Ciencia y Tecnología [MPPEU].

2.2. INSTRUMENTOS

La ECAE y su adaptación a asignaturas de corte numérico, son instrumentos de auto-reporte de 13 ítems, los cuales son medidos en una escala de valoración de 4 puntos. En su versión original (Furlan, 2013), señala una adecuada consistencia interna, tanto para el Factor de Déficit en la Ejecución ($\alpha=0.755$), como para el Factor de Evitación ($\alpha=0.727$), sin que se presenten indicadores de su consistencia interna global. Con respecto a su validez, ya se señalaron las limitaciones que no permitirían confiar plenamente en sus conclusiones. Para la adaptación del ECAE al contexto de asignaturas numéricas en Venezuela, en las instrucciones de la “versión final para administración” de Furlan (2013, p. 86), se cambió la palabra vos por la palabra ti y se agregó la frase: basados en contenidos matemáticos o estadísticos, al final de estas. Adicionalmente, se agregó la frase: Ante los exámenes que dependen o que están basados en contenidos matemáticos o estadísticos, al encabezado que antecedía al conjunto de preguntas del ECAE original. Finalmente, si bien Furlan (2013), recomienda el crear “otros ítems de evitación” (Furlan, 2013, p. 88), no se consideró necesario para este estudio, dada la limitación de sus hallazgos.

2.3. PROCEDIMIENTO

La aplicación fue por internet durante el año 2017, siguiendo las recomendaciones de Eiroá, Fernández, y Pérez (2008). Convocamos a los estudiantes, a través de las listas oficiales de correo electrónico de las instituciones de educación superior, previamente contactadas para el estudio. Se utilizaron también listas de distribución y redes sociales [RRSS] de los investigadores, invitación personal de: profesores y participantes que lo consideraran oportuno. Se siguieron los lineamientos del código de ética del psicólogo venezolano (Federación de Psicólogos de Venezuela [FPV], 1981). El muestreo fue no probabilístico, como es característico en las ciencias sociales, dado el sesgo de autoselección (Kerlinger y Lee, 2000). Todos los participantes debían ser mayores de edad, residentes en Venezuela y debían estar cursando alguna asignatura de contenido numérico dentro de alguna IES. Todos los sujetos aceptaron participar de manera voluntaria, luego de que se les informara los objetivos y alcances de la investigación. Se garantizó: la restricción de uso de esta información para fines investigativos, el libre abandono en cualquier fase de su desarrollo y el anonimato de la información recogida.

2.4. ANÁLISIS ESTADÍSTICOS

Se determinó: 1) que no hubiese matrices de correlación íter-ítem que conllevaran a matrices no definidas positivamente, 2) la existencia de una estructura factorial posible (Hair *et al.*, 1999), a partir del Determinante [D], el coeficiente de adecuación muestral

de Kaiser – Meyer y Olkin [KMO] y el $p_{\text{-valor}}$ de la Esfericidad de Bartlett [p_{Bartlett}], 3) la presencia del supuesto de normalidad multivariante a partir de la Kurtosis Relativa Multivariante [RMK], 4) que no existan modelos factoriales que implicasen: 4.1) una solución impropia (Cuttance, 1987; Hoffmann, Stover, de la Iglesia, y Liporace, 2013) 4.2) casos Heywood (Lloret-Segura, Ferreres-Traver, Hernández-Baeza y Tomás-Marco, 2014). Luego de éstos pasos preliminares del AFE, se identificó y describió el conjunto de modelos factoriales posibles, obtenidos a partir de las matrices de correlación inter ítem calculadas a partir del coeficiente de correlación de Pearson [MC_{Pearson}], como Policóricas [$MC_{\text{Policóricas}}$], y utilizando los criterios que: 5) no están basados en estrategias de remuestreo (Criterios 5.1, 5.2 y 5.3) y 6) que sí lo están (Criterios 6.1, 6.2 y 6.3); a saber: 5.1) al menos 60% de Varianza Explicada Acumulada [$\% \delta^2_{\text{Explicada}} > 60\%$], cuyo punto se elige porque a partir de éste, el $\% \delta^2_{\text{Explicada}}$ comienza a ser sistemáticamente mayor al azar con un 95% de confianza [$\chi^2 > 3.841$], 5.2) autovalor [λ] mayor o igual a 1 [$\lambda > 1$], 5.3) el contraste de caída en el gráfico de sedimentación, 6.1) la Prueba del Mínimo Promedio Parcial [MAP, por sus siglas en inglés] 6.2) el Análisis Paralelo clásico [CPA, por sus siglas en inglés] y 6.3) el Análisis Paralelo Óptimo [OPA, por sus siglas en inglés].

Todos estos análisis, fueron obtenidos por los métodos de: Componentes Principales [PC, por sus siglas en inglés] y de Residuales Mínimo [MINRES, por sus siglas en inglés], según el uso de MC_{Pearson} y $MC_{\text{Policóricas}}$, respectivamente. En ambos casos se utilizó la rotación Varimax, de manera de cumplir con el supuesto de independencia requerido por los modelos factoriales de medida (Johnson, 2000). En esta etapa, se agregaron otros conjuntos de modelos, ya sea porque: 7) su origen era la estructura original de Furlan (2013), conocido como criterio *A Priori* (Hair *et al.*, 1999), el cual se agrega cuando dicha estructura no coincide con las estructuras ya descritas en los criterios 5 y 6, u 8) cuando son los mismos modelos anteriores, pero agregándoles un factor total de AE, que sería un factor de segundo nivel teórico dentro de una estructura factorial jerárquica. Su consideración está basada en la posible unidimensionalidad del constructo, de acuerdo con: 8.1) su primera aproximación histórica (Furlan, 2006), 8.2) su etimología actual (Real Academia Española, 2019) y 8.3) porque en un contexto de falseación sistemática de modelos explicativos alternativos, es necesario hacer dichas comprobaciones empíricas (Hair *et al.*, 1999). 9) se realizó el AFC para identificar cuál de todos los modelos obtenidos en el AFE que podría explicar mejor las respuestas de los participantes a la adaptación del ECAE a las evaluaciones de contenido numérico; a través de: 10) los indicadores de ajuste: 10.1) absoluto, 10.2) incremental y 10.3) parsimonia, utilizando como base de cálculo los métodos de: Máxima Verosimilitud [ML, por sus siglas en inglés] y Mínimos Cuadrados No Ponderados [ULS, por sus siglas en inglés]. 11) Para el análisis de consistencia interna se calculó los coeficientes Theta [θ] de Carmines y Zeller (1979) y Omega [Ω] de Heise y Bohrnstedt (1970), los cuales son los que aplican para el contexto de test factoriales (Muñiz, 1998).

3. RESULTADOS

3.1. ANÁLISIS FACTORIAL EXPLORATORIO Y CONFIRMATORIO

En el análisis de ítems, se determinó que no hubo presencia de ceros estructurales, y se verificó la existencia de una estructura factorial subyacente tanto en la MC_{Pearson} , como en la $MC_{\text{Policóricas}}$, dado a que en ambos casos se cumplieron los requisitos

del D ($D_{MC_{Pearson}}=3.13 \times 10^{-3}$; $D_{MC_{Policóricas}}=1.07 \times 10^{-5}$), el KMO ($KMO_{MC_{Pearson}}=0.92$; $KMO_{MC_{Policóricas}}=0.91$) y el $p_{Bartlett}$ ($p_{Bartlett_{MC_{Pearson}}}=0.00$; $p_{Bartlett_{MC_{Policóricas}}}=0.00$), así como se determinó que hubo incumplimiento del supuesto de normalidad multivariante de los errores ($RMK=2.502$) si se considera un 95% de confianza, más no así con un 99%.

Se pudo determinar que, para la $MC_{Pearson}$, existen 2 modelos de primer nivel; el primero de 3 factores (ver Modelo_{1,1} en la Tabla 1), obtenido a partir del criterio 5.1 ($\% \delta^2_{Explicada} = 62.71\%$; $\chi^2=6.45$), que a su vez coincide con el criterio 5.3. El segundo modelo de 2 factores (ver Modelo_{1,3} en la Tabla 1), se obtuvo a partir del criterio 5.2 ($\lambda_{MC_{Pearson}}=1.47$), que coincide a su vez con los criterios 6.1, 6.2 y 6.3.

En el caso de la $MC_{Policóricas}$, se identificaron 3 modelos iniciales de primer nivel, el primero compuesto por 2 Factores (ver Modelo_{2,1} en la Tabla 1), obtenidos a partir del criterio 5.2 ($\lambda_{MC_{Policóricas}}=1.11$), que coincide a su vez con los resultados obtenidos con el criterio 6.1. El segundo modelo, compuesto por un único Factor (ver Modelo_{2,3} en la Tabla 1), identificado a partir del criterio 5.1 ($\% \delta^2_{Explicada} = 61.47\%$; $\chi^2=5.26$) que coincide a su vez con los resultados obtenidos con los criterios 6.1 y 6.2 y el tercer modelo de 3 factores (ver Modelo_{2,4} en la Tabla 1) obtenido a partir del criterio 5.3.

En la Tabla 1, se observa igualmente la presencia de un modelo (Modelo_{3,1}) cuyo origen proviene del criterio 7, ya que su distribución de ítems es distinta a la de los Modelos: 1.3 y 2.1 de la Tabla 1. Adicionalmente, y considerando el criterio 8, se crearon los modelos alternativos para cada uno de los modelos anteriormente descritos, con obvia excepción del Modelo_{2,3}, al ser unidimensional en su primer nivel, (ver Modelos: 1.2, 1.4, 2.2, 2.5 y 3.2 en la Tabla 1).

Tabla 1. Organización de los ítems de acuerdo con los factores de cada uno de los modelos

Origen	Modelos	Niveles de los Factores		Distribución de Ítems por Factor		
		Nivel I	Nivel II	Factor 1	Factor 2	Factor 3
MC _{Pearson}	1.1	3	0	8, 7, 4, 13, 1, 10 y 11	6 y 9	2, 5, 12 y 3
	1.2		1			
	1.3	2	0	8, 4, 7, 13, 1, 10 y 11	12, 3, 6, 9, 5 y 2	N/A
	1.4		1			
MC _{Policóricas}	2.1	2	0	1, 4, 7, 8, 10, 11 y 13	2, 3, 5, 6, 9 y 12	N/A
	2.2		1			
	2.3	1	0	1 al 13	N/A	N/A
	2.4	3	0	1	2, 3, 5, 6, 9 y 12	4, 7, 8, 10, 11 y 13
2.5	1					
A priori	3.1	2	0	6, 4, 7, 13, 1, 10 y 11	1,5,8, 9 y 12	N/A
	3.2		1			

Fuente. Elaboración propia.

Antes de presentar los resultados del AFC, es importante señalar que se descartaron los Modelos: 2.4 y 2.5 de la Tabla 1, ya que eran una solución impropia pues el Factor 1 estaba representado por un solo ítem [p1]. En total, para la segunda fase del análisis, se probaron un total de 9 modelos factoriales a partir de los AFC, los resultados de las medidas de ajuste 4.1 se encuentran en la Tabla 2 y los de las medidas de ajuste 4.2 y 4.3 en la Tabla 3. De ambas tablas, se puede concluir que los modelos factoriales con mayor ajuste fueron: el 1.1_{ML} y el 1.2_{ML}. A esta conclusión se llegó al observar que ambos modelos cumplen sistemáticamente con los criterios de ajuste a lo largo de todos los indicadores absolutos e incrementales; por ello, si bien en algunas ocasiones comparten con otros modelos, ello es así cuando se inspeccionan los indicadores por separado.

Tabla 2. Medidas de ajuste absoluto para los factores evaluados

N° Modelo	Método de Estimación	Medidas de Ajuste Absoluto									
		gl	χ^2	$\chi^2_{p\text{ valor}}$	χ^2/gl	GFI	ECVI	NCP	RMSR	RMSEA	RMSEA _{p valor}
1.1	ML	62	351.98	0.00	5.68	0.95	0.43	289.98	0.042	0.070	0.00
	ULS	62	356.58	0.00	5.72	0.99	0.44	294.58	0.043	0.071	0.00
1.2	ML	62	351.98	0.00	5.68	0.95	0.43	289.98	0.042	0.070	0.00
	ULS	62	356.58	0.00	5.75	0.99	0.44	294.58	0.043	0.071	0.00
1.3	ML	64	363.78	0.00	5.68	0.94	0.44	299.78	0.043	0.070	0.00
	ULS	64	365.77	0.00	5.72	0.99	0.44	301.77	0.043	0.070	0.00
1.4	ML	64	363.78	0.00	5.68	0.94	0.44	299.78	0.043	0.070	0.00
	ULS	64	365.77	0.00	5.72	0.99	0.44	301.77	0.043	0.070	0.00
2.1	ML	64	363.78	0.00	5.68	0.94	0.44	299.78	0.043	0.070	0.00
	ULS	64	365.77	0.00	5.72	0.99	0.44	301.77	0.043	0.070	0.00
2.2	ML	64	363.78	0.00	5.68	0.95	0.44	299.78	0.043	0.070	0.00
	ULS	64	365.77	0.00	5.75	0.99	0.44	301.77	0.043	0.070	0.00
2.3	ML	65	1352.49	0.00	20.81	0.82	1.47	1287.49	0.077	0.140	0.00
	ULS	65	1443.12	0.00	22.20	0.98	1.57	1378.12	0.089	0.150	0.00
3.1	ML	64	363.78	0.00	5.68	0.94	0.44	299.78	0.043	0.070	0.00
	ULS	64	365.77	0.00	5.72	0.99	0.44	301.77	0.043	0.070	0.00
3.2	ML	64	363.78	0.00	5.68	0.94	0.44	299.78	0.043	0.070	0.00
	ULS	64	365.77	0.00	5.72	0.99	0.44	301.77	0.043	0.070	0.00

Fuente. Elaboración propia.

Es así que con respecto a los indicadores 4.1, los Modelos: 1.1_{ML} y 1.2_{ML}, presentaban los valores más bajos tanto en χ^2 ($\chi^2_{ML}=351.98$), de la razón χ^2/gl ($\chi^2/gl_{ML}=5.68$), como en el Índice de Validación Cruzada [ECVI_{ML}=0.43], el Índice de No Centralidad [NCP_{ML}=289.98] y el Índice de Residuos Cuadráticos Medio Estandarizados [RMSR_{ML}=0.042]; al mismo tiempo que tienen un valor adecuado en el error de aproximación cuadrático medio [RMSEA = 0.070], por estar por debajo del límite de umbral máximo requerido (RMSEA_{crítica}=0.10 puntos), dado a que el tamaño de la muestra supera a los 100 participantes (Hair *et al.*, 1999). En contraste, si bien el índice de bondad de ajuste [GFI], referiría a los modelos a: 1.1_{ULS}, 1.2_{ULS}, 1.3_{ULS}, 1.4_{ULS}, 2.1_{ULS}, 2.2_{ULS}, 3.1_{ULS} y 3.2_{ULS}, como los mejores por tener el indicador más alto entre ellos (GFI=0.99); al no haber un umbral absoluto de aceptabilidad en éste indicador, y dada la existencia de una diferencia muy pequeña entre los indicadores obtenidos (menor a los 0.05 puntos con respecto al máximo, que implicaría la menor diferencia para un cambio del indicador por redondeo), no se puede considerar que los modelos: 1.1_{ML}, 1.2_{ML}, 1.3_{ML}, 1.4_{ML}, 2.1_{ML}, 2.2_{ML}, 2.3_{ML}, 3.1_{ML} y 3.2_{ML}, no cumplen con éste criterio, sino que más bien se les podría considerar que tienen una aceptabilidad marginal.}}}}

Tabla 3. Medidas de ajuste incremental y parsimonia

N° Modelo	Método de Estimación	Medidas de Ajuste Incremental				Medidas de Ajuste de Parsimonia	
		AGFI	NNFI o TLI	CFI	NFI	PNFI	PGFI
1.1	ML	0.92	0.97	0.98	0.97	0.77*	0.64*
	ULS	0.99	1.01	1	1	0.79*	0.68*
1.2	ML	0.92	0.97	0.98	0.97	0.77*	0.64*
	ULS	0.99	1.01	1	1	0.79*	0.68*
1.3	ML	0.92	0.97	0.98	0.97	0.80*	0.66*
	ULS	0.99	1.01	1	1	0.82*	0.70*
1.4	ML	0.92	0.97	0.98	0.97	0.80*	0.66*
	ULS	0.99	1.01	1	1	0.82*	0.70*
2.1	ML	0.92	0.97	0.98	0.97	0.80*	0.66*
	ULS	0.99	1.01	1	1	0.82*	0.70*
2.2	ML	0.92	0.97	0.98	0.97	0.80*	0.66*
	ULS	0.99	1.01	1	1	0.82*	0.70*
2.3	ML	0.75	0.92	0.93	0.93	0.77*	0.59*
	ULS	0.97	1.01	1	1	0.83**	0.83**
3.1	ML	0.92	0.97	0.98	0.97	0.80*	0.66*
	ULS	0.99	1.01	1	1.01	0.82*	0.70*
3.2	ML	0.92	0.97	0.98	0.97	0.80*	0.66*
	ULS	0.99	1.01	1	1	0.82*	0.70*

Fuente. Elaboración Propia, Nota: los valores con * indican que no hay diferencia sustancial con el máximo y los valores con ** indican que es el máximo valor.

Con respecto a los indicadores 4.2 y 4.3, se observó que las significancias del RMSEA y del χ^2 no permiten distinguir la calidad del ajuste de los modelos entre sí, pues todos tienen el mismo valor de 0.00.

Con respecto a los indicadores de ajuste incremental, se llega a la misma conclusión del mejor ajuste sistemático de los modelos 1.1_{ML}, 1.2_{ML}, ya que por un lado tienen el Índice de Bondad de Ajuste Absoluto no Normado [NNFI_{ML}=0.97], también llamado índice Tucker-Lewis [TLI], más altos, superiores al límite mínimo de 0.90 puntos, sin sobrepasar el límite máximo de 1 punto que supondría la sobreparametrización del modelo (Batista y Coenders, 2000). Lo mismo sucede con el Índice de Ajuste Normado [NFI=1.00], el Índice de Ajuste Comparado [CFI=1.00] y el Índice Ajustado de Bondad de Ajuste Ajustado [AGFI=0.99], quienes utilizan los mismos criterios de interpretación de la NNFI. Los indicadores de ajuste de parsimonia no permiten identificar cuál de los modelos es el que tiene el mejor ajuste, ya que todos ellos poseen un valor aceptable, al no tener una diferencia mayor al rango de 0.06 a 0.09 puntos con respecto al valor más alto del Ajuste Normado de Parsimonia [PNFI=0.92] y del Índice de Calidad de Ajuste de Parsimonia [PGFI=0.84]. En conclusión, dado a que los modelos 1.1_{ML} y 1.2_{ML}, mantienen sistemáticamente un mayor número de indicadores de ajuste dentro del rango de aceptable, inclusive en el caso del GFI y el AGFI, dónde se mantienen dentro del límite de aceptabilidad marginal. Ambos modelos, al tener el mismo número de factores con la misma distribución de ítems, sólo se diferencian en la suposición de la existencia o no del puntaje total de AE.

La estimación de sus puntajes, por medio del método sistemático de regresión (DiStefano *et al.*, 2009), se realiza entonces a partir de los parámetros calculados desde la MC_{Pearson} , dado el mayor ajuste de los modelos estimados a partir de ML y por el cumplimiento del supuesto de normalidad multivalente, aun cuando las opciones de respuestas de la adaptación del ECAE para asignaturas de contenido numérico sean de naturaleza ordinal.

En éste mismo orden de ideas, el modelo 1.1_{ML}, podría considerarse el más parsimonioso, pues si bien tiene la misma capacidad explicativa ($\% \delta^2_{\text{Explicada}} = 62.70\%$; $\chi^2 = 6.457$) que el Modelo 1.2_{ML}, lo hace con un menor número de componentes (el Modelo 1.1_{ML} tiene al final 3 componentes que provienen de los 3 Factores de primer nivel, mientras que el Modelo 1.2_{ML} posee 4 componente que provienen de los 3 Factores de primer nivel y el Factor de segundo nivel que los agrupa).

Tabla 4. Matriz de componentes rotados de la adaptación del ECAE para asignaturas venezolanas que poseen un componente numérico

N°	Ítem	Factor1	Factor2	Factor3
p8	Si el compañero con quien preparé la materia decide no presentar, yo tampoco me presento .	,840		
p7	Si no recuerdo algo que me preguntan o me equivoco en la respuesta ya no sigo y me retiro del examen .	,794		
p4	El día del examen llego hasta la universidad, pero cuando debo ingresar al salón a presentar, me arrepiento y me voy .	,788		
p13	Me siento tan mal si no respondo adecuadamente que le digo al profesor que no continuaré .	,767		

p1	Me preparo para rendir, pero llegado el día del examen no me presento .	,637		,305
p10	Siento tanta presión que me largo a llorar.	,611	,463	
p11	Me presento a rendir una materia después de varios intentos en los que no me animé .	,569	,364	
p6	Para no equivocarme, evito contestar aquello de que no estoy totalmente seguro y después descubro que mi respuesta hubiese sido correcta.		,746	
p9	Por apurarme a responder, me olvido de incluir informaciones importantes.		,713	
p2	Respondo las preguntas del examen de forma poco clara .			,838
p5	Cuando respondo las preguntas del examen, expreso desorientadamente lo que quiero decir.	,365	,356	,625
p12	Me expreso con dificultad a pesar de que sé lo que tengo que responder.		,555	,556
p3	Demoro tanto en responder preguntas en las que estoy inseguro, que no logro terminar el examen a tiempo.		,486	,523

Fuente. Elaboración propia, Para facilitar la interpretación, solo se presentan las cargas factoriales mayores a 0.30 puntos.

De acuerdo con la distribución de los ítems (ver Tabla 4), se le asignó el nombre de: Evitación a Presentar la Evaluación, al Factor 1 [F1], Déficit de Ejecución por Olvido al Factor 2 [F2] y Déficit de Ejecución por Inadecuada Expresión al Factor 3 [F3].

Tabla 5. Parámetros de corrección de la adaptación del ECAE para asignaturas venezolanas que poseen un componente numérico

Indicador	μ	Σ	F_1	F_2	F_3
p1	1.1824	.5632	0.185	-0.198	0.137
p2	1.5000	.7405	-0.095	-0.289	0.681
p3	1.7170	.8939	-0.103	0.148	0.244
p4	1.1247	.4936	0.240	-0.154	0.051
p5	1.4214	.7057	-0.041	-0.023	0.358
p6	1.9277	.9664	-0.097	0.521	-0.187
p7	1.1530	.5319	0.257	-0.072	-0.070
p8	1.1321	.4798	-0.279	0.062	-0.105

p9	1.8889	.8837	-0.080	0.473	-0.153
p10	1.2505	.6357	0.166	0.273	-0.299
p11	1.3145	.6854	0.138	0.147	-0.131
p12	1.6457	.8411	-0.148	0.202	0.260
p13	1.1551	.5313	0.236	-0.034	-0.073
AE	1.78x10 ⁻¹⁶	1.000	0.630	0.375	-0.679

Fuente. Elaboración propia.

Tabla 6. Parámetros de interpretación de los puntajes obtenidos por estudiantes universitarios de Venezuela en la adaptación del ECAE para asignaturas universitarias que poseen un componente de evaluación numérico

	F₁	F₂	F₃	AE
Muy Alto	$F_1 \geq 0.63$	$F_2 \geq 2.55$	$F_3 \geq 2.51$	$AE \geq 1.99$
Alto	$0.63 > F_1 \geq -0.01$	$2.55 > F_2 \geq 0.55$	$2.51 > F_3 \geq 0.61$	$1.99 > AE \geq 0.49$
Esperado	$-0.01 < F_1 < -0.44$	$0.55 < F_2 < -0.79$	$0.61 < F_3 < -0.66$	$0.49 < AE < -0.52$
Bajo	$-0.44 \geq F_1 > -0.65$	$-0.79 \geq F_2 > -1.45$	$-0.66 \geq F_3 > -1.29$	$-0.52 \geq AE > -1.02$
Muy Bajo	$F_1 \leq -0.65$	$F_2 \leq -1.45$	$F_3 \leq -1.29$	$AE \leq -1.02$

Fuente. Elaboración propia.

Los parámetros para interpretar cualitativamente los puntajes de cada uno de los factores del AE, se presentan en la Tabla VI el cual fue construido a partir de las bisagras de Tukey (1977), por ser el método más cónsono dada la ausencia de normalidad en cada uno de los factores (los p_{valores} de los estadísticos de Kolmogorov-Smirnov de cada factor, tuvieron un valor de 0.00); así mismo, las asimetrías de todos los factores fueron positivas.

3.2. ANÁLISIS DE CONSISTENCIA INTERNA

El valor global de la consistencia interna de los Modelos 1.1_{ML} y 1.2_{ML} podría considerarse como excelente ($\Theta = 0.90$ y $\Omega = 0.95$), ya que ambos casos se supera el criterio de 0.85 puntos (Prieto y Muñiz, 2000; Hernández *et al.*, 2016a y 2016b). Asimismo, y considerando la dificultad de utilizar α para interpretar la consistencia interna de test factoriales (Dunn, Baguley y Brunnsden, 2014; McDonald, 1999) y el hecho de que el modelo bifactorial de Furlan (2013) fue rechazado en este estudio, no se considera oportuno hacer una comparación directa con sus resultados.

4. DISCUSIÓN

A partir de la recomendación inicial de Furlan (2013), se llevó a cabo la siguiente investigación en el contexto universitario venezolano. Encontramos una nueva composición en la estructura factorial de los ítems; que si bien, es posible que se deba al uso de una población distinta, lo más probable es que sea por los déficits metodológicos del estudio original. El nombre asignado al F1 siguió en parte la denominación de: “evitación” de Furlan (2013, p. 84), ya que su organización coincide con ésta, a excepción del ítem 6 que se ubicó en el F2. Los nombres asignados a los Factores 2 y 3 siguió la denominación original de: “déficit en la ejecución” (Furlan, 2013, p. 84) pero distinguiéndose en sus causas. El F2 está conformado por ítems que tienen en común el olvido, lo que lleva a que se manifieste conductualmente en a dejar la pregunta en blanco y/o abandonar la prueba sin contestar. El F3 está conformado por ítems que tienen en común la expresión inadecuada de las respuestas durante el examen y/o la dificultad para dar la información solicitada.

Creemos que entre el F1 y los Factores 2 y 3, se encuentra la expresión conductual de huida [F2 y F3] – evitación [F1] de la ansiedad (Miyazaki *et al.*, 2017; Wiedemann, 2015), y entre los Factores 2 y 3 se encuentran las fallas de memoria en la ansiedad (Sanz, Miguel-Tobal y Casado, 2011), siendo mayor en el F2, en comparación al F3; esto explicaría por qué al unirse éstos Factores en AE, el menor aporte a la ansiedad total la presenta F3 ($\beta_{F3} = -0.68$), el aporte intermedio lo presenta el F2 ($\beta_{F2} = 0.37$) y el mayor aporte lo presenta F1 ($\beta_{F1} = 0.63$), pues es más ansioso aquél que no se presenta a la evaluación, es menos ansioso, aquél que presenta y luego abandona (o deja preguntas en blanco) y es mucho menos ansioso aquél que se presenta a la evaluación y contesta todas las preguntas, aunque las conteste mal. Asimismo, la asimetría positiva de todos los factores obtenidos es cónsono con la idea de que serían muy pocos los casos que tienen un puntaje de ansiedad atípico o exagerado en la población.

5. CONCLUSIONES

Se concluye que la estructura factorial subyacente a la adaptación del ECAE a la evaluación con contenidos numéricos, que mejor explica las respuestas de los participantes de este estudio (validez de constructo), está compuesta por 3 factores de primer nivel (Evitación a Presentar la Evaluación, Déficit de Ejecución por Olvido, Déficit de Ejecución por Inadecuada Expresión) y/o un puntaje total de AE. Así mismo, dicha estructura posee una confiabilidad por consistencia interna excelente; no obstante, se recomienda verificar la invarianza factorial de dicha estructura en otras muestras de estudiantes universitarios, ya sea a lo interno de Venezuela o de otros países, para determinar su capacidad de generalización. Igualmente, se recomienda determinar la capacidad predictiva de dicha estructura con respecto a indicadores educativos de importancia tales como: rendimiento académico, abandono escolar, repitencia, entre otros. Se sugiere evaluar por separado la capacidad predictiva de los modelos 1.1_{ML} y 1.2_{ML}, dado a que una de nuestras limitaciones, fue el no poder depurar la estructura factorial de la escala a un único modelo explicativo.

REFERENCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- American Psychiatric Association. (2013). Anxiety Disorders. In Diagnostic and statistical manual of mental disorders (5^{ta} ed.). Estados Unidos: American Psychiatric Association. <https://doi.org/10.1176/appi.books.9780890425596.dsm05>.
- Anderson, J. C. y Gerbing, D. W. (1988). Structural equation modeling in practice: A review and recommended two-step approach. *Psychological Bulletin*, 103(3), 411-423. <https://doi.org/10.1037/0033-2909.103.3.411>.
- Aragón, L. (2004). Fundamentos Psicométricos en la Evaluación Psicológica. *Revista Electrónica de Psicología Iztacala*, 7(4), 23 - 42. Recuperado de: <http://revistas.unam.mx/index.php/repil/article/download/21668/20420>
- Basitere, M. y Ivala, E. (2015). Mitigating the Mathematical Knowledge gap Between High School and First Year University Chemical Engineering Mathematics Course. *Electronic Journal of E-Learning*, 13(2), 68–83. Recuperado de: <https://files.eric.ed.gov/fulltext/EJ1060192.pdf>
- Batista, J. M. y Coenders, G. (2000). *Modelo de ecuaciones estructurales (Modelos para el análisis de relaciones causales)*. España: La muralla.
- Bedewy, D. y Gabriel, A. (2013). The Development and Psychometric Assessment of a Scale to Measure the Severity of Examination Anxiety among Undergraduate University Students. *International Journal of Educational Psychology IJEP – International Journal Of Educational Psychology*, 219(1), 81–104. Recuperado de: <https://files.eric.ed.gov/fulltext/EJ1111715.pdf>
- Brooks, B. D., Alshafei, D. y Taylor, L. A. (2015). Development of the Test and Examination Anxiety Measure (TEAM). *Psi Chi Journal of Psychological Research*, 20(1), 2–10. <https://doi.org/10.24839/2164-8204.JN20.1.2>
- Cadenas, R. (2007). Carencias, dificultades y errores en los conocimientos matemáticos en alumnos del primer semestre de la escuela de educación de la Universidad de los Andes. *Revista ORBIS / Ciencias Humanas*, 2(6), 68–84. Recuperado de: <http://www.revistaorbis.org.ve/pdf/6/6Art4.pdf>
- Carmine, E. G. y Zeller, R. A. (1979). *Reliability and Validity Assessment*. Gran Bretaña: Sage.
- Cassady, J. C. y Johnson, R. E. (2002). Cognitive Test Anxiety and Academic Performance. *Contemporary Educational Psychology*, 27(2), 270–295. <https://doi.org/10.1006/ceps.2001.1094>
- Cuttance, P. (1987). Issues and problems in the application of structural equation models. In *Structural modeling by example: Applications in educational, sociological, and behavioral research*. (pp. 241–279). Estados Unidos: Cambridge University Press.
- Delgado, I. C., Espinoza, J. y Fonseca, J. (2017). Ansiedad matemática en estudiantes universitarios de Costa Rica y su relación con el rendimiento académico y variables sociodemográficas. *Propósitos y Representaciones*, 5(1), 275. <https://doi.org/10.20511/pyr2017.v5n1.148>
- DiStefano, C., Zhu, M. y Mándrilă, D. (2009). Understanding and Using Factor Scores: Considerations for the Applied Researcher - Practical Assessment, Research y Evaluation. *Practical Assessment, Research y Evaluation*, 14(20), 1–11. Recuperado de: <https://pareonline.net/getvn.asp?v=14&n=20>
- Dowker, A., Sarkar, A. y Looi, C. Y. (2016). Mathematics anxiety: What have we learned in 60 years? *Frontiers in Psychology*, 7(APR). <https://doi.org/10.3389/fpsyg.2016.00508>
- Dunn, T. J., Baguley, T. y Brunsden, V. (2014). From alpha to omega: A practical solution to the pervasive problem of internal consistency estimation. *British Journal of Psychology*, 105(3), 399–412. <https://doi.org/10.1111/bjop.12046>
- Edge, O. y Friedberg, S. (1984). Factors Affecting Achievement in the First Course in Calculus. *The Journal of Experimental Education*, 52(3), 136–140. Recuperado de: <http://www.jstor.org/stable/20151539>
- Eiroá, F. J., Fernández, I. y Pérez, P. (2008). Cuestionarios psicológicos e investigación en Internet: Una revisión de la literatura. *Anales de Psicología*, 24(1), 150-157. Recuperado de: https://www.um.es/analesps/v24/v24_1/19-24_1.pdf

- Federación de Psicólogos de Venezuela (1981). *Código de Ética Profesional del Psicólogo*. Informe técnico. Venezuela: Federación de Psicólogos de Venezuela. Recuperado de: <http://fpv.org.ve/documentos/codigodeetica.pdf>
- Ferrando, P. J., Varca, M. D. y Lorenzo, U. (1999). Evaluación Psicométrica del Cuestionario de Ansiedad y Rendimiento (CAR) en una Muestra de Escolares. *Psicothema*, 11, 225–236. Recuperado de: <http://www.psicothema.com/pdf/244.pdf>
- Fink, G. (2010). Stress: Definition and history. *Encyclopedia of Neuroscience*, (October), 549–555. <https://doi.org/10.1016/B978-008045046-9.00076-0>
- Furlan, L. (2006). Ansiedad ante los exámenes. ¿Qué se evalúa y cómo? *Evaluar*, 6, 32–51. Recuperado de: <https://revistas.unc.edu.ar/index.php/revaluar/article/view/533/473>
- _____. (2013). Construcción de una Escala Conductual de Ansiedad Frente a los Exámenes (ECAE). *Revista Latinoamericana de Ciencia Psicológica*, 5(2). Recuperado de: <http://www.psiencia.org/ojs/index.php/psiencia/article/view/111>
- Girón, L. E. y González, D. E. (2005). Determinantes del rendimiento académico y la deserción estudiantil, en el programa de Economía de la Pontificia Universidad Javeriana de Cali. *Economía, Gestión y Desarrollo*, 3, 173–201. Recuperado de: http://revistaeconomia.puj.edu.co/html/articulos/Numero_3/9.pdf
- Grehan, M. (2012). *Critical Events in Students' Engagement with Mathematics Master of Science in Mathematics Education National University of Ireland Maynooth September 2012*. Irlanda: National University of Ireland Maynooth. Recuperado de: http://mural.maynoothuniversity.ie/4474/1/Edits_Final_version_Feb19th%281%29.pdf
- Hair, J. F., Anderson, R. E., Tatham, R. L. y Black, W. C. (1999). *Análisis Multivariante Prentice Hall*. (5ta ed.). España: Prentice Hall Iberia.
- Hammerman, N. y Goldberg, R. (2003). Strategies for developmental mathematics at the college level. *Mathematics and Computer Education*, 37(1), 79–95. Recuperado de: <https://ezproxy.uninorte.edu.co:2167/docview/235800753/fulltextPDF/5261442242264638PQ/1?accountid=41515>
- Heise, D. R. y Bohrnstedt, G. W. (1970). Validity, invalidity and reliability. en E.F. Borgatta y G. W. Bohrnstedt (Eds.), *Sociological Methodology*. Estados Unidos: Jossey Bass. Recuperado de: https://www.jstor.org/stable/270785?seq=1#metadata_info_tab_contents
- Hernández, A., Ponsoda, V., Muñoz, J., Prieto, G. y Elosua, P. (2016a). Revisión del modelo para evaluar la calidad de los tests utilizados en España. *Papeles del Psicólogo*, 37(3), 192–197. Recuperado de: <http://www.papelesdelpsicologo.es/pdf/2775.pdf>
- _____. (2016b). *Cuestionario de Evaluación de Tests Revisado (CET-R)*. Recuperado de: <http://www.cop.es/uploads/pdf/CET-R.pdf>
- Hieb, J. L., Lyle, K. B., Ralston, P. A. S. y Chariker, J. (2015). Predicting performance in a first engineering calculus course: implications for interventions. *International Journal of Mathematical Education in Science and Technology*, 46(1), 40–55. <https://doi.org/10.1080/0020739X.2014.936976>
- Hjartardóttir, H. (2016). *Surviving Calculus: A survival analysis of dropout from calculus at the University of Iceland*. University of Iceland. Recuperado de: https://skemman.is/bitstream/1946/26201/1/Thesis_HrefnaHjartar_DropoutCalc.pdf
- Hoffmann, A. F., Stover, J. B., de la Iglesia, G. y Liporace, M. F. (2013). Correlaciones Policóricas y Tetracóricas En Estudios Factoriales. *Ciencias Psicológicas*, 12(2), 151–164. Recuperado de: <http://www.scielo.edu.uy/pdf/ep/v7n2/v7n2a05.pdf>
- Hu, L. T. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for fit indexes in covariance structure analysis: Conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6(1), 1–55. Recuperado de: <https://psycnet.apa.org/record/1998-03102-001>
- Jaafar, R., Toce, A. y Polnariiev, B. A. (2016). A multidimensional approach to overcoming challenges in leading community college math tutoring success. *Community College Journal of Research and Practice*, 40(6), 534–549. <https://doi.org/10.1080/10668926.2015.1021406>

- Joan, P. y Anguiano-Carrasco, C. (2010). El análisis factorial como técnica de Investigación en psicología. *Papeles del Psicólogo*, 31(1): 18–33. Recuperado de: <http://www.papelesdelpsicologo.es/pdf/1793.pdf>
- Johnson, D. (2000). *Métodos multivariados aplicados al análisis de datos*. México: International Thomson Editores.
- Kerlinger, F. y Lee, H. (2000). *Investigación del Comportamiento* (4ta ed.). México: McGraw Hill.
- Kinnari, H. (2010). A study of mathematics proficiency. *Mathematical Modelling in Civil Engineering*, (Special Issue), 23–27. Recuperado de: <https://ezproxy.uninorte.edu.co:2167/docview/841126736?accountid=41515>
- Kline, R. B. (2005). *Principles and practice of structural equation modeling* (2da ed.). New York: The Guilford Press.
- Lloret-Segura, S., Ferreres-Traver, A., Hernández-Baeza, A. y Tomás-Marco, I. (2014). El análisis factorial exploratorio de los ítems: una guía práctica, revisada y actualizada. *Anales de psicología*, 30(3), 1151-1169. Recuperado de: <http://www.redalyc.org/pdf/167/16731690031.pdf>
- Marsh, H. W., Hau, K. T. y Wen, Z. (2004). In search of Golden Rules: Comment on hypothesis-testing approaches to setting cutoff values for fit indexes and dangers in overgeneralizing Hu and Bentler's findings. *Structural Equation Modeling*, 11(3), 320-341. Recuperado de: <https://psycnet.apa.org/record/2004-14892-002>
- McDonald, R. P. (1999). *Test theory: A unified treatment*. Estados Unidos, NJ: Lawrence Erlbaum.
- McEwen, B. S. (2005). Stressed or stressed out: What is the difference? *Journal of Psychiatry and Neuroscience*, 30(5), 315–318. Recuperado de: <https://www.ncbi.nlm.nih.gov/pmc/articles/PMC1197275/>
- Mental Health Foundation. (2018). *Stress: Are we coping?* London. Recuperado de: <https://www.mentalhealth.org.uk/file/3432/download?token=709ABkP8>
- Ministerio del Poder Popular para la Educación Universitaria, Ciencia y Tecnología (2009). *Matrícula Total de Educación Universitaria en Venezuela*. Recuperado de: <https://web.archive.org/web/20140708194716/http://www.mppeu.gob.ve/web/uploads/PDF/Global.pdf>
- Ministerio del Poder Popular para la Educación Universitaria (s. f.). Ficha Nacional. Caracas, Venezuela: Ministerio del Poder Popular para la Educación Universitaria, Consejo Nacional de Universidades y Oficina de Planeación del Sector Universitario.
- Miyazaki, M., Benson-Martin, J., Stein, D. y Hollander, E. (2017). Anxiety disorders. *Psychiatry by Ten Teachers, Second Edition*, (February 2016), 78–91. <http://dx.doi.org/10.1016/B978-0-12-809324-5.02115-5>
- Montero, I. y León, O. (2007). Guía para nombrar los estudios de investigación en psicología. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 7(3), 847-862. Recuperado de: http://www.aepc.es/ijchp/GNEIP07_es.pdf
- Muñiz, J. (1998). *Teoría clásica de los test*. España: Pirámide.
- Pérez-Gil, J. A., Chacón, S. y Moreno, R. (2000). Validez de constructo: el uso de análisis factorial exploratorio-confirmatorio para obtener evidencias de validez. *Psicothema*, 12(2), 442-446. Disponible en: <http://www.psicothema.es/pdf/601.pdf>
- Prieto, G. y Muñiz, J. (2000). Un modelo para evaluar la calidad de los test utilizados en España. *Papeles del Psicólogo*, 77(1), 65-72. Recuperado de: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=77807709>
- Real Academia Española (2019). *Ansiedad*. En Diccionario de la Real Academia Española, Recuperado de: <https://dle.rae.es/?id=210oQtn>
- Sanz, R., Miguel-Tobal, J. y Casado, I. (2011). Sesgos de Memoria en los Trastornos de Ansiedad. *Clínica y Salud*, 22(2): 187-197. Recuperado de: <http://scielo.isciii.es/pdf/clinsa/v22n2/v22n2a07.pdf>
- Sarason, I. G. (1978). The Test Anxiety Scale: Concept and Research. In *Stress and Anxiety* (pp. 193–216). Recuperado de: <https://apps.dtic.mil/dtic/tr/fulltext/u2/a039887.pdf>

- _____. (1984). Stress, anxiety, and cognitive interference: Reactions to tests. *Journal of Personality and Social Psychology*, 46(4), 929–938. <https://doi.org/10.1037/0022-3514.46.4.929>
- Suinn, R. M., Edie, C. A., Nicoletti, J. y Spinelli, P. R. (1972). The MARS, a measure of mathematics anxiety: Psychometric data. *Journal of Clinical Psychology*, 28(3 S), 373–375. Recuperado de: <https://onlinelibrary.wiley.com/doi/abs/10.1002/1097-4679%28197207%2928%3a3%2b%3c373%3a%3aaid.jclp2270280320%3e3.0.co%3b2-c>
- Tewari, D. D. (2014). Is Matric Math a Good Predictor of Student's Performance in the First Year of University Degree? A Case Study of Faculty of Management Studies, University of KwaZulu-Natal, South Africa. *International Journal of Educational Sciences*, 8(1), 233–237. <https://doi.org/10.1080/09751122.2014.11890565>
- Tukey, J. W. (1977). *Exploratory data analysis*. Estados Unidos, MA: Addison-Wesley.
- Valero, L. (1999). Evaluación de ansiedad ante exámenes: Datos de aplicación y fiabilidad de un cuestionario CAEX. *Anales de Psicología*, 15(2), 223–231. Recuperado de: <http://digitum.um.es/xmlui/handle/10201/10172>
- Vargas, M. M. y Montero, E. (2016). Factores que determinan el rendimiento académico en Matemáticas en la Universidad Nacional de Ingeniería (UNI), Nicaragua: un modelo de ecuaciones estructurales. *Universitas Psychologica*, 15(4). <https://doi.org/10.11144/javeriana.upsy15-4.fdra>
- Wiedemann, K. (2015). *Anxiety and Anxiety Disorders. International Encyclopedia of the Social and Behavioral Sciences: Second Edition* (Second Edition, Vol. 1). Oxford, UK: Elsevier. <https://doi.org/10.1016/B978-0-08-097086-8.27006-2>
- Wolmarans, N., Smit, R., Collier-Reed, B. y Leather, H. (2010). Addressing concerns with the NSC : An analysis of first-year student performance in Mathematics and Physics. *Memorias del Congreso: 18th Conference of the Southern African Association for Research in Mathematics, Science and Technology Education y 18th Conference of the Southern African Association for Research in Mathematics, Science and Technology Education*, 274–284. Recuperado de: <http://www.cilt.uct.ac.za/usr/mecheng/staff/academic/brandon/Collier-Reed2010NSC.pdf>
- Zambrano, J. (2013). Errores típicos en los conocimientos matemáticos de estudiantes de primer semestre de ingeniería. *Inventum*, 8(14), 18–23. <https://doi.org/10.26620/uniminuto.inventum.8.14.2013.18-23>
- Zhang, G., Anderson, T. J., Ohland, M. W. y Thorndyke, B. R. (2004). Identifying Factors Influencing Engineering Student Graduation: A Longitudinal and Cross-Institutional Study. *Journal of Engineering Education*, (October), 313–320. <https://doi.org/10.1002/j.2168-9830.2004.tb00820.x>