



PROPIEDADES PSICOMÉTRICAS DE LA ESCALA DE ALEXITIMIA DE TORONTO DE 20 REACTIVOS EN MÉXICO

José Moral de la Rubia¹
Universidad Autónoma de Nuevo León
México

RESUMEN

Este trabajo tiene por objetivos estudiar las propiedades psicométricas de la TAS-20 y su relación con deseabilidad social (medida por la escala L del MMPI). Se empleó una muestra de 381 estudiantes universitarios. Por análisis factorial, los reactivos de la TAS-20 presentaron una estructura trifactorial: Dificultad para Expresar Sentimientos (2, 4, 11, 12, y 17), Dificultad para Identificar Sentimientos (1, 3, 6, 7, 9, 13 y 14) y Pensamiento Externamente Orientado (5, 8, 10, 15, 16, 18, 19 y 20). El análisis factorial confirmatorio por el método GLS.-ML, desde la matriz de correlaciones, indica buen ajuste de la estructura de tres factores relacionados (RMS SR =.053, RMS EA =.041, PGI = .949, APCI = .935, GFI = .923 y AGFI =.903). La escala resultó consistente ($\alpha=0.82$) y fiable a los 6 meses ($r=0.71$), así como sus dos primeros factores ($\alpha=0.80$ y $r=0.55$ y $\alpha=0.78$ y $r=0.61$, respectivamente). La fiabilidad del tercer factor fue baja ($\alpha=0.53$ y $r=0.36$). La distribución de la escala se ajustó a una curva normal, presentando sus factores asimetría positiva. La relación con deseabilidad social fue significativa (-0.28). Se concluye que la TAS-20 posee buenas propiedades psicométricas.

PALABRAS CLAVE: Alexitimia, propiedades psicométricas, TAS-20, deseabilidad social y emoción

¹ Facultad de Psicología. Universidad Autónoma de Nuevo León. E-mail: jose_moral@hotmail.com

ABSTRACT

This paper has as objectives: To study the psychometric properties of the TAS-20 and its relationship with social desirability (measured by the MMPI scale L). The sample was constituted by 381 university students. The TAS-20 items presented a structure of three factors by factor analysis: Difficulty Expressing Feelings (2, 4, 11, 12, and 17), Difficulty Identifying Feelings (1, 3, 6, 7, 9, 13 and 14) and Externally Oriented Thinking (5, 8, 10, 15, 16, 18, 19 and 20). The confirmatory factor analysis by the GLS-ML method, using the correlations matrix, indicates good adjustment of the three related factors structure (RMS SR = .053, RMS EA = .041, PGI = .949, APGI = .935, GFI = .923 and AGFI = .903). The scale was consistent ($\alpha=0.82$) and reliable to the 6 months ($r=0.71$) as well as its first two factors ($\alpha=0.80$ and $r=0.55$ and $\alpha=0.78$ and $r=0.61$, respectively). The reliability of the third factor was low ($\alpha=0.53$ and $r=0.36$). The scale distribution was adjusted to a normal curve, although its factors were positive skewness. The relationship of the scale with social desirability was significant (-0.28). The TAS-20 possesses good psychometric properties.

KEY WORDS: Alexithymia, psychometric properties, TAS-20, social desirability and emotion.

Introducción

El término alexitimia etimológicamente significa: (a-) falta, (-lexia-) de palabras, (-timia) para los sentimientos. Fue acuñado por Sifneos en 1973 para definir un conjunto de rasgos inicialmente descritos en pacientes psicósomáticos: dificultad para identificar y comunicar verbalmente los sentimientos, pobreza de la fantasía y un estilo de pensamiento concreto, centrado en los detalles externos (Nemiah y Sifneos, 1970). No obstante, ya en la década de los 70, la investigación empírica contempla a la alexitimia como un factor de riesgo para diversas enfermedades psiquiátricas, tales como depresión, trastornos por uso de sustancias, de ansiedad, de control de los impulsos y somatomorfos. Taylor, Bagby y Parker (1997) consideran que la alexitimia es un determinante de trastornos relacionados con la regulación de los afectos por el déficit en la percepción y manejo emocional que conlleva.

La alexitimia ha recibido diversos intentos de operativización, siendo uno de los más exitosos y usados la escala de autoreporte *Toronto Alexithymia Scale* (TAS), publicada en 1985 por Taylor, Ryan y Bagby, con veintiséis reactivos y cuatro factores. Tras una primera revisión, en 1992, se reduce a dos factores y

veintitrés reactivos. En 1994, aparece la segunda revisión, donde la TAS queda en veinte reactivos y tres factores (dificultad para identificar sentimientos, dificultad para expresar sentimientos y pensamiento externamente orientado). El factor de pobreza de la fantasía y sueños diurnos de la TAS-26 desaparece para minimizar la correlación de la escala con la variable de deseabilidad social y se mejoran ligeramente los índices de fiabilidad.

El estudio canadiense de la TAS-20 se llevó a cabo en una muestra de 965 estudiantes universitarios (Bagby et al., 1994). La estructura factorial se determinó por Análisis Factorial Exploratorio, empleando el método de Factorización por Ejes Principales y una rotación Varimax. La composición de los reactivos se determinó por cargas factoriales iguales o mayores a .35. Empleando el criterio de Kaiser (autovalores mayores a 1), se obtenía 5 factores. No obstante, por el criterio de Catell, número de factores por encima del punto de inflexión de la curva de sedimentación de los autovalores y por la trivialidad de los dos últimos factores constituidos por un solo reactivo cada uno, se decidió fijar la estructura de la escala en tres factores; explicando esta solución el 31% de la varianza total. El primer factor de Dificultad para diferenciar sentimientos (DIS), constituido por siete reactivos (1, 3, 6, 7, 9, 13 y 14), explica el 12.6% de la varianza total. El segundo de Dificultad para expresar sentimientos (DES), integrado por cinco reactivos (2, 4, 11, 12 y 17), explica el 9.6% de la varianza total. El tercero de Pensamiento externamente orientado (PEO), formado por ocho reactivos (5, 8, 10, 15, 16, 18, 19 y 20), explica el 8.7% de la varianza total.

Esta estructura resultó estable, al ser replicada por Análisis Factorial Confirmatorio en dos muestras, una psiquiátrica de 218 pacientes externos y otra de 401 estudiantes universitarios. Para el Análisis Factorial Confirmatorio se optó por una solución de tres factores relacionados. La razón fue que los factores, definidos cada uno como la suma simple de los reactivos, estaban correlacionados de forma significativa. Con valores de 0.51 entre DIS y DES, de 0.20 entre DIS y PEO y de 0.18 entre DES y PEO. En la muestra de estudiantes, los índices de ajuste resultaron significativos: Índice de Bondad de Ajuste (GFI) de Koreskog fue de 0.886 (>0.85), el Índice de Bondad de Ajuste Ajustado (AGFI) de Koreskog fue

de 0.856 (>0.80) y el Residuo estandarizado cuadrático medio (RMS SR) de 0.069 (<0.075). Igualmente, en la muestra clínica, GFI fue de 0.864, AGFI de 0.829 y RMS SR de .007. El modelo de tres factores mostró un ajuste superior que el unifactorial y el bifactorial (juntando DIS y DES) en ambas muestras (Bagby et al., 1994).

Los objetivos del presente estudio son los siguientes: (1) comprobar la capacidad discriminativa y consistencia interna de los de los veinte reactivos de la TAS, así como su baja correlación ($<|0.20|$) con discapacidad social. (2) Determinar la estructura factorial de la escala con técnicas factoriales exploratorias y contrastar su estabilidad con técnicas factoriales confirmatorias. (3) En relación con la escala y sus factores, estimar los estadísticos descriptivos, consistencia interna, fiabilidad temporal a los seis meses, diferencia de género y correlación con la edad y discapacidad social.

Método

Sujetos

Se empleó una muestra no probabilística incidental de 381 sujetos, obtenida al ingreso en la facultad de psicología. La segunda aplicación de la TAS-20 se hizo seis meses más tarde. Se logró obtener aproximadamente el 80% de la muestra inicial ($n=311$). En la primera aplicación, la edad media fue de 17.65 años con una desviación estándar de 2.32 años. La edad mínima era de 17 y máxima de 36. El 76% eran mujeres y el 24% hombres.

Materiales

TAS-20. Escala con un rango potencial de 20 a 100, formada por veinte reactivos tipo Likert con recorrido de cinco puntos cada uno (1 a 5), con dos puntos en cada polo y punto intermedio. Tres tercios están redactados en sentido alexitímico, salvo el 4, 5, 10, 18 y 19. La puntuación de la escala se obtiene por suma simple de los veinte reactivos, invirtiendo de forma previa la puntuación de los cinco reactivos redactados en sentido no alexitímico. Para realizar tal inversión restamos a 6 la puntuación del reactivo. Así, a mayor puntuación, mayor alexitimia.

La distribución de la escala se ajusta a una curva normal de media 48 y desviación estándar 12 (Bagby, Parker y Taylor, 1994). Se ha de señalar que, en el presente estudio, el recorrido de cada reactivo es de seis puntos (de 0 a 5), con tres puntos en cada polo y sin punto intermedio. Así, el rango potencial de la escala es de 0 a 100. Ver la escala en el apéndice.

Escala L del MMPI. Mide la tendencia a dar una respuesta falseada en un sentido socialmente deseable. Puntuaciones altas indican mayor deseabilidad social. Se empleó la adaptación al castellano de Núñez (1979). En nuestra muestra, la consistencia interna de la escala fue adecuada ($\alpha=0.60$), pero su distribución no se ajustó a una curva normal ($Zk-s=2.018$, $p=0.001$). Se manejó en puntuaciones brutas y se consideró no paramétrica.

Procedimiento

Las puntuaciones en la escala y los factores se obtuvieron por suma simple de reactivos, puntuándose a los mismos en sentido alexitímico. Un reactivo se asignaba a un factor cuando su saturación más alta y de valor mayor a 0.30 caía en dicho factor. El ajuste de las distribuciones a una curva normal se contrastó por la prueba de Kolmogorov-Smirnov. La discriminatividad de cada reactivo, siguiendo las recomendaciones de Kelly (1939), se estableció por su capacidad para diferenciar al grupo superior (\geq Centil 73) del inferior (\leq Centil 27) de la escala, empleándose la U de Mann-Whitney. La consistencia interna de cada reactivo se determinó por la correlación con el resto de la escala total y con el resto del factor en el cual está incluido, empleándose el coeficiente de Spearman; y la consistencia interna de los factores y escala, por la alfa de Cronbach. La fiabilidad temporal, por la correlación entre la primera y segunda aplicación. La estructura factorial de la escala se determinó por Factorización de Ejes Principales con una rotación ortogonal Varimax. Para determinar qué modelo se ajustaba mejor a los datos, se empleó Análisis Factorial Confirmatorio (AFC), desde la matriz de correlaciones, con el método de Mínimos Cuadros Generalizados/Máxima Verosimilitud (GLS-ML). Todos los residuos se fijaron como independientes. Para

las correlaciones, se empleó el coeficiente de Pearson con las variables que se ajustan a una distribución normal y el coeficiente de Spearman cuando al menos de ellas no. Las diferencias por género se contrastaron por la t de Student (dependiente paramétrica) ó la U de Mann-Whitney (dependiente no paramétrica). El nivel de significación se fijó en 0.05. Los cálculos fueron realizados con el SPSS versión 12, salvo el AFC que se ejecutó con el STATISTICA versión 6.

Resultados

Estudio de los 20 reactivos de la TAS-20

Las medias aritméticas variaron de 0.58 a 1.97. Esto nos indica una clara tendencia a puntuar bajo. Precisamente, todos los reactivos son asimétricos positivos. Cinco son mesocúrticos, diez leptocúrticos y cinco platicúrticos. La distribución de ninguno de los reactivos se puede considerar normal. Los veinte reactivos resultaron discriminativos ($p < 0.000$); fiables en la escala, con correlaciones variando de 0.125 a 0.609; y aún más con su factor, con correlaciones de 0.176 a 0.620, correspondiendo la más alta al reactivo 2 y la más baja al 10. A su vez, el índice de fiabilidad temporal más alto corresponde al reactivo 2 (0.62) y el más bajo al reactivo 10 (0.29), resultando todas correlaciones test-retest significativas ($p < .000$). Trece reactivos presentaron correlación significativa y negativas con la escala L del MMPI, de los cuales sólo cinco (1, 2, 4, 9 y 13) mostraban correlaciones menores a -0.20.

Estructura factorial de la TAS-20

La matriz de correlación es apta para el análisis factorial como nos lo indica: el valor casi nulo del determinante (.000), el rechazo de la hipótesis nula de matriz identidad por la prueba de la Esfericidad de Bartlett ($\chi^2 = 1682.13$, g.l. = 190, $p < 0.000$) y la Medida de Adecuación de la Muestra con un valor alto de 0.857. El Análisis Factorial Exploratorio, por Factorización de Ejes Principales, empleándose el criterio de Kaiser de valores mayores a 1 para definir el número de dimensiones, arroja una estructura de cinco factores que explica el 35.51% de la varianza total.

No obstante, se podría justificar la reducción de la estructura a tres factores, ignorando los dos últimos, basándonos en:

1. El criterio de Cattell (1978), al haber tres factores por encima del punto de inflexión de la curva de sedimentación (Moral, 2006a).
2. El escaso número de reactivos con saturaciones mayores a 0.30 en los dos últimos factores: reactivos 8 y 20 para el cuarto y 5 y 10 para el quinto.
3. Al estar incluidos estos cuatro reactivos, con cargas factoriales mayores o iguales a 0.34, en el tercer factor de la solución rotada trifactorial forzada; teniendo ésta última solución mayor relevancia teórica para el constructo de la alexitimia.

Con estos tres factores se logra explicar el 30.66% de la varianza total. El primero está definido por los reactivos 2, 4, 11, 12 y 17 y explica 13.24% de la varianza total. Se corresponde a la dimensión de Dificultad para Expresar Sentimientos (DES). El segundo, por los reactivos 1, 3, 6, 7, 9, 13 y 14 y explica el 11.07% de la varianza total. Se corresponde a la dimensión de Dificultad para Identificar Sentimientos (DIS). El tercero, por los reactivos 5, 8, 10, 15, 16, 18, 19 y 20 y explica el 6.35% de la varianza total. Se corresponde con la dimensión de Pensamiento Externamente Orientado (PEO) (ver **tabla 1**).

Para dar una mayor solidez al hallazgo de estructura trifactorial, se aplicó un Análisis Factorial Confirmatorio. Se consideró desde un modelo unidimensional a otro de cinco factores, pasando por los de dos (DIS-DES y PEO) y tres factores (DIS, DES y PEO), bien de factores independientes o dependientes. El modelo de cinco factores se define desde la matriz factorial del primer análisis factorial exploratorio donde se empleó el criterio Kaiser.

Los índices de ajuste para el modelo de tres factores relacionados (3D) fueron superiores a los índices de los restantes modelos: unidimensional (1), bidimensional con factores relacionados (2D) o independientes (2I), tridimensional con factores independientes (3I) y pentafactorial con factores independientes (5I) (ver **tabla 2**). Además, estos índices resultaron muy significativos, siguiendo las

guías interpretativas de Kline (1994) y Moral (2006b). El valor de la Función de Densidad resultó de 0.825 (<1). El Residuo Estandarizado Cuadrático Medio tomó un valor de 0.053 (<0.075); el valor del Error Cuadrático de Aproximación de Steiger-Lind, de 0.050 (<0.075); el Índice Gamma Poblacional, de 0.960 (>0.90); Índice Gamma Poblacional Ajustado, de 0.950 (>0.85); Índice de Bondad de Ajuste de Joreskog, de 0.923 (próximo a 0.95); Índice de Bondad de Ajuste Ajustado de Joreskog, de 0.903 (>0.90); Índice Comparativo de Ajuste de Bentler, de .904 (>0.90); y la coeficiente Delta de Bollen, de 0.905 (>0.90). En este modelo de 3 factores relacionados, los parámetros de los veinte reactivos, tres factores y tres interacciones factoriales resultaron significativamente distintos a cero ($p<0.000$).

Tan sólo fue superado en índices de ajuste por el modelo de cinco factores dependientes. En este último modelo, hubo dos interacciones no significativas ($p>0.05$), la interacción entre los factores primero y quinto y la de los factores segundo y quinto. Aunque el modelo de cinco factores dependientes es el que mejor se ajusta a los datos, se puede dar por confirmado el modelo de tres factores dependientes, por su alta significatividad y su mayor relevancia teórica.

Consonante con el mejor ajuste de la estructura de factores relacionados frente a independientes, tenemos que los tres factores, al ser definidos por suma simple de reactivos, correlacionan entre sí. La asociación es más fuerte entre DES y DIS (0.570) y menos fuerte de PEO con DIS (0.270) y con DES (0.267). A su vez, si se emplea como método de rotación Oblimin (que normalmente proporciona factores dependientes) en vez de Varimax (que garantiza la independencia) en el análisis factorial exploratorio, fijando tres factores, se obtiene la misma estructura de correlaciones reactivo-factor (ver **tabla 3**).

Estudio de la escala y sus factores

La escala tiene una media de 24.90 y una desviación estándar es de 12.27, con un recorrido de 0 a 61. El perfil de la curva se puede considerar normal ($p=0.076$). DES tiene una media de 8.04, y una desviación estándar de 0.29, con un recorrido de 0 a 25. Su distribución es asimétrica positiva ($As=0.695$), concentrándose en valores bajos y tiene un perfil mesocútico ($K=-0.09$). Por la

prueba de Kolmogorov-Smirnov carece de ajuste a una distribución normal ($p < 0.001$). DIS tiene una media de 8.40 y una desviación estándar de 0.29, con un recorrido de 0 a 30. La distribución es asimétrica positiva ($As = 0.801$), y platicúrtica ($K = 0.60$) o achatada. Por la prueba de Kolmogorov-Smirnov no se ajusta a una distribución normal ($p = 0.001$). PEO tiene una media de 8.46 y una desviación estándar de 0.23, con un recorrido de 0 a 24. La distribución es asimétrica positiva ($As = 0.638$) y platicúrtica ($K = 0.62$). Tampoco, por la prueba de Kolmogorov-Smirnov, se ajusta a una distribución normal ($p = 0.002$) (ver **tabla 4**).

La consistencia interna de la TAS-20 por la alpha de Cronbach fue de 0.82. Nivel alto al igual que la de DES con un valor de 0.80 y la de DIS de 0.78. Sin embargo, PEO presentó una consistencia interna baja de 0.53. La escala resultó fiable en un intervalo de 6 meses. La correlación de la TAS-20, por el coeficiente de Pearson, fue de 0.71, y la de sus tres factores, por el coeficiente de Spearman, varió de 0.61 para DIS y 0.55 para DES a 0.36 para PEO. Entre las dos aplicaciones, no hubo diferencia de medias significativas ni para la escala ni para sus tres factores.

Sólo el tercer factor de la TAS-20 (PEO) presentó diferencia estadísticamente significativa por género ($Z_U = -1.991$; $p = 0.047$). Asimismo, sólo la escala ($r = -0.11$, $p = 0.036$) y su factor DIS ($Rho = -0.15$, $p = 0.004$) correlacionaron de forma inversa y débil con la edad. A mayor edad, menor dificultad para identificar sentimientos y menos rasgos alexitímicos.

La TAS-20 y sus dos primeros factores (DES y DIS) correlacionaron de forma significativa e inversa con la escala L del MMPI, con valores de -0.278 a -0.294. Sólo el tercer factor (PEO) permaneció independiente ($Rho = -0.070$, $p = 0.186$).

Discusión

La correlación con deseabilidad social (escala L del MMPI) es nula en siete reactivos y significativa pero mayor a -0.20 en cinco. Sólo en ocho es menor a -0.20, siendo el valor de correlación máximo de -0.25. Por otra parte, con excepción del tercer factor (PEO), la escala y sus dos primeros factores (DES y DIS) correlacionan de forma significativa, pero baja, con la escala L del MMPI, con

un valor máximo de -0.29. Lo que se aproxima bastante al intento de minimizar la relación de los reactivos, los factores y la escala con la tendencia a evaluarse en un sentido socialmente deseable. Además, todas las correlaciones significativas son negativas, indicando a que mayor alexitimia, más sinceridad. El hecho que algunas correlaciones excedan el valor de $|0.20|$ probablemente se deba al menor tamaño de nuestra muestra, ya que la del estudio canadiense fue de 965 sujetos.

Resultando los veinte reactivos discriminativos, fiables y no excesivamente sesgados por la deseabilidad social, se puede mantener los mismos como componentes de la escala. Al estudiar la estructura factorial de estos veinte reactivos, por una técnica exploratoria, Factorización por Ejes Principales, y extraer todos los factores con valores propios mayores de 1, se obtienen cinco. Los dos primeros factores coinciden con los esperados. Al tercero le faltan 4 reactivos que se hallan repartidos entre el cuarto y quinto. El cuarto refleja una dimensión de falta de pensamiento crítico o superficialidad y el quinto una tendencia a analizar los problemas y estar en contacto con los sentimientos. Al forzar la solución a tres factores, se replica la solución de Bagby et al. (1994); salvo que el primer factor es el de dificultad para expresar sentimientos y el segundo la dificultad para identificar sentimientos. La agrupación de los restantes reactivos en el tercer factor de pensamiento externamente orientado no sólo está justificada por criterios estadísticos, sino ante todo por criterios teóricos. No obstante, el Análisis Factorial Exploratorio es un método débil en comparación con el Análisis Factorial Confirmatorio para contrastar modelos a priori (Moral, 2006b).

Loas, Otmani, Verrier, Fremaux y Marchand (1996) publicaron un estudio de validación de la TAS-20 en una muestra de estudiantes universitarios franceses y obtuvieron una solución factorial ortogonal de dos factores. Los reactivos de dificultad para identificar y expresar emociones saturaban en un solo componente. Solución obtenida con la técnica exploratoria de Componentes Principales. En 1997, Loas, Parker, Otmani, Verrier y Fremaux (1997) aplicaron a la misma muestra un Análisis Factorial Confirmatorio. Hallaron que el modelo de tres factores relacionados se ajustaba mejor que el modelo de 2 factores independientes. En nuestra muestra, al aplicar el Análisis Factorial Exploratorio

por el método GLS-ML claramente, se confirma el modelo de tres factores relacionados. Lo cual nos habla que la alexitimia es un constructo de rasgos interrelacionados.

Pérez-Rincón, Cortés, Ortiz, Peña, Ruíz y Díaz-Martínez, en una adaptación realizada de la TAS-20 en México y publicada en 1997, por análisis factorial exploratorio (componentes principales con una rotación Varimax), obtienen una estructura bifactorial. El primer factor, incapacidad para discriminar y describir pensamiento, está integrado por los reactivos 1, 2, 3, 6, 7, 8, 9, 11, 12, 13, 14, 15, 16, 17 y 20; el segundo, pensamiento externamente orientado, por 4, 5, 10, 18 y 19. La solución explica el 40.3% de la varianza total. Quizá por análisis factorial confirmatorio también se hubiese mantenido la hipótesis nula de ajuste a una estructura de tres factores relaciones, tal como ocurrió en el estudio de Loas et al. (1997). No obstante, el tamaño de la muestra mexicana era algo pequeño, de 153 sujetos adultos, y además los sujetos fueron tomados de un entorno hospitalarios (tanto empleados como pacientes).

Entre las medias canadiense y mexicana hay casi 25 puntos de diferencia. No obstante, no son directamente comparables, al haber 20 puntos de diferencia en su origen. Si se transforma la escala de los reactivos de la adaptación mexicana de seis puntos a una de cinco (0=1, 1=2, 2=3, 3=3, 4=4, 5=5), entonces se obtiene una media de 41.11, una desviación estándar de 9.53, y una error estándar de la media de 0.49. Entre 39.85 y 42.37 habría una probabilidad del 99% de encontrar el valor de la media, ubicándose este intervalo entre 48.94 y 50.78 en la muestra canadiense. Esto refleja que la media mexicana es significativamente menor ($p < .01$). Además, si en el estudio canadiense los reactivos fueron simétricos, en el nuestro eran asimétricos positivos. Lo que vuelve a señalar la diferencia a la baja. Esta diferencia podría ser atribuible al formato sin punto medio y tres extremos del presente estudio; a una diferencia cultural en expresión y valoración de las emociones. Precisamente, el factor de dificultad para expresar sentimientos ha cobrado más importancia en la muestra mexicana. O un efecto de la deseabilidad social, al ser la correlación significativa y haberse capturado la muestra en un proceso de selección de estudiantes de psicología.

Los valores de consistencia interna de la escala ($\alpha=0.82$) y de sus dos primeros factores (de 0.80 para DES y de 0.78 para DIS) son buenos y muy adecuados para una escala multifactorial (Briggs y Cheek, 1986). Sin embargo, el del tercer factor, resultó algo pobre (0.53). Valores muy semejantes al estudio original canadiense, con una alfa de 0.81 para la escala, 0.78 para DIS, 0.75 para DES y 0.66 para PEO. En la adaptación mexicana realizada por Pérez-Rincón et al. (1997) la consistencia interna de la escala fue un poco más alta de .875, no reportando los valores de alfa de los dos factores. La fiabilidad temporal a los seis meses de la TAS-20 resultó muy buena (0.71). Semejante a la reportada por Martínez-Sánchez (1996) de 0.72 a las diecinueve semanas; y por Moral y Retamales (2000) de 0.72 a los seis meses.

Coincide la correlación baja y negativa de la escala TAS-20 con la edad en las muestras de México (-0.11) y Canadá (-0.13). Por otra parte, el mayor promedio de los hombres en pensamiento externamente orientado es la diferencia de género más consistente en los estudios interculturales (Páez, Fernández y Mayordomo, 2000).

Para una interpretación más fácil de las puntuaciones brutas en la escala (suma de los veinte reactivos), éstas se pueden transformar en puntuaciones T con la siguiente fórmula: $PT = 100 + 15 [(PB - 25) / 12]$. Entre 85 y 115 correspondería una puntuación intermedia, por debajo de 85 baja y por encima de 115 alta en alexitimia. Fórmula válida para ambos sexos en una población de jóvenes estudiantes mexicanos de 17 a 21 años, con estudios terminados de preparatoria y clase social media. Considerando que el coeficiente de fiabilidad es de 0.82, estimado tanto desde la alfa de Cronbach como la correlación de las dos mitades, y que las puntuaciones T tienen una desviación estándar de 15, entonces el error estándar de medida es de 6.36 puntos (Santisteban, 1990).

En conclusión, la TAS-20, por técnicas de análisis factorial exploratorio, presenta una estructura de tres factores: (1) dificultad para expresar sentimientos (2, 4, 11, 12, y 17), (2) dificultad para identificar sentimientos (1, 3, 6, 7, 9, 13 y 14) y (3) pensamiento externamente orientado (5, 8, 10, 15, 16, 18, 19 y 20). Los factores definidos como suma simple de reactivos correlacionan entre sí.

Precisamente, por análisis factorial confirmatorio, se ajusta mejor la estructura de tres factores relacionados. La escala resultó consistente y fiable a los seis meses, así como sus dos primeros factores. El tercer factor tiene una fiabilidad algo baja. Sus veinte reactivos son asimétricos positivos, discriminativos y fiables. La distribución de la escala (con un recorrido de 0 a 5 por reactivo) se ajusta a una curva normal de media 25 y desviación estándar 12. La TAS-20 no presenta diferencia de sexos, pero sí correlaciona con la edad de forma inversa y baja, a más edad menor puntuación. La TAS-20 y sus tres factores presentan una relación débil e inversa con deseabilidad social. Los alexitímicos deforman menos su imagen en un sentido socialmente deseable.

Referencias bibliográficas

- Bagby, R.M., Parker, J.D.A. y Taylor, G.J. (1994). The twenty-item Toronto alexithymia scale-I. Item selection and cross-validation of the factor structure. **Journal of Psychosomatic Research**, **38**(1), 23-32.
- Briggs, S.R. y Cheek, J.M. (1986). The role of factor analysis in the development of personality scales. **Journal of Personality**, **54**, 106-148.
- Cattell, R.B. (1978). **The Scientific use of factor analysis in the behavioral and life sciences**. New York: Plenum.
- Kelly, T.L. (1939). The selection of upper and lower groups for the validation of test items. **Journal of Educational Psychology**, **30**, 17-24.
- Kline, P. (1994). **An easy guide to factor analysis**. New York: Routledge
- Loas, G., Otmani, O., Verrier, A., Fremaux, D. y Marchand, M. P. (1996). Factor analysis of the French version of the 20-item Toronto Alexithymia Scale (TAS-20). **Psychopathology**, **29**, 139-144.
- Loas, G., Parker, J.D.A., Otmani, O., Verrier, A. y Fremaux D. (1997). Confirmatory factor analysis of the French translation of the 20-item Toronto Alexithymia Scale. **Perceptual and Motor Skills**, **83**, 1018-1028.
- Martínez-Sánchez, F. (1996). Adaptación de la Escala de Alexitimia de Toronto (TAS-20). **Clínica y Salud**, **7**(1), 19-32.
- Moral, J. (2006a). Análisis factorial y su aplicación al desarrollo de escalas. En R. Landero y M. González (Eds.), **Estadística con SPSS y metodología de la investigación** (pp. 387-443). Monterrey, N.L., México: Trillas.

- Moral, J. (2006b). Análisis factorial confirmatorio. En R. Landero y M. González (Eds.), **Estadística con SPSS y metodología de la investigación** (pp. 445-528). Monterrey, N.L., México: Trillas.
- Moral, J. y Retamales, R. (2000). Estudio de validación de la escala de Alexitimia de Toronto (TAS-20) en muestra española. **Revista Electrónica de Psicología. Psicología.com**, 4(2). Consultado: el 15 de febrero de 2007. Disponible en: www.psiquiatria.com/psicologia/vol4num2/art_3.htm.
- Nemiah, J.C. y Sifneos, P.E. (1970). Affect and fantasy in patients with psychosomatic disorders. En O.W. Hill (Ed.), **Modern Trends in Psychosomatic Medicine** (Vol. 2) (pp. 26-34). London: Butterworths.
- Núñez, R. (1979). **Aplicación del Inventario Multifásico de la personalidad (MMPI)**. México: Editorial Manual Moderno.
- Paéz, D.; Fernández, I. y Mayordomo, S. (2000). Características alexitímicas y diferencias culturales. En D. Paéz y M.M. Casullo (Eds.), **Cultura y alexitimia** (pp. 51-71). Buenos Aires: Paidós.
- Pérez-Rincón, H., Cortés, J., Ortiz-León, S, Peña, J., Ruiz, J., Díaz-Martínez, A. (1997). Validación y estandarización de la versión española de la Escala Modificada de Alexitimia de Toronto. **Salud mental**, 20(3), 30-34.
- Santisteban, C (1990). **Psicometría. Teoría y práctica en la construcción de tests**. Madrid: Ediciones Norma.
- Sifneos, P.E. (1973). The prevalence of alexithymic characteristics in psychosomatic patients. **Psychotherapy and Psychosomatics**, 22, 255-262.
- Taylor, G.J., Bagby, R.M. y Parker J.D.A. (1992). The revised Toronto Scale: some reliability, validity and normative data. **Psychotherapy and Psychosomatics**, 57(1-2), 34-41.
- Taylor, G.J., Bagby, R.M. y Parker, J.D.A. (1997). **Disorders of affect regulation: Alexithymia in medical and psychiatric illness**. Harvard: Cambridge University Press.
- Taylor, G.J., Ryan, D.P. y Bagby, R.M. (1985). Toward the development of a new self-report alexithymia scale. **Psychotherapy and Psychosomatics**, 44(4), 181-199.

Apéndice – Escala de alexitimia de Toronto de 20 reactivos

Lea atentamente cada uno de las siguientes 20 afirmaciones acerca de su modo de ser habitual. Señale con un círculo el grado en que está de acuerdo o no con las mismas. Conteste lo más sinceramente posible.

Desacuerdo			Acuerdo		
-3	-2	-1	+1	+2	+3
Totalmente en desacuerdo	Bastante en desacuerdo	Más bien en desacuerdo	Más bien de acuerdo	Bastante de acuerdo	Totalmente de acuerdo
1. A menudo estoy confuso con las emociones que estoy sintiendo			-3 -2 -1 +1 +2 +3		
2. Me es difícil encontrar las palabras correctas para mis sentimientos			-3 -2 -1 +1 +2 +3		
3. Tengo sensaciones físicas que incluso ni los doctores entienden			-3 -2 -1 +1 +2 +3		
4. Soy capaz de expresar mis sentimientos fácilmente			-3 -2 -1 +1 +2 +3		
5. Prefiero analizar los problemas mejor que sólo describirlos			-3 -2 -1 +1 +2 +3		
6. Cuando estoy mal no sé si estoy triste, asustado o enfadado			-3 -2 -1 +1 +2 +3		
7. A menudo estoy confundido con las sensaciones de mi cuerpo			-3 -2 -1 +1 +2 +3		
8. Prefiero dejar que las cosas sucedan solas sin preguntarme por qué suceden de ese modo			-3 -2 -1 +1 +2 +3		
9. Tengo sentimientos que casi no puede identificar			-3 -2 -1 +1 +2 +3		
10. Estar en contacto con las emociones es esencial			-3 -2 -1 +1 +2 +3		
11. Me es difícil expresar lo que siento acerca de las personas			-3 -2 -1 +1 +2 +3		
12. La gente me dice que exprese más mis sentimientos			-3 -2 -1 +1 +2 +3		
13. No sé qué pasa dentro de mí			-3 -2 -1 +1 +2 +3		
14. A menudo no sé por qué estoy enfadado			-3 -2 -1 +1 +2 +3		
15. Prefiero hablar con la gente de sus actividades diarias mejor que de sus sentimientos			-3 -2 -1 +1 +2 +3		
16. Prefiero ver espectáculos simples, pero entretenidos, que profundos dramas psicológicos			-3 -2 -1 +1 +2 +3		
17. Me es difícil revelar mis sentimientos más profundos incluso a mis amigos más íntimos			-3 -2 -1 +1 +2 +3		
18. Puedo sentirme cercano a alguien, incluso en momentos de silencio			-3 -2 -1 +1 +2 +3		
19. Encuentro útil examinar mis sentimientos para resolver problemas personales			-3 -2 -1 +1 +2 +3		
20. Analizar y buscar significados profundos a películas, espectáculos o entretenimientos disminuye el placer de disfrutarlos			-3 -2 -1 +1 +2 +3		

Tabla 1. - Matriz Factorial Rotada con los veinte reactivos de la TAS-20.

Reactivos de la TAS-20	F1 DES	F2 DIS	F3 PEO
1. A menudo estoy confuso con las emociones que estoy sintiendo	0.37	0.49	0.04
2. Me es difícil encontrar las palabras correctas para mis sentimientos	0.69	0.34	0.06
3. Tengo sensaciones físicas que ni siquiera los doctores entienden	-0.02	0.35	0.18
4. Soy capaz de expresar mis sentimientos fácilmente	0.64	0.09	0.12
5. Prefiero analizar los problemas mejor que sólo describirlos	-0.02	0.06	0.38
6. Cuando estoy mal, no sé si estoy triste, asustado o enfadado	0.29	0.52	0.08
7. A menudo estoy confundido con las sensaciones de mi cuerpo	0.14	0.52	0.09
8. Prefiero dejar que las cosas suceden solas, mejor que preguntarme por qué suceden de ese modo	0.11	0.11	0.34
9. Tengo sentimientos que casi no puedo identificar	0.36	0.50	0.05
10. Estar en contacto con las emociones es esencial	-0.06	-0.02	0.36
11. Me es difícil expresar lo que siento acerca de las personas	0.60	0.16	0.04
12. La gente me dice que exprese más mis sentimientos	0.57	0.26	0.14
13. No sé que pasa dentro de mí	0.39	0.56	0.00
14. A menudo no sé por qué estoy enfadado	0.19	0.64	0.17
15. Prefiero hablar con la gente de sus actividades diarias mejor que de sus sentimientos	0.20	0.07	0.36
16. Prefiero ver espectáculos simples, pero entretenidos, que profundos dramas psicológicos	0.07	0.16	0.36
17. Me es difícil revelar mis sentimientos más profundos incluso a mis amigos más íntimos	0.62	0.21	0.12
18. Puedo sentirme cercano a alguien incluso en momentos de silencio	0.14	0.17	0.38
19. Encuentro útil examinar mis sentimientos para resolver problemas personales	0.18	0.01	0.47
20. Buscar significados profundos a películas o juegos disminuye el placer de disfrutarlos	-0.03	0.17	0.35
Suma de las cargas factoriales al cuadrado de la matriz rotada	2.65	2.21	1.27
Porcentaje de varianza total explicada (30.66%)	13.24	11.07	6.35

Factorización: Ejes Principales. Rotación: Varimax. **DES** Dificultad para Expresar Sentimientos. **DIS** Dificultad para Identificar Sentimientos. **PEO** Pensamiento Externamente Orientado.

Tabla 2. – Índices de ajuste del Análisis Factorial Confirmatorio

AFC	1	2 D	2 I	3 D	3 I	5 D	5 I
F. de Dis.	1.32	1.08	1.18	0.82	1.36	0.75	1.43
ML $\chi^2/g.l$	2.95	2.43	2.63	1.88	3.06	1.77	3.18
RMS SR	0.07	0.06	0.09	0.05	0.14	0.05	0.15
RMSEA	0.08	0.07	0.07	0.05	0.07	0.04	0.07
PGI	0.90	0.93	0.92	0.96	0.92	0.97	0.92
APGI	0.88	0.91	0.90	0.95	0.90	0.96	0.90
NCI	0.58	0.68	0.65	0.82	0.65	0.85	0.63
GFI	0.87	0.89	0.88	0.92	0.88	0.93	0.88
AGFI	0.84	0.86	0.86	0.90	0.86	0.91	0.85
CFI	0.78	0.84	0.82	0.90	0.77	0.92	0.75
Δ de Bollen	0.78	0.84	0.82	0.90	0.77	0.92	0.76
Element. no sig.	E5, E10	-	-	-	-	F1xF5 F2xF5	R10

Modelo 2: DES y DIS juntos / PEO). **Modelo 3:** DES / DIS / PEO. **Modelo 5:** DES / DIS / 15, 16, 18 y 19/8 y 20/5 y 10. **I** Factores independientes. **D** Todos los factores interrelacionados.

F. de Dis = Función de Densidad. **ML $\chi^2/g.l$** = Cociente entre χ^2 para la Función de Densidad estimada por el método GLS-ML y sus grados de libertad. **RMS SR** = Residuo Estandarizado Cuadrático Medio. **RMS EA** = Estimación puntual del Error Cuadrático de Aproximación de Steiger-Lind. **PGI** = Estimación puntual del Índice Gamma Poblacional. **APGI** = Estimación puntual del Índice Gamma Poblacional Ajustado. **NCI** = Índice de No Centralidad de McDonald. **GFI** = Índice de Bondad de Ajuste de Joreskog. **AGFI** = Índice de Bondad de Ajuste Ajustado de Joreskog. **CFI** = Índice Comparativo de Ajuste de Bentler. **Δ de Bollen** = Coeficiente Delta de Bollen. **Element. no sig.** = Elementos no significativos ($p \geq 0.05$) en el modelo: E (varianza compartida de cada reactivo), FxF (interacción de factores de la varianza común), R (variable residual formada por la varianza no compartida de cada reactivo) y se fijó independencia entre las variables residuales.

Tabla 3. - Matriz estructural de la solución rotada por el método Oblimín

Reactivos de la TAS-20	Factores		
	1 DES	2 PEO	3 DIS
2. Me es difícil encontrar las palabras correctas para mis sentimientos	0.74	0.16	-0.51
4. Soy capaz de expresar mis sentimientos fácilmente	0.66	0.18	-0.27
17. Me es difícil revelar mis sentimientos más profundos incluso a mis amigos más íntimos	0.66	0.19	-0.37
11. Me es difícil expresar lo que siento acerca de las personas	0.62	0.11	-0.31
12. La gente me dice que exprese más mis sentimientos	0.62	0.23	-0.41
19. Encuentro útil examinar mis sentimientos para resolver problemas personales	0.20	0.48	-0.13
18. Puedo sentirme cercano a alguien incluso en	0.17	0.39	-0.12

momentos de silencio			
5. Prefiero analizar los problemas mejor que sólo describirlos	0.01	0.38	-0.12
15. Prefiero hablar con la gente de sus actividades diarias mejor que de sus sentimientos	0.23	0.38	-0.18
16. Prefiero ver espectáculos simples, pero entretenidos, que profundos dramas psicológicos	0.13	0.38	-0.24
20. Buscar significados profundos a películas o juegos disminuye el placer de disfrutarlos	0.02	0.36	-0.21
10. Estar en contacto con las emociones es esencial	-0.04	0.35	-0.02
8. Prefiero dejar que las cosas suceden solas, mejor que preguntarme por qué suceden de ese modo	0.14	0.18	-0.16
14. A menudo no sé por qué estoy enfadado	0.32	0.25	-0.69
13. No sé que pasa dentro de mí	0.49	0.10	-0.63
6. Cuando estoy mal, no sé si estoy triste, asustado o enfadado	0.39	0.16	-0.58
9. Tengo sentimientos que casi no puedo identificar	0.45	0.14	-0.58
1. A menudo estoy confuso con las emociones que estoy sintiendo	0.45	0.13	-0.57
7. A menudo estoy confundido con las sensaciones de mi cuerpo	0.24	0.15	-0.54
3. Tengo sensaciones físicas que ni siquiera los doctores entienden	0.05	0.21	-0.36

Factorización: Ejes Principales. Rotación: Oblimín. **DES** Dificultad para Expresar Sentimientos. **DIS** Dificultad para Identificar Sentimientos. **PEO** Pensamiento Externamente Orientado.

Tabla 4. - Datos descriptivos de la distribución de la escala TAS-20 y sus factores:

	Media	D.E.	Mediana	Moda	R	Z_{K-S} (p)
TAS20	24.90	12.3	24	17	61 - 0	1.28 (p=0.076)
DES	8.04	0.29	7	4	25 - 0	2.31 (p<0.000)
DIS	8.40	0.29	7	6	0 - 30	1.96 (p=0.001)
PEO	8.46	0.23	8	8	0 - 24	1.89 (p=0.002)

D. E. Desviación Estándar. **R** Recorrido como la diferencia entre los valores Máximo y Mínimo. **Z_{K-S}** Valor normalizado del estadístico de Kolmogorov-Smirnov para el ajuste a una curva normal: y **(p)** Probabilidad de Z_{K-S}.