

VALIDACIÓN Y BAREMACIÓN DE LA ESCALA EXISTENCIAL EN ESPAÑA

M^a Ángeles NOBLEJAS DE LA FLOR

Resumen

En el contexto de disponer de instrumentos de apoyo a la evaluación logoterapéutica, se valida y barema la Escala Existencial de A. Längle, C. Orgler y M. Kundi (2000) en España.

Se realiza el estudio de su consistencia interna, su validez de constructo (a través de su análisis factorial y la correlación entre sus partes) y su validez concurrente (por medio de la correlación con el test PIL).

Se obtiene el baremo para España. Los resultados se comparan con los obtenidos en Argentina y Austria.

Abstract

Statistical Validation and Norms of the Existential Scale in Spain

In response to the need of having available those instruments required for Logotherapeutic evaluations, A. Längle, C. Orgler and M. Kundi's (2000) Existential Scale is validated and normalized in Spain.

Its internal consistency is studied, as well as its constrictive validation (through its factorial analysis and correlation between its components) and its concurrent validation (through correlation with PIL test).

The final product will be the norms for Spain. Its results will be compared with those obtained in Argentina and Austria.

Palabras clave: Logoterapia. Metodología cuantitativa. Test PIL. Escala Existencial. Baremación.

Key words: Logotherapy. Quantitative Methodology. PIL Test. Existential Scale. Norms

Introducción

Una de las preocupaciones inmediatas cuando queremos trabajar con algún constructo es la de desarrollar instrumentos de medida que puedan contribuir, en un primer momento, a la objetivación del mismo y, posteriormente, a su manejo empírico.

Partimos en esta investigación del conocimiento de varios tests logoterapéuticos que recoge la bibliografía y que queríamos comparar con el fin de estudiar empíricamente las diferentes concreciones del constructo sentido de la vida versus frustración existencial. En este caso estudiamos la Escala Existencial (Längle, Orgler y Kundi, 2000) que se ha incorporado recientemente al conjunto de tests logoterapéuticos. Esta decisión de presentar los resultados para la Escala Existencial viene también justificada por haberse estudiado en Argentina (Landaboure, 2002).

El test complementario que se utilizará para evaluar la validez concurrente es el PIL (Crumbaugh y Maholick, 1969). Aunque la investigación se enmarca en un contexto más amplio en el que se analizan los tests SONG (Crumbaugh, 1977), LAP-R (Reker, 1992) y SOMP-R (Reker, 1996), estos no se considerarán en este momento.

En este artículo expondremos el estudio de la fiabilidad, validez y baremo de la Escala Existencial en España, realizándose también una comparación con los resultados obtenidos en Austria y Argentina.

Métodos

Participantes

La obtención del baremo exige contar con una muestra representativa de la población a la que se puede aplicar el test, a saber, personas de 16 años o más (condición de aplicación que establecen algunos tests) y, en nuestro caso, de nacionalidad española.

Por los datos obtenidos en estudios previos de baremación del test PIL en España (Noblejas, 1994) se consideró suficiente la obtención de la contestación de los cuestionarios por parte de unos 200 participantes. Los tests se acompañaron de un cuestionario sociológico para recoger las características de la muestra.

En nuestro caso, se realizó un muestreo no probabilístico de tipo casual. Sin embargo se puede considerar un "híbrido" del tipo de muestreo por cuotas ya que se cuidó obtener una muestra representativa de la población española en cuanto a sus características (distribución geográfica y sociológica) o al menos poder comprobar que las características que no están ajustadas no influyen en el resultado del test.

Se redactó una hoja que contenía la presentación de la experiencia y las normas de aplicación de los tests. Tras conocer el tema sobre el que versaban los instrumentos, algunas personas se negaron a cumplimentarlos. No obstante, se cuidó que los que se comprometían a responder entregaran los formularios aún si decidían no continuar en algún momento. Los tests se rellenaban de forma anónima y se introducían en un sobre para ser, posteriormente, numerados e identificar los correspondientes a una misma persona.

Materiales

En este apartado describimos la Escala Existencial (Längle y Orgler, 1993; Längle y Orgler, 1996; Längle, Orgler y Kundi, 2000), remitiendo para el resto de pruebas utilizadas a la bibliografía original.

La Escala Existencial ha sido traducida al castellano por Boado de Landaboure (2002) y esa es la versión que utilizaremos. Este test tiene como objetivo 'documentar empíricamente la dimensión espiritual de la persona' o, de otro modo, detectar y evaluar las capacidades y manifestaciones personales de la dimensión existencial del ser humano siguiendo un modelo desarrollado por Längle (1988) denominado Método de Hallazgo de Sentido para dividir y ordenar en varios pasos discretos el hallazgo del sentido. Parte de las capacidades de percibir, valorar, decidir y actuar y las objetiva en las cuatro sub-escalas del test que son Autodistanciamiento (EEx_AD), Autotrascendencia (EEx_AT), Libertad (EEx_L) y Responsabilidad (EEx_R). Éstas se combinan para dar una escala Personal (EEx_P, sumando las partes EEx_AD y EEx_AT, y una escala Existencial (EEx_E, adicionando las partes EEx_L y EEx_R), además de una puntuación total (EEx, por suma total).

Las puntuaciones de la Escala Existencial indican mayores capacidades y manifestaciones existenciales humanas cuanto más altas son.

Operativamente es una escala de tipo Likert de 6 puntos con 46 items, unos puntuados de modo directo y otros inverso.

La validez del criterio o concurrente se comprobó por correlación con el PIL y un inventario de personalidad, pero en el manual no aparecen los coeficientes obtenidos.

La fiabilidad del test para la muestra de baremación austriaca fue de un valor alfa de Crumbaugh de 0.93.

Existe un baremo para el país de origen del test, Austria, y datos para Argentina (Boado de Landaboure, 2000) y Finlandia y Turquía (Scherler, Lajunen y Gülgöz, 1998), además de otros trabajos en curso (crf. Boado de Landaboure, 2000).

Análisis estadísticos

Una vez obtenidas las puntuaciones de las muestras, pasamos al estudio estadístico mediante los métodos que expresamos a continuación.

Dado que estamos trabajando con escalas de tipo Likert, donde se asegura una escala ordinal pero no de intervalo, será necesario utilizar sistemáticamente pruebas estadísticas no paramétricas. Incluso, desde un punto de vista estricto (normalmente no considerado en la práctica), no sería adecuado utilizar medidas tan clásicas como la media o la desviación típica (cfr. Pérez Juste, 1980). Sin embargo, con el fin de posibilitar la comparación con trabajos precedentes, se realizarán simultáneamente las pruebas paramétricas correspondientes contrastando sus resultados con los de las no paramétricas. No obstante en estudios anteriores, las diferencias entre las pruebas paramétricas y no paramétricas han sido irrelevantes.

Se describirá la muestra con los estadísticos más comunes y se comprobará el ajuste a la distribución normal por medio de la prueba de Kolmogorov-Smirnov. Las diferencias entre grupos de edad y sexo en nuestra muestra se contrastarán con la prueba de Kolmogorov-Smirnov y Mann-Whitney; como pruebas paramétricas se usarán el análisis de varianza y los test estadísticos LSD, Tukey y Duncan.

La fiabilidad se estudiará con los índices Alfa de Cronbach, Lambda 4 de Guttman y correlación entre dos mitades aleatorias.

El análisis factorial se realizará con una extracción de factores por componentes principales y rotación varimax, procedimientos que suelen ser habituales en el estudio de tests psicológicos. Las correlaciones se obtendrán con el coeficiente de correlación de Pearson.

Los análisis se realizarán con el programa SPSS versión 9.0 bajo Windows.

Resultados y discusión

Baremación

Un total de 216 participantes contestaron el conjunto de la prueba. La edad media de la muestra es de 42 años (con una desviación típica de 14.41 y un rango de 16 a 81 años), siendo 72 varones y 143 mujeres. Esta descompensación entre sexos indica una mayor disposición a colaborar de las mujeres, que también se aprecia en el trabajo de Scherler, Lajunen y Gülgöz (1998) llegándose en él a proporciones de 1 a 4, y apunta a la utilización de tests no paramétricos para minimizar su influencia estadística. En todo caso, como veremos después, los análisis no han mostrado diferencias significativas por sexo.

Los estadísticos básicos de las puntuaciones obtenidas para la Escala Existencial y sus partes se recogen en la Tabla 1.

Tabla 1. Estadísticos descriptivos de la Escala Existencial y su partes.

	EEx AD	EEx AT	EEx L	EEx R	EEx P	EEx E	EEx total
Media	31.3	63.7	45.9	53.4	95.0	99.3	194.2
Desv. Típica	5.04	8.7	7.06	8.6	12.2	15.1	26.1
Asimetría	1.146	-0.068	0.471	-0.103	0.467	0.079	0.431
Apuntamiento	-0.005	-0.573	-0.510	-0.431	-0.487	-0.518	-0.542
Mínimo	14	40	23	29	55	55	112
Máximo	46	79	63	74	125	133	258

Los coeficientes de asimetría y apuntamiento se pueden considerar ajustados a la distribución normal (sólo el de asimetría para el Auto-distanciamiento es alto), habiéndose comprobado el ajuste a esta distribución con el tests de Kolmogorov-Smirnov para la puntuación total de la Escala Existencial no apareciendo diferencias significativas.

Este ajuste a la distribución normal contrasta con anteriores estudios para España (Noblejas, 1994) en los cuales tanto el PIL como el Logotest presentaban diferencias significativas con la distribución normal. Sin embargo, en ese mismo estudio las submuestras de unos 300 individuos no presentaban diferencias, interpretándose este hecho en términos de que al aumentar los casos se obtienen las características de la muestra con tal precisión que la más mínima diferencia resulta ser significativa, lo que concordaría con nuestro caso actual. Además los coeficientes de asimetría son positivos o muy cercanos a 0 (el más alto incluso es el de la subescala AD) lo que apuntaría hacia un sesgo hacia puntuaciones de bajo sentido como en el PIL y el Logotest.

El contraste de las puntuaciones en relación a los grupos por sexo no revelan diferencias significativas, ni por el método paramétrico de análisis de varianza, ni por los no paramétricos de Kolmogorov-Smirnov y de Mann-Whitney. Además, el análisis de varianza no reveló interacciones del sexo con la edad ni para la puntuación total del test ni para ninguna de sus escalas ni subescalas.

Sin embargo, sí obtenemos diferencias significativas, superiores al 99%, en función de la edad con el análisis de varianza para la puntuación total del test y las escalas y subescalas. Por ello, para la puntuación total del test, realizamos un estudio detallado de las diferencias entre los grupos de edad (agrupados por decenas) para objetivar donde se encuentran las diferencias por medio de tests paramétricos (LSD -menor diferencia significativa-, Tukey, Duncan) y no paramétricos (Kolmogorov-Smirnov y Mann-Whitney). En la Tabla 2 resumimos los resultados de este estudio.

Tabla 2. Diferenciación de los grupos de edad según la puntuación total de la Escala Existencial en base a diferentes pruebas estadísticas paramétricas y no paramétricas. Se incluye el número de participantes y la puntuación media de cada grupo.

Prueba \ Edad	- 20	21-30	31-40	41-50	51-60	60-
<i>N</i>	14	39	43	64	27	28
<i>Media EEx total</i>	196.3	201.5	202.9	194.8	184.9	176.7
LSD	A	A	A	A	B	B
Tukey	AB	A	A	A	B	B
Duncan	A	A	A	A	B	B
Kolmogorov-Smirnov	A	AB	AB	B	BC	D
Mann-Whitney	A	A	A	AB	BC	C

Nota: En cada fila, los grupos que llevan la misma letra no presentan diferencias significativas entre ellos.

Se puede observar que las puntuaciones son bajas para los menores de 21 años para luego crecer hasta los 40 e iniciarse, a continuación, un decrecimiento que se hace más acusado a partir de los 50 años. Las distintas pruebas diferencian los grupos de edad en modo diverso. Las paramétricas separan los grupos de más de 50 años de los de menos. El test de Tukey recoge que el grupo de jóvenes estaría en puntuaciones intermedias que no se diferenciarían, por tanto, ni de los mayores ni de los menores de 50 años. Las pruebas no paramétricas presentan una distribución más complicada ya que las diferencias se hacen más graduales en los extremos, pero presentan el mismo patrón de separar los mayores de 50 años.

La comparación de los grupos resultantes de la aplicación de otras categorías socio-demográficas no se analizan aquí por exceder los objetivos de esta investigación.

Por tanto, aunque se podría realizar un baremo que sólo separase los grupos de edad de mayores y menores de 50 años, optamos por realizar el baremo para todas las decenas de edad y para todas las puntuaciones de la escala, que nos permite comparar con los datos de la bibliografía y que recogemos en la Tabla 3. Como puntos de referencia del baremo, seleccionamos el primer decil y los cuartiles, es decir, los percentiles P10, P25, P50 y P75. El cuartil inferior (P25) indicaría valores bajos y el decil inferior (P10) muy bajos de competencias personales y existenciales.

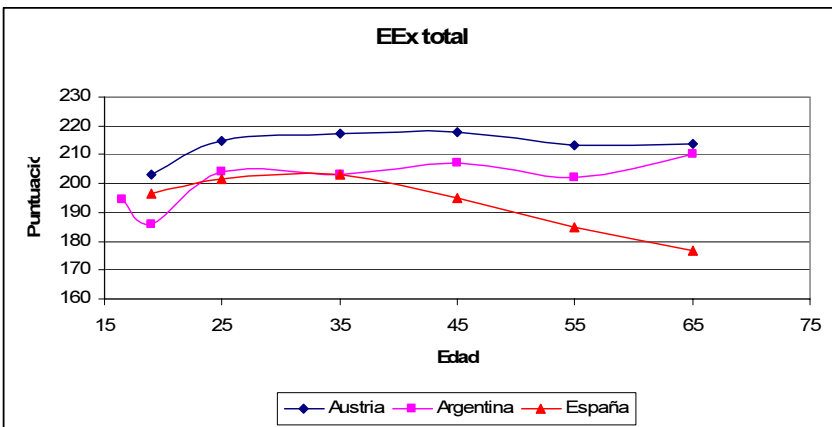
Tabla 3. Baremo para la Escala Existencial. Media, desviación típica, percentiles 10, 25, 50 y 75 para la puntuación total y las escalas y subescalas.

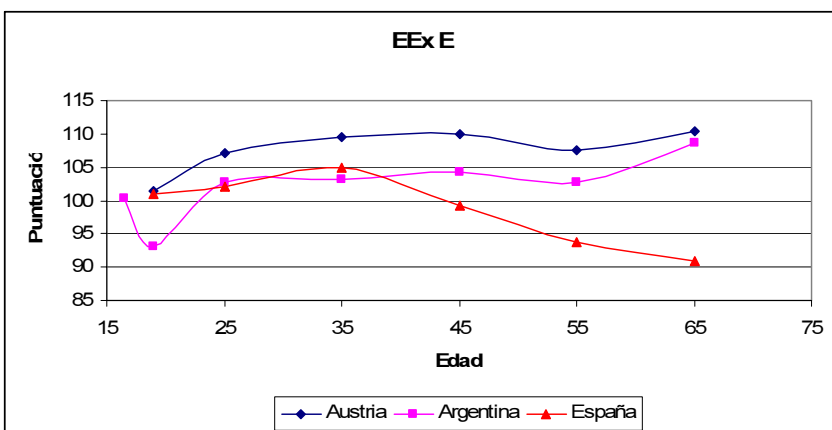
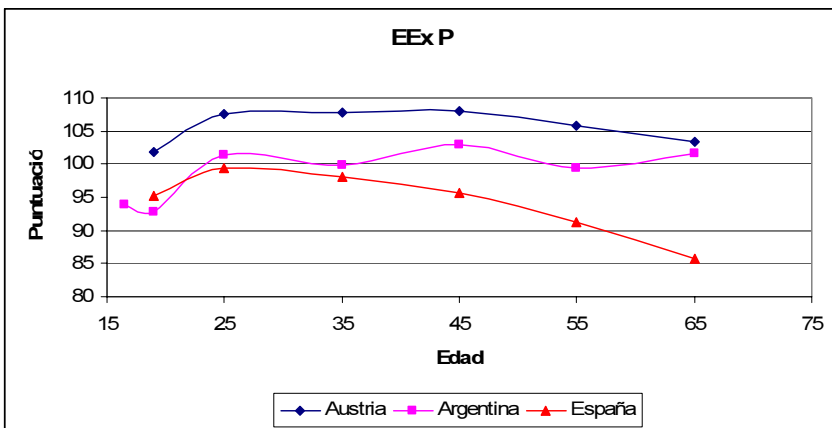
Escala-Par. \ Edad	- 20	21-30	31-40	41-50	51-60	60-
EEx total						
<i>Media</i>	196.3	201.5	202.9	194.8	184.9	176.7
<i>Desv. Típica</i>	16.34	16.83	23.19	28.66	32.93	21.92
P10	167.5	178.0	175.2	149.5	135.4	144.1
P25	183.3	188.0	186.0	177.5	160.0	164.3
P50	200.0	200.0	209.0	200.0	188.0	181.0
P75	208.5	211.0	218.0	212.0	214.0	191.0
EEx AD						
<i>Media</i>	31.0	31.8	31.9	32.3	30.6	28.1
<i>Desv. típica</i>	2.92	4.32	3.94	5.62	5.82	5.13
P10	27.5	26.0	26.4	26.0	23.4	19.9
P25	28.8	30.0	28.0	28.3	26.0	26.3
P50	31.0	31.0	33.0	32.0	32.0	28.0
P75	32.5	34.0	35.0	34.8	34.0	31.0
EEx AT						
<i>Media</i>	64.2	67.6	66.1	63.3	60.7	57.8
<i>Desv. típica</i>	7.26	6.78	8.45	8.66	11.39	6.66
P10	50.5	59.0	54.0	51.0	46.4	46.0
P25	60.8	62.0	62.0	60.0	51.0	54.3
P50	65.5	68.0	66.0	66.0	62.0	58.5
P75	69.0	72.0	72.0	69.0	69.0	62.0
EEx L						
<i>Media</i>	47.2	47.6	47.9	45.7	43.4	42.1
<i>Desv. típica</i>	4.68	5.10	6.13	7.89	9.15	5.52
P10	42.0	40.0	39.0	34.5	30.6	32.9
P25	42.8	45.0	44.0	41.0	38.0	38.3
P50	47.0	50.0	49.0	46.0	43.0	42.0
P75	49.5	51.0	52.0	51.0	51.0	47.0
EEx R						
<i>Media</i>	53.9	54.4	57.0	53.5	50.3	48.8
<i>Desv. típica</i>	6.14	5.92	8.40	9.17	10.20	8.02
P10	44.5	48.0	44.4	40.0	36.0	36.9
P25	47.0	50.0	51.0	47.3	43.0	42.0
P50	56.0	54.0	58.0	55.0	50.0	51.0
P75	58.3	58.0	63.0	60.0	59.0	53.8
EEx P						
<i>Media</i>	95.3	99.5	98.0	95.6	91.2	85.8
<i>Desv. típica</i>	7.82	9.29	10.86	12.91	14.98	10.21
P10	79.5	85.0	81.0	81.5	68.0	72.7
P25	91.0	93.0	92.0	88.3	77.0	77.3
P50	97.0	99.0	98.0	97.5	98.0	86.5
P75	101.5	103.0	107.0	102.0	102.0	93.0
EEx E						
<i>Media</i>	101.0	102.1	104.9	99.2	93.7	90.9
<i>Desv. típica</i>	10.14	9.82	14.09	16.62	18.65	12.95
P10	87.5	88.0	84.0	73.0	64.8	71.6
P25	89.8	97.0	95.0	89.0	81.0	79.5
P50	103.0	102.0	108.0	101.5	96.0	93.5
P75	109.8	108.0	114.0	108.8	108.0	100.0

En estudios anteriores del PIL y Logotest en España (Noblejas, 1994) se recogían también diferencias respecto a la edad y no respecto al sexo como ocurre aquí. En la traducción española del manual original austriaco no se recogen análisis estadísticos de diferencias de estas variables aunque sí se dan las puntuaciones medias por grupos decenales de edad. En el estudio para Argentina que acompaña la traducción (Boado de Landaboure, 2002) sí se realizan análisis de diferencias, aunque al utilizar la prueba 't', como indican sus autores, tiene gran peso el desequilibrio entre las muestras.

Es interesante comparar gráficamente las medias de las puntuaciones total y de las dos subescalas para los tres países en que disponemos de más datos, lo que podemos hacer a partir de las gráficas de la Figura 1.

Figura 1. Comparación entre países de las puntuaciones medias para la Escala Existencial y las subescalas Personal y Existencial en función de los grupos de edad.





Como indicaba Boado de Landaboure (2002), la población austriaca presenta puntuaciones más elevadas y más estables a lo largo de las distintas edades que la Argentina, aunque con tendencias similares. Las puntuaciones españolas, sin embargo, se parecen a las puntuaciones argentinas entre los 20 y 40 años; las puntuaciones de los menores de 20 años son intermedias, pareciéndose a las argentinas en la escala P y a las austriacas en la escala E; a partir de los 40 años sufren un descenso que no tiene correlato en las de los otros dos países donde apenas se aprecia un ligero descenso en los cincuenta.

Todo esto podría estar apuntando a que se esté produciendo en España un cambio o una crisis generalizada a nivel social en la visión de la vida y en la experiencia de libertad y responsabilidad muy acusado a partir de los 50 años. El tratamiento posterior de las variables socio-demográficas y una nueva baremación del PIL, podría contrastar esta hipótesis.

Así mismo, podría plantearse en España completar el muestreo con un aumento del número de participantes menores de 21 años e intentar contrastar los hallazgos relativos al grupo de menor edad, entre 16 y 18 años.

En el caso de Finlandia y Turquía (Scherler, Lajunen y Gülgöz, 1998) sólo disponemos de datos medios para población universitaria con edades medias de 25 años (rango 18 a 55 años) para Finlandia y de 21 años (rango 18 a 40) para Turquía. Los valores encontrados en ambos estudios los resumimos en la Tabla 4, resaltando que estarían más en el entorno de valores de Argentina y España que en el de los austriacos (dejando constancia de las restricciones de la comparación al no coincidir exactamente los rangos de edad).

Tabla 4. Valores medios de la Escala Existencial para universitarios de Finlandia y Turquía.

	EEx AD	EEx AT	EEx L	EEx R	EEx P	EEx E	EEx total
Finlandia	33.6	69.3	49.2	53.8	102.8	102.9	205.8
Turquía	29.6	67.8	48.1	52.1	97.4	100.2	197.6

Fiabilidad

Las características de fiabilidad de la muestra española para la puntuación total son:

Alfa de Cronbach: 0.9332

Lambda 4 de Guttman: 0.9096

Correlación entre dos mitades aleatorias: 0.8355

La fiabilidad de las escalas y subescalas del test la concretamos en el Alfa de Cronbach, que es el estadístico más comúnmente usado en la literatura de tests psicológicos, resultando:

EEx_AD	0.6788
EEx_AT	0.8150
EEx_L	0.7825
EEx_R	0.8480
EEx_P	0.8461
EEx_E	0.9034

Estos resultados de fiabilidad son buenos en general y muy buenos para la escala general. Para la subescala AD el índice de fiabilidad es un poco más bajo (seguramente porque es la subescala con menor número de items y la fiabilidad depende en gran medida de este número) y eso repercute en la de la escala P, pero en todo caso, la fiabilidad de esta última es aceptable.

Si comparamos las fiabilidades con las obtenidas por Noblejas (2000), las de la Escala Existencial serían un poco más elevadas que para el PIL (téngase en cuenta que el PIL tiene menos de la mitad de items) y mucho más que el Logotest (para este test, Noblejas, 2000, indica que las fiabilidades exigirían incrementar el número de items de cada factor).

Podemos comentar que en el análisis de items, algunos autores indican que cuando el coeficiente de correlación entre el valor de un item y la puntuación total del test eliminado ese item es inferior a 0.32, este item se podría eliminar de la escala (Bisquerra, 1987); el item no tendría mucha relación con el conjunto de la escala, para decirlo de un modo simplificado. En el caso de la muestra española, 5 items podrían eliminarse según ese criterio, a saber, el 5, 20, 32, 36, 41. Algunos están por debajo de 0,19, que es límite más bajo que se podría considerar para su inclusión. Cuatro de ellos pertenecen a la subescala P, lo que abundaría en su menor fiabilidad y, en especial de la subescala AD.

Validez de constructo

Dado que el test se concibe por sus creadores con una estructura interna que lo divide en 4 subescalas que a su vez conforman 2 escalas, además de proporcionar una puntuación total, es sumamente interesante

analizar su estructura factorial para contrastar el comportamiento empírico de esta estructura.

Se realiza un análisis factorial con extracción de factores por componentes principales además de una rotación varimax, que suele ser lo habitual en el análisis de test psicológicos. El primer resultado se realiza permitiendo que el número de factores sea igual al número de autovalores mayores de 1.0, lo que es un criterio estándar. En este caso se obtienen 12 factores, que explicarían el 63.8 % de la varianza, pero que el programa estadístico no logra rotar en un número estandarizado de intentos. Si nos fijamos en la asignación de preguntas a los factores, 33 preguntas pertenecerían al factor primero y 4 al factor 2, mientras que las 9 restantes se reparten entre los demás factores, algunos de los cuales no tienen ninguna pregunta que claramente les pertenezca. Por tanto, se trataría de una estructura muy deficiente y descompensada.

En un nuevo intento por contrastar la estructura teórica del test, repetimos el análisis factorial forzando esta vez la extracción de 4 factores. Estos factores explican el 42.2 % de la varianza de la muestra y en un primer intento por relacionarlos con las subescalas del test calculamos las preguntas comunes a factores y subescalas que se recogen en la Tabla 5.

Tabla 5. Número de preguntas que pertenecen a un factor empírico y a una subescala de la Escala Existencial.

	AD	AT	L	R
FACTOR 1	1	5	6	8
FACTOR 2	1	8	5	2
FACTOR 3	4	1	0	0
FACTOR 4	2	0	0	3

Como se puede observar, los factores 1 y 2 son una mezcla de preguntas de las subescalas AT, L y R, sin que parezca haber ninguna tendencia. El factor 3, sin embargo estaría definido por un subconjunto de la subescala AD (aunque con una pregunta del AT), y el factor 4 agruparía algunas preguntas de las subescalas AD y R. En conjunto, sólo la subescala AD parece tener una cierta entidad empírica (4 de sus 8 preguntas forman el factor 3 y el resto se distribuyen entre otros factores sin mayor pre-

ponderancia, al tiempo que en el factor 3 sólo aparece una pregunta más que no pertenece a la subescala AD).

Si realizamos la correlación entre las puntuaciones de las diferentes escalas de la prueba entre sí y con la total, obtenemos la matriz de correlaciones de la Tabla 6.

Tabla 6. Matriz de correlaciones entre las subescalas, escalas y puntuación total de la Escala Existencial.

	EEX	EEX_AD	EEX_AT	EEX_L	EEX_R	EEX_P	EEX_E
EEX	1	.7309**	.9037**	.9309**	.9236**	.9444**	.9637**
EEX_AD	.7309**	1	.5506**	.5921**	.5849**	.8046**	.6118**
EEX_AT	.9037**	.5506**	1	.7959**	.7511**	.9387**	.8016**
EEX_L	.9309**	.5921**	.7959**	1	.8484**	.8103**	.9529**
EEX_R	.9236**	.5849**	.7511**	.8484**	1	.7754**	.9690**
EEX_P	.9444**	.8046**	.9387**	.8103**	.7754**	1	.8224**
EEX_E	.9637**	.6118**	.8016**	.9529**	.9690**	.8224**	1

Significación * 99%, ** 99.9%

Estas correlaciones indican una relación ya no sólo significativa sino muy alta, superior a 0.90 excepto para la subescala AD, entre el test y las partes (que supone una varianza compartida de entre el 82% y el 93%) lo que indicaría la unicidad del test. Para la subescala AD la varianza compartida es menor, pero aun así es alta, del 53%, en correspondencia con el factor que aparecía para ella. Las escalas P y E comparten un 68% de la varianza explicada, que es muy alta desde el punto de vista de querer considerarlas escalas diferentes. Estos hechos también abundan en la dificultad de definir la estructura interna del test en los términos definidos por los autores, funcionando éste como un todo del que sólo se podría diferenciar una parte de la subescala AD (parte que se corresponde a preguntas sobre egocentrismo formuladas de forma muy reiterativa).

Esta dificultad para definir una estructura empírica en la Escala Existencial concuerda con el trabajo de Scherler, Lajunen y Gülgöz (1998) donde el análisis factorial tampoco reflejó la estructura original del test (resaltamos, no obstante, que el estudio sólo consideraba estudiantes universitarios). Por otra parte, este desajuste de la estructura del test sorprende, ya que en el caso del Logotest (un tests que también presenta una

fuerte estructuración en su concepción) para España (Noblejas, 1994, 1999), la relación entre estructura teórica y empírica coincidía en gran medida.

Si intentamos profundizar un poco más sobre el significado teórico de los factores empíricos (forzando a obtener 4) podemos considerar:

El factor uno contiene preguntas (ordenados por su peso en el factor serían 31, 8, 30, 22, 17, 19, 1, 9, 25, 33, 10, 14, 16, 28, 6, 7, 23, 12, 11, 41) que hacen referencia a descubrir y experimentar seguridad personal con los propios criterios de valoración y sentidos situacionales. La última pregunta de este factor tiene una redacción que puede generar ambigüedad lo que puede estar en relación con el bajo índice de contribución a la escala total que tiene y que comentábamos anteriormente. Las puntuaciones bajas en este factor podrían sugerir una situación existencial de poca reflexión personal y/o un bajo desarrollo de la decisionalidad acompañada, consecuentemente, de baja responsabilidad. Una propuesta de nombre para este factor, por tanto, podría ser binomio **libertad-responsabilidad**.

El **factor dos**, por su parte, está compuesto mayoritariamente por items de las subescalas AT y L de los autores. El contenido específico de las preguntas pueden vincularse fundamentalmente con el cuestionamiento por el sentido de la vida, tanto considerada globalmente como en su vertiente cotidiana, con redacciones que recuerdan las del test PIL (los items, ordenados según sus pesos, serían: 13, 27, 45, 21, 43, 34, 35, 2, 18, 4). Tres preguntas podrían estar relacionadas con la experiencia de la propia libertad como generadora de sentido (26, 46 y 24) y otras tres pueden resultar más ambiguas en cuanto a la definición de su contenido central (29, 15 y 38). Dada la preponderancia de las preguntas relativas al cuestionamiento específico por el sentido de la vida, y dado que los items relativos a la libertad no parecen dirigirse tanto a la propia capacidad de decidir como a la experiencia de sentido que al ser humano le aporta el sentirse libre, propondríamos como nombre para este factor la percepción y **experiencia de sentido**.

En el **factor tres** encontramos que se agrupan 5 preguntas (5, 40, 32, 3, 36) que prácticamente podrían considerarse como una sola según podemos apreciar contrastando su redacción. Así mismo, tres de ellas cuentan con un índice bajo de contribución a la Escala Existencial, por lo

que podrían no incluirse en la prueba. Por ello, este factor quedaría con muy poca consistencia. El **contenido general** es el **de egocentrismo**.

Atendiendo al último **factor**, el **cuatro**, encontramos nuevamente preguntas que versan sobre la relación entre la libertad y el sentido, si bien con un matiz negativo, de constricción u obligatoriedad de la acción versus sentido. Asimismo, un ítem tiene poca contribución a la escala y otros resultan muy reiterativos nuevamente

Este análisis lógico de las preguntas de los factores nos confirman los resultados del análisis estadístico anterior que indicaba una estructura factorial deficiente y descompensada. Por ello, sería aconsejable para España la consideración de la puntuación total de la Escala Existencial más que las puntuaciones de las subescalas de forma separada o agrupadas en las escalas Personal y Existencial.

Validez concurrente

Para estudiar la validez concurrente, estudiamos las correlaciones entre el PIL y sus factores y las distintas puntuaciones de la Escala Existencial, correlaciones que recogemos en la Tabla 7.

Tabla 7. Matriz de correlaciones entre los factores y puntuación total de la Escala Existencial con los factores y puntuación total del PIL y las subescalas, escalas y puntuación total de la Escala Existencial.

	EEX	EEX_AD	EEX_AT	EEX_L	EEX_R	EEX_P	EEX_E	EEX1	EEX2	EEX3	EEX4
PIL	.6485**	.4089**	.6808**	.5764**	.5613**	.6534**	.5909**	.4951**	.7647**	.1664*	.3905**
PIL1	.5919**	.3939**	.6314**	.5164**	.4973**	.6126**	.5261**	.4214**	.7309**	.1749*	.3488**
PIL2	.6436**	.4082**	.6834**	.5633**	.5544**	.6556**	.5807**	.4881**	.7668**	0.1442	.3980**
PIL3	.6470**	.3750**	.6593**	.6110**	.5701**	.6244**	.6121**	.5597**	.7043**	0.1458	.3318**
PIL4	.3518**	.1869*	.3595**	.3166**	.3329**	.3315**	.3390**	.2807**	.3827**	0.0597	.3060**
EEX	1	.7291**	.9019**	.9305**	.9222**	.9437**	.9628**	.9255**	.8978**	.4843**	.6195**
EEX_AD	.7291**	1	.5455**	.5879**	.5822**	.8031**	.6084**	.5678**	.6178**	.8476**	.4759**
EEX_AT	.9019**	.5455**	1	.7938**	.7459**	.9374**	.7977**	.8105**	.9011**	.3200**	.4752**
EEX_L	.9305**	.5879**	.7938**	1	.8480**	.8081**	.9529**	.9057**	.8224**	.3520**	.5430**
EEX_R	.9222**	.5822**	.7459**	.8480**	1	.7717**	.9687**	.9049**	.7677**	.3536**	.6689**
EEX_P	.9437**	.8031**	.9374**	.8081**	.7717**	1	.8194**	.8117**	.8973**	.5795**	.5348**
EEX_E	.9628**	.6084**	.7977**	.9529**	.9687**	.8194**	1	.9415**	.8236**	.3668**	.6368**
EEX1	.9255**	.5678**	.8105**	.9057**	.9049**	.8117**	.9415**	1	.7096**	.3519**	.4833**
EEX2	.8978**	.6178**	.9011**	.8224**	.7677**	.8973**	.8236**	.7096**	1	.3297**	.5261**
EEX3	.4843**	.8476**	.3200**	.3520**	.3536**	.5795**	.3668**	.3519**	.3297**	1	.2055*
EEX4	.6195**	.4759**	.4752**	.5430**	.6689**	.5348**	.6368**	.4833**	.5261**	.2055*	1

Algunos de los datos recogidos en esta Tabla 7 ya han sido mostrados pero no se eliminan para mantener la coherencia. Lo primero que destaca es que PIL y Escala Existencial comparten el 42% de la varianza, lo que podemos considerar alta varianza compartida ya que PIL y Logotest sólo comparten el 34% (Noblejas, 1994). Es decir, PIL y Escala Existencial son más parecidos entre sí que PIL y Logotest.

En cuanto a las puntuaciones originales de la Escala Existencial se observa que la subescala AD es la que menos relaciones tiene con el PIL o sus factores. El resto están más relacionados con los factores 2 y 3 del PIL, es decir, 'Experiencia de sentido' y 'Metas y tareas', respectivamente, según la terminología de Noblejas (1994, 1999)

En cuanto a los nuevos factores encontrados para la Escala Existencial, es el segundo el que más varianza comparte con el PIL, relacionándose sobre todo con los tres primeros factores de este último (es decir, 'Percepción de sentido' además de los dos anteriormente indicados). El primer factor de la Escala Existencial se relacionaría más con el factor tres del PIL ('Metas y tareas'), aunque con aspectos diferentes ya que la varianza compartida es menor que con el factor 2. Teóricamente, podríamos considerar que el vínculo es el aspecto de responsabilidad que implica la realización de tareas y el compromiso con las metas personales (ya que un aspecto fundamental abordado por el factor 1 de la Escala Existencial es el de responsabilidad).

El factor tercero de la Escala Existencial supone una aportación de varianza que no se solapa con la del PIL (incluso las correlaciones no llegan a ser significativas). Este factor se relaciona con la subescala AD (denominado por los autores como Autodistanciamiento), que, como vimos, es la que más se diferenciaba en el conjunto de la Escala Existencial. Sin embargo, el estudio de este factor nos ha indicado una baja contribución a la escala y una reiteración en la formulación de ítems.

Por último, el factor cuarto de la Escala Existencial se relacionaría con la escala R y a su vez con el factor 3 del PIL; no obstante, las varianzas compartidas no son tan altas como en los casos anteriores. Esto nos remite a la discusión anterior sobre el estudio de los ítems que componen este factor.

Conclusiones

Se ha obtenido un baremo para España de la Escala Existencial de Längle, Orgler y Kundi tomando como zonas indicadoras de riesgo respecto a las capacidades y manifestaciones existenciales el primer decil y cuartil. Las diferencias respecto a otros baremos y trabajos de la bibliografía apuntan distintos comportamientos según países y respecto a la edad.

La fiabilidad de la puntuación total y de las escalas es alta, algo menor la de la subescala AD. Cinco items no cumplen los criterios de inclusión en la escala para la versión española.

La estructura factorial obtenida no concuerda con la de la elaboración teórica y, además, presenta algunos problemas tanto estadísticos como de interpretación de los items. Se recomienda que para su uso en España se considere sólo la puntuación total de la escala.

M^a Ángeles NOBLEJAS DE LA FLOR es doctora en Pedagogía, miembro fundador y vicepresidenta de la Asociación Española de Logoterapia y directora de la revista Nous.

Bibliografía

Bisquerra, R. (1987). *Introducción a la estadística aplicada a la investigación educativa*. Barcelona: PPU.

Boado de Landaboure, N.B. (2002). *Escala Existencial de A. Längle - C. Orgler - M. Kundi. Manual introductorio*. Buenos Aires: Dunken.

Crumbaugh, J.C. y Maholick, L.T. (1969). *Manual of instructions for the Purpose In Life test*. Saratoga: Viktor Frankl Institute for Logotherapy.

Crumbaugh, J.C. (1977). *The Seeking Of Noetic Goals test*. Saratoga: Viktor Frankl Institute for Logotherapy.

Längle, A. y Orgler, C. (1993). *Existenzskala-Handanweisung. Gesellschaft für Logotherapie und Existenzanalyse*. Viena: Manuscrito.

Längle, A. y Orgler, C. (1996). *Die Existenzskala. Inhaltliche Interpretation der Testwerte*. Viena: Manuscrito.

Längle, A., Orgler, C. y Kundi, M. (2000). *Existenz-Skala*. Viena: Beltz Test.

Noblejas de la Flor, M.A. (1994). *Logoterapia. Fundamentos, principios y aplicación. Una experiencia de evaluación del 'logro interior de sentido'*. Madrid: Universidad Complutense. Tesis en CD-ROM.

Noblejas de la Flor, M.A. (1999). Estructura factorial del test PIL y Logotest. *Nous*, (3), 67-84.

Noblejas de la Flor, M.A. (2000). Fiabilidad de los tests PIL y Logotest. *Nous*, (4), 81-90.

Reker, G.T. (1992). *Manual Life Attitude Profile - Revised*. Peterborough, Ontario, Canadá: Student Psychologists Press, Trent University.

Reker, G.T. (1996). *Manual of the Sources Of Meaning Profile - Revised (SOMP-R)*. Peterborough, Ontario, Canadá: Student Psychologists Press, Trent University.

Scherler, H., Lajunen, T. y Gülgöz, S. (1998). A comparison study of Finnish and Turkish university students on the existential scale. *The International Journal of Logotherapy and Existential Analysis*, 6, (2), 30-43.