

# ANSIEDAD MANIFIESTA, NEUROTICISMO E INTROVERSIÓN: UN ANÁLISIS FACTORIAL CONFIRMATORIO

P. J. FERRANDO PIERA  
Universidad Rovira i Virgili

A. AGUILAR ALONSO  
Universidad de Barcelona

## Resumen

Se revisan las relaciones entre las dimensiones neuroticismo y extraversión del *Eysenck Personality Questionnaire* (EPQ) y el *Manifest Anxiety Scale* (MAS). Por medio del análisis factorial y el uso del modelo de ecuaciones estructurales, se confirma la existencia de un superfactor con cargas procedentes de las escalas de una versión española del *Revised Children MAS* y de las escalas de neuroticismo y extraversión del EPQ-J.

## Abstract

The relations between the Neuroticism and Extraversion dimensions of the Eysenck Personality Questionnaire (EPQ) and the Manifest Anxiety Scale (MAS) are revised. By means of the factorial analysis and the use of the structural equations model, we may confirm that there is a superfactor with loads on the scales from the Spanish Revised Children MAS, Neuroticism and Extraversion of the EPQ-J.

## Introducción

De acuerdo con la revisión bibliométrica realizada por Spielberger y actualizada por Amelang (1985), el porcentaje de trabajos en Psicología sobre el tema «ansiedad» era del 0,2 por 100 en 1928, subió al 1,6 por 100 en 1963, y ha seguido creciendo desde entonces. Las revisiones del *Annual Review* de Sechrest (1976) y de Phares y Lamiell (1977) o las más recientes de Pervin (1985) y de Carson (1989) parecen señalar que el tema continúa vigente en el área de personalidad, aunque aún muy confuso a pesar de la profusión de trabajos al respecto. Probablemente la cantidad de investigación y aun la controversia puedan explicarse, al menos en parte, por el hecho de tratarse de un objeto de estudio multidisciplinar.

Desde nuestro punto de vista, la carencia de univocidad no surge únicamente a partir de la falta de delimitación del propio constructo en sí, sino que se origina en la falta de precisión al implicar los conceptos de «personalidad», «motivación» y «emoción». Así, en la evolución del concepto «ansiedad» en Psicología, puede verse que éste ha sido considerado bien como rasgo o bien como estado de personalidad, ora como estado motivacional, ora como *drive* generalizado, ya sea emocional o motivacional... Por no hablar de los abordajes realizados desde la clíni-

ca o desde la psicopatología basada en el modelo tradicional biológico-médico.

La finalidad de este trabajo, sin embargo, no es la de delimitar estos constructos desde un marco teórico sino, simplemente, la de verificar una serie de relaciones particulares entre medidas obtenidas a partir de cuestionarios procedentes de modelos distintos. Relaciones que, por un lado, son teóricas, pero también están basadas en algunas verificaciones empíricas previas.

La concepción de la ansiedad como un *drive* generalizado formulada por la escuela de Iowa parte del esquema propuesto por Hull (1943):

$$R = f(sEr) = f(sHr) \times D/100$$

Es decir, la respuesta se considera función directa de un potencial excitatorio, que, a su vez, es función multiplicativa de la fuerza del hábito y del impulso o *drive*.

Spence y Taylor (1951) generalizaron la idea de *drive* no solamente a un impulso elicitado en una determinada situación (por ejemplo, privación), sino a un nivel general, propio de un sujeto y definido independientemente de una situación experimental. El impulso se entendía también, pues, como una variable diferencial a la que Taylor denominó «ansiedad»

manifiesta» debido a que indicaba síntomas observables que servían para el diagnóstico clínico. Cabe observar que la ansiedad se conceptualiza como un estado motivacional generalizado o, según la define Bermúdez (1986), como un estado emocional crónico. En todo caso, como estado.

El siguiente paso realizado por Taylor fue construir un cuestionario que permitiera medir estos niveles diferenciales de ansiedad manifiesta. Para ello seleccionó una muestra de 200 ítems del MMPI que sometió a un criterio de cinco jueces (personal clínico) respecto a si medían o no ansiedad. Se seleccionaron aquellos ítems en los que existía más de un 80 por 100 de acuerdo: 65 en total. El cuestionario final se componía de estos 65 ítems intercalados con 135 también del MMPI que medían alguna otra dimensión. El cálculo de las puntuaciones directas se hizo únicamente en base a los 65 ítems; obteniéndose una distribución con media de 14 y un ligero sesgo positivo (Taylor, 1951).

A lo largo de sus aplicaciones, experimentales o clínicas, la escala MAS ha recibido una serie de críticas que Brody (1977) sintetiza en las dos cuestiones siguientes: ¿la escala mide realmente ansiedad?; ¿permite medir diferencias individuales en el *drive*? En este trabajo nos ocuparemos principalmente de la primera pregunta, es decir, acerca de la validez del MAS respecto al constructo ansiedad.

Siguiendo con el esquema de Brody, cabe considerar dos subgrupos de críticas en el tema que nos ocupa. El primer grupo se refiere a la supuesta unidimensionalidad de la escala. En este sentido, O'Connor, Lorr y Stafford (1956) obtienen cinco factores de la escala, lo que, sin embargo, no invalida la idea de Taylor, ya que el constructo podría ser el resultado de una segunda factorización o factor de segundo orden.

El segundo grupo de críticas se refiere a que la escala podría estar midiendo un constructo distinto al de ansiedad. De este modo, Edwards (1957) considera, basándose en el elevado coeficiente de correlación obtenido entre el MAS y su propia escala (0,84), que en realidad el MAS estaría midiendo deseabilidad social. También en esta línea, Crowne (1968) considera que la escala mediría necesidad de aprobación.

Por otro lado, Castaneda, McCandless y Palermo (1956) realizan una versión infantil del MAS denominada *Children's Manifest Anxiety Scale* (CMAS). Factorizando esta escala, Finch, Kendall y Montgomery (1974) encuentran tres factores de ansiedad: «fisiológica», «preocupación-hipersensibilidad» y «concentración». Posteriormente, esta versión es revisada por Reynolds y Richmond (1978) con el nombre de *Revised Children's Manifest Anxiety Scale* (RCMAS), que factorizada reproduce los tres factores mencionados. Esta versión contiene un total de 28 ítems referidos al constructo «ansiedad», pero carece de una escala de mendacidad. Reynolds y Paget (1981) incluyen dichos ítems y, con la nueva versión de 37 preguntas, obtienen cinco factores, los tres de ansiedad ya citados y dos de mendacidad, con una amplia muestra de 4.972 sujetos; solución

factorial que se repite cuando la muestra se separa por sexos y por el color de la piel.

Otros estudios de «cross-cultural» validación del RCMAS han sido realizados en Japón (Richmond Sukemune, Ohmoto Hawamoo y Hamazaki, 1984), en Alemania (Boehnke, Silbereisry, Richmond y Reynolds, 1986). En ellos parecen surgir los tres factores de ansiedad que, por otro lado, pueden ser considerados como un factor general de segundo orden, claramente separado de los ítems de mendacidad. No es el caso del estudio de Wilson, Chibaiwa, Majoni, Masukume y Nkoma (1990), quienes en Zimbabue encuentran un primer factor en el que cargan ítems de ansiedad y mendacidad en lo que ellos mismos denominan un factor de deseabilidad social.

En castellano existe una versión del RCMAS de Aguilar (1984); fue administrada a 599 niños con alta probabilidad de ser considerados disléxicos, junto a otros cuestionarios de personalidad y rendimiento (EPQ-J de Eysenck y Eysenck, adaptación española de TEA; STAI de Spielberg y cols., adaptación española de TEA; el MA de Pelechano, los cuestionarios infantiles de Cattell y cols., etcétera). De las factorizaciones y correspondientes rotaciones se obtuvieron dos factores de ansiedad, mientras que la escala de mendacidad del RCMAS se unía a la de sinceridad del EPQ-J y compartía su variancia con otras variables en otros dos conceptualmente distintos.

En el factor denominado «ansiedad psicológica» (cognoscitiva) cargaban fundamentalmente las escalas de «ansiedad estado» (0,82) y «rasgo» (0,69) de Spielberger y cols. (1982), así como «neuroticismo» (0,51) de Eysenck y Eysenck (1978). Mientras que el denominado «ansiedad somática» recogía las cargas del RCMAS «preocupación-hipersensibilidad» (0,79), «ansiedad fisiológica» (0,78) y «concentración» (0,75), a las que se le unen dos del MA de Pelechano «ansiedad ante exámenes» (0,35) y el polo opuesto de «holgazanería-vagancia» (-0,29), además de una pequeña (0,21) de «sinceridad» del EPQ-J.

Otra versión en castellano del RCMAS es realizada en Uruguay (Richmond, Rodrigo y Rodrigo, 1988) y reproduce los tres subfactores de ansiedad ya señalados por los autores norteamericanos.

Eysenck, H. J. (1975, 1983), analizando la teoría de Hull-Spence, defiende la idea de que el MAS está midiendo un estado de ansiedad que puede encuadrarse en las dimensiones Neuroticismo y Extraversión propuestas en su modelo. Debe aclararse que Eysenck utiliza aquí el concepto «estado de ansiedad» en sentido clínico análogamente a los conceptos de fobia y obsesión. En conjunto, el MAS estaría midiendo «distimia» y por tanto sus puntuaciones señalarían, a la vez, introversión y neuroticismo. Se pasa, pues, de un concepto unidimensional (en teoría) a una medida factorialmente compleja que puede seleccionar a distintos sujetos: neuróticos, introvertidos o ambas cosas a la vez (distímicos). Más específicamente, Eysenck señala correlaciones del orden de 0,6 a 0,7 entre el MAS y el Neuroticismo, y

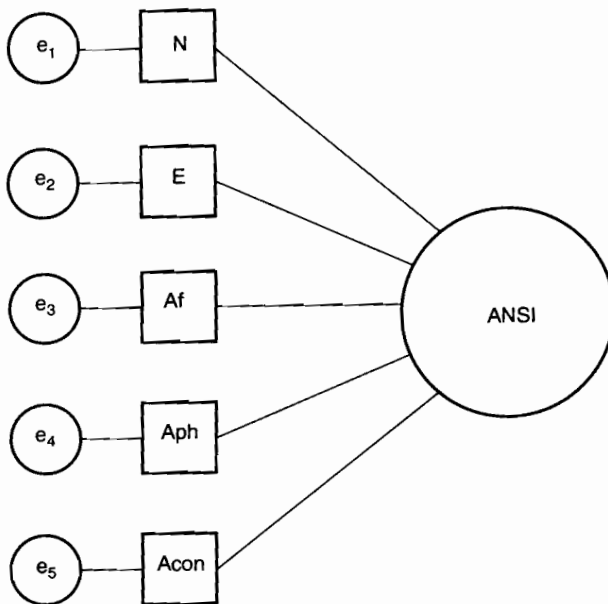
del orden de 0,3 a 0,4 entre el MAS e Introversión (Eysenck, 1983, 1987).

Otros estudios de autores, a partir de distintos marcos teóricos, avalan estas relaciones defendidas por Eysenck, principalmente las referidas al Neuroticismo. Así, McClelland (1989) considera equivalentes al MAS y a la escala de Neuroticismo. Gray (1987) defiende que el MAS está midiendo el factor «ansiedad» que se obtiene factorialmente por rotación ortogonal de los de extraversión-introversión y neuroticismo en Eysenck. Precisamente una de las razones por las que la rotación propuesta por Gray no es a 45 grados, respecto a la solución de Eysenck, es la de que las escalas que miden directamente su constructo, concretamente el MAS de Taylor, se encuentran más saturadas de neuroticismo que de introversión (Gray, 1987). Por su parte, Cattell indica que ambas escalas saturan tanto en el factor UI-24 de ansiedad-estado (obtenido fundamentalmente a partir de datos T), como en el factor FQ-II, también de ansiedad, obtenido principalmente a partir de datos Q y L (Amelang, 1980; Tous, 1979), y propone una solución similar a la de Gray respecto a las dimensiones Extraversión y Neuroticismo (Cattell, 1965).

El objetivo del presente trabajo, como se indica más arriba, es el de verificar las relaciones citadas mediante un modelo de ecuaciones estructurales. No se pretenden realizar interpretaciones teóricas ulteriores acerca de la naturaleza de la variable latente medida, es decir, si se trata de un «rasgo» o de un «estado generalizado». El punto de partida es simplemente la consideración de una variable latente (a la que denominamos ansiedad), en la que se espera saturen en una dirección determinada las puntuaciones obtenidas en una serie de subescalas procedentes de dos cuestionarios.

Más específicamente se plantea la emergencia de un factor, a partir de la matriz de correlaciones, en el que deben saturar las subescalas del RCMAS (ansiedad fisiológica, cognitiva e hipersensibilidad), junto a las escalas de neuroticismo y extraversión del EPQ-J. Se espera, además, que la saturación de «E» sea de signo contrario al resto de ellas y que los valores de saturación en «N» sean superiores a los de «E». Es claro que este planteamiento asume el supuesto de que las subescalas del RCMAS se integran en un factor general de ansiedad.

El modelo formalizado a partir de las relaciones definidas es el que aparece en la figura 1.



Donde:

N: Neuroticismo  
 E: Extraversión  
 Af: A. Fisiológica  
 Aph: Hipersensibilidad  
 Acon: A. cognitiva  
 (Endógenas observables)  
 ANSI: Factor de ansiedad  
 (Exógeno latente)

Figura 1

## Método

### Sujetos

Se administraron las pruebas a una muestra inicial de 356 niños, de ambos sexos, estudiantes de sexto curso de EGB, con una edad media de 12 años. La muestra procedía de cuatro colegios de Tarrago-

na capital. Dos de ellos públicos y los otros dos privados. La distribución del sexo era aproximadamente del 50 por 100.

De esta muestra inicial se eliminaron aquellos sujetos con puntuaciones directas inferiores a 5 en la escala de sinceridad del EPQ-J. Si bien no existen criterios específicos de selección a partir de esta variable, cabe considerar muy probable que puntuacio-

nes inferiores a 7 en puntuación directa invaliden el cuestionario (Seisdedos, 1978). Dado que en este estudio no interesaba la sinceridad como un posible factor de personalidad, se optó por el criterio de selección.

La muestra resultante fue de 256 sujetos. De acuerdo con el criterio propuesto por Carroll (1978), sería un tamaño suficiente para extraer hasta 8 factores.

## Instrumentos

EPQ-J de Eysenck y Eysenck, en versión española de TEA (1978). Adaptación española del *Revised Children MAS* de Reynolds y Paget (Aguilar, 1984). Paquetes estadísticos SPSS-X y LISREL VI implementados en versión 6.13.

## Procedimiento

Medidas: Puntuaciones directas en las subescalas: E, N, P y CA (EPQ-J) y en AFIS, APH y ACON (RCMAS). Con la finalidad del análisis, se suponen medidas en escala métrica y normalmente distribuidas (se verificó este último supuesto).

El número de variables (7) resulta suficiente para determinar dos factores según la regla de Thurstone.

## Análisis

En dos etapas:

1. Análisis factorial exploratorio: Se factorizaron todas las subescalas de ambos cuestionarios excepto las de sinceridad (que se utilizaron como control). El procedimiento de extracción factorial fue el de máxima verosimilitud (ML). La elección de este método fue debida a dos razones. En primer lugar, satisface el criterio de distinción entre varianza común y varianza única. En segundo lugar, es el procedimiento de estimación que utiliza por defecto el LISREL (únicamente en los casos en que la matriz no se ajusta al criterio de rango = n o matriz positiva definida se utilizan mínimos cuadrados generalizados).

El criterio de decisión acerca del número de factores a extraer fue el de Kaiser-Guttman (eigenvalues superiores a 1).

Este análisis permite estudiar previamente la posibilidad de ajustar los datos al modelo planteado.

2. Análisis factorial confirmatorio del modelo definido anteriormente mediante el LISREL.

## Resultados

Como puede apreciarse en los descriptivos (tabla 1), los valores de distribución marginal de las va-

TABLA 1  
*Análisis factorial exploratorio: datos iniciales*

	Media	Desv. típica
N	10,83984	4,63340
E	18,08984	3,27015
P	3,42969	2,47397
CA	18,65625	4,22678
AFIS	4,11328	2,22086
APH	5,39063	2,61289
ACON	3,35547	1,70886

N = 256

Matriz de correlaciones:

	N	E	P	CA	AFIS	APH
N	1,00000					
E	-0,27598	1,00000				
P	0,31701	-0,06926	1,00000			
CA	0,57907	0,34838	0,67647	1,00000		
AFIS	0,55132	-0,05594	0,24591	0,43738	1,00000	
APH	0,64396	-0,30474	0,16382	0,25686	0,47622	1,00000
ACON	0,58175	-0,29205	0,26798	0,32754	0,53700	0,58884

Determinante = 0,0192460

Test de adecuación muestral (Kaiser) = 0,52404

Test de esfericidad de Bartlett = 994,85518, Signif. = 0,0

riables se ajusta a lo esperado dado el rango de las escalas exceptuando extraversion que muestra una media muy alta. Por otra parte, la matriz de correlaciones difiere significativamente de la matriz identidad (test de Bartlett); sin embargo, no se muestra muy apropiada para el análisis. Los bajos valores de correlación de E con otras variables (P y AFIS) pueden ser responsables del deficiente valor del test de Kaiser.

TABLA 2

*Análisis factorial exploratorio: extracción*

Núm. de factores extraídos: 2  
Núm. de iteraciones: 7

Matriz factorial:

	Factor 1	Factor 2
CA	0,99950	
P	0,67636	
APH		0,72530
N	0,58099	0,67346
ACON	0,32945	0,64370
E	0,34644	-0,63196
AFIS	0,43888	0,46505

Varianza explicada:

Factor	Raíz latente	% de var.	% acum.
1	2,28228	32,6	32,6
2	2,01038	28,7	61,3

Como puede observarse en la tabla 2, la solución que proporciona el patrón factorial parece clara. Se extraen dos factores que explican proporciones similares de varianza, siendo el segundo factor el que corresponde a nuestra hipótesis. El primer factor podría ser interpretado como un factor de impulsividad y conducta antisocial, permitiéndonos eliminar a las variables P y CA del modelo a confirmar.

En conjunto, los resultados (tabla 3) indican que el ajuste de los datos al modelo de un factor común es aceptable. Debe destacarse, sin embargo, que el valor de Ji-cuadrado resulta significativo (es decir, la matriz reproducida desde el modelo difiere de la matriz observada). Por el contrario, el resto de índices señalan un buen ajuste. El análisis de las covarianzas residuales, por último, nos muestra que tan sólo un valor de correlación observado difiere significativamente del reproducido; en efecto, la covarianza residual estandarizada entre las variables Extraversión y Ansiedad Fisiológica tiene un valor superior a tres, valor que en este tipo de análisis suele utilizarse como límite ya que corresponde prácticamente a los valores extremos de «z» en una distribución normal.

Cabe considerar que, aparte de este único residual discrepante, existan otras causas que pueden haber influido en el valor significativo del estadístico

TABLA 3  
*Análisis confirmatorio*

Saturaciones Estimadas (M. L.), residuales y valores t Lambda X

	SAT.	RES.	t
N	0,810	0,344	14,458
E	-0,332	0,890	-5,031
AFIS	0,653	0,574	10,892
APH	0,783	0,387	13,812
ACON	0,753	0,433	13,126

Medidas de ajuste del modelo:

Ji-Cuadrado (5 G.L.): 22,53.  
Índice de bondad de ajuste: 0,986.  
Raíz de la media cuadrática residual: 0,048.  
Residual menor: -2,372  
Residual mayor: 3,920 (E, AFIS).

Ji-cuadrado. Como es sabido, esta prueba es más sensible que los índices de bondad de ajuste a la violación del supuesto de normalidad multivariada y, en el análisis descriptivo de las distribuciones marginales de las escalas, E mostraba un notable sesgo (obsérvese en los descriptivos que la media es de 18 cuando la puntuación máxima es poco más de 20). En posteriores trabajos sería interesante estudiar el hecho de que en la población juvenil investigada se obtengan puntuaciones tan elevadas en E. Sin embargo, en este trabajo nos limitamos a constatar el hecho como una desviación de los supuestos estadísticos.

## Discusión

Los valores finales de ajuste parcial indican que el modelo es capaz de explicar gran parte de la varianza de las variables empíricas, excepto en el caso de X2 (extraversión), lo cual, por otra parte, reforzaría el supuesto de que el RCMAS tiene más en común con la dimensión del Neuroticismo que con la de Extraversión-Introversión. Sin embargo, pese a la baja varianza explicada, la «t» de Student señala que también la carga correspondiente a extraversión resulta significativa.

En principio, los resultados obtenidos en esta investigación parecen estar en contradicción con la fragmentación del constructo generalizado en «ansiedad psicológica» (cognoscitiva) y «ansiedad somática», obtenidos de las anteriores factorizaciones de Aguilar (1984, 1985). Posteriormente a la obtención de los resultados aquí presentados, los autores volvieron a analizar las matrices de datos obtenidas en los anteriores trabajos citados (N = 599 y N = 398) mediante los procedimientos descritos en esta investigación. En ambos casos, cuando únicamente se factorizan las escalas del MAS junto a las

escalas del EPQ, se replica claramente un factor en el que saturan positivamente el neuroticismo junto a las subescalas del RCMAS y negativamente la extraversión con una saturación sensiblemente menor. Sin embargo, al añadir las escalas de Pelechano, de Spielberger y de Cattell, el neuroticismo se separa de las subescalas del RCMAS para unirse a las dos subescalas de Spielberger, mientras que dichas subescalas se unen ahora a las dos dimensiones citadas del MA de Pelechano.

## Referencias

- Aguilar, A. (1984). Factores de personalidad en escolares disléxicos. *Universitas Tarraconensis. Revista de Psicología, Pedagogía y Filosofía*, VI, 2, 229-238.
- Aguilar, A. (1985). Sinceridad y personalidad en una muestra de disléxicos. *Universitas Tarraconensis. Revista de Psicología, Pedagogía y Filosofía*, VII (1), 115-137.
- Amelang, M. y Bartussek, D. (1986). *Psicología diferencial e investigación de la personalidad*. Barcelona: Herder.
- Bermúdez, J. (1986). *Psicología de la personalidad*. Madrid: UNED.
- Boehnke, K., Silbereisery, R. K., Richmond, B. O. y Reynolds, C. R. (1986). What I think and feel: German experience with the revised form of the Children's Manifest Anxiety Scale. *Personality and Individual Differences*, 7, 553-560.
- Brody, N. (1977). *Investigación y teoría de la personalidad*. México: El Manual Moderno.
- Castaneda, A., McCandless, B. R. y Palermo, D. S. (1956). The children's form of the Manifest Anxiety Scale. *Child Development*, 27, 317-326.
- Carroll, J. B. (1978). How shall we study individual differences in cognitive abilities? Methodological and theoretical perspectives. *Intelligence*, 2, 87-115.
- Carroll, J. B. (1983). Studying individual differences in cognitive abilities: Through and beyond factor analysis. En R. Dillon (Ed.), *Individual Differences in Cognition*. New York: Academic Press.
- Cattell, R. B. (1965). *The Scientific Analysis of Personality*. Harmondsworth: Pelican.
- Crowne, D. P. (1968). Personality factors in discrimination learning in children. *Journal of Personality and Social Psychology*, 10, 420-430.
- Edwards, A. L. (1975). *The Social Desirability Variable in Personality Assessment and Research*. New York: Dryden.
- Eysenck H. J. y Eysenck, M. W. (1987). *Personalidad y diferencias individuales*. Madrid: Pirámide.
- Eysenck, H. J. y Eysenck, S. B. G. (1984). *EPQ-Cuestionario de personalidad para niños y adultos*. Madrid: TEA.
- Eysenck, H. J. (1975). *Fundamentos biológicos de la personalidad*. Barcelona: Fontanella.
- Eysenck, H. J. (1983). Personalidad, aprendizaje y ansiedad. En H. J. Eysenck (Ed.), *Manual de psicología anormal*. México: El Manual Moderno.
- Gray, J. A. (1987). *The neuropsychology of Anxiety*. Oxford: Clarendon Press.
- Hull, C. L. (1986). *Principios de conducta*. Madrid: Debate.
- McClelland, D. C. (1989). *Estudio de la motivación humana*. Madrid: Narcea.
- O'Connor, J. P. Lorr, M. (1956). Some patterns of manifest anxiety. *Journal of Clinical Psychology*, 12, 160-163.
- Pelechano, V. (en preparación). *MA Cuestionario de ansiedad y motivación*. Cedido por el autor para la investigación.
- Pervin, L. A. (1985). Personality: Current controversies, issues and directions. *Annual Review of Psychology*, 36, 83-114.
- Phares, J. E. y Lamiell, J. T. (1977). Personality. *Annual Review of Psychology*, 28, 113-140.
- Reynolds, C. R. y Paget, K. D. (1981). Factor Analysis of the Revised Children's Manifest Anxiety Scale for blacks, whites, males and females with a national normative sample. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 3, 352-359.
- Reynolds, C. R. y Richmond, B. O. (1978). What I think and feel: A revised measure of Children's Manifest Anxiety. *Journal of Abnormal Child Psychology*, 6, 271-280.
- Richmond, B. O., Rodrigo, G. y Rodrigo, M. (1988). Factor structure of a Spanish version of the Revised Children's Manifest Anxiety Scale in Uruguay. *Journal of Personality Assessment*, 43, 281-283.
- Richmond, B. O., Sukemune, S., Ohmoto, M., Hawamoto, H. y Hamazaki, T. (1984). Anxiety among Canadian, Japanese and American children. *Journal of Psychology*, 116, 3-6.
- Sechrest, L. (1976). Personality. *Annual Review of Psychology*, 27, 1-27.
- Seisdedos, N. (1978). *EPI. Cuestionario de personalidad*. Madrid: TEA.
- Taylor, J. A. (1951). La relación entre la ansiedad y la respuesta de condicionamiento palpebral. *Journal of Experimental Psychology*, 41, 81-92.
- Tous, J. M. (1979). Un modelo de categorización: criterios para el análisis de las observaciones. *Anuario de Psicología*, 20 (1), 35-55.
- Wilson, D., Chibaiwa, D., Majoni, Ch., Masukume, Ch. y Nkoma, E. (1990). Reliability and factorial validity of the Revised Children's Manifest Anxiety Scale in Zimbabwe. *Personality and Individual Differences*, 4, 365-369.