

DIMENSIONALIDAD DE UNA ESCALA DE ACTITUD HACIA EL MEDIO AMBIENTE PARA LA EDUCACIÓN SECUNDARIA

Pedro Álvarez Suárez

Dpto. de Didáctica de las Ciencias Experimentales.
Universidad de Granada

Emilia Inmaculada De la Fuente Solana

Dpto. de Psicología Social y Metodología de las Ciencias del Comportamiento.
Universidad de Granada

Juan García García

Dpto. de Ciencias Humanas y Sociales
Universidad de Almería

RESUMEN

Se estudia la dimensionalidad de una escala de actitud hacia el medio ambiente para la ESO. Tras un análisis de los modelos más plausibles desde el Análisis Factorial Confirmatorio, se concluye que la escala puede considerarse como unidimensional.

Palabras clave: *Educación ambiental. Evaluación de actitudes ambientales. Dimensionalidad de una escala. Análisis factorial confirmatorio.*

ABSTRACT

The dimensionality of attitude scale towards the environment in Secondary Education students is studied. After analyzing the more probables models from the Confirmatory Factor Analysis, we can take the conclusion that such scale can be considered unidimensional.

Key words: *Environmental education. Environmental attitude assessment. Dimensionality of attitude scale. Confirmatory Factor Analysis.*

INTRODUCCIÓN

En lo que respecta a la situación ambiental global, «cumbre» tras «cumbre», desde Estocolmo-70 a Kioto-97, se ha podido constatar que, aunque nuestros gobernantes reconocen expresamente la grave degradación del planeta y son plenamente conscientes de que sus causas, desde la profunda confortación de intereses que entrañan, las soluciones no pueden ser meramente políticas, económicas y/o tecnológicas. Se piensa pues que, para la salvaguarda del medio ambiente una solución puede derivarse de la reconversión axiológica de nuestros modelos de relación con el entorno¹; por lo que la «llamada» a la Educación es inmediata.

Surge así, la Educación Ambiental (EA) con el objetivo de conseguir no sólo un conocimiento científico adecuado sobre el medio ambiente, sino también un cambio positivo en las actitudes ambientales de los sujetos (Giordan, 1986), ya que éstas constituyen la base de los hábitos, costumbres y modos de vida que nos han conducido a la actual situación de crisis ambiental global.

Reflejo de ello es la incorporación de la EA, como área transversal, a los currículos educativos de la Educación Obligatoria en nuestro sistema educativo, y así, en una de las Resoluciones que desarrollan la LOGSE, se indica como objetivo de la EA para este nivel: «*contribuir a que el alumnado desarrolle ciertas actitudes relacionadas con la valoración y el respeto al medio ambiente y la participación activa en su conservación y mejora*» (MEC, 1994).

Ello hace necesaria la puesta a punto de estrategias para el desarrollo de estrategias ambientales (Cabo, Álvarez y Perales, 1998), así como de técnicas e instrumentos de evaluación válidos y fiables que sean sensibles a los cambios actitudinales del alumnado; máxime, si tenemos en cuenta la dificultad que la evaluación de los contenidos actitudinales suponen para la mayor parte del profesorado (Scibeci, 1987; Laforgia, 1988; Rico, 1992; Bolívar, 1995; Escudero, 1995).

Conscientes de ello, elaboramos un instrumento para la evaluación de actitudes ambientales del alumnado de E.S.O. de nuestro país (Álvarez, De la Fuente, García y Fernández, 1999), contextualizada en el apartado «Material». El objetivo del presente trabajo es comprobar, desde la perspectiva del análisis factorial confirmatorio, la dimensionalidad de esta escala, así como controlar los efectos de método, es decir, la *tendencia de respuesta* asociada a escalas de tipo Likert.

MÉTODO

Muestra

La muestra estuvo compuesta por 830 sujetos que dividimos aleatoriamente en dos grupos $n_1=416$ y $n_2=414$. El grupo 1 estaba compuesto por 182 hombres (43,8%) y 234 mujeres (56,3%), con edades comprendidas entre los 12 y 18 años (Media = 14,33 y desviación típica = 1,27). El grupo 2 estaba compuesto por 160 hombres (38,6%) y 254

1 «Habrà que tratar, sobre todo, de modificar los valores, las actitudes y los comportamientos de los individuos respecto a su medio» (UNESCO-UNEP, 1988).

mujeres (61,4%), con edades comprendidas entre los 12 y 17 años (Media = 14,27 y desviación típica = 1,24).

Material

Se utilizó una escala de evaluación de actitudes ambientales del alumnado de E.S.O. (incluida como anexo) que ha demostrado tener un adecuado funcionamiento psicométrico (Álvarez, De la Fuente, García y Fernández, 1999). Esta escala consta de 16 ítems tipo Likert de 5 alternativas de respuesta que van desde *muy en desacuerdo* a *muy de acuerdo*, en cuya formulación se tuvieron en cuenta las recomendaciones, ya clásicas, de Edwards (1957), así como el vocabulario y los intereses de los alumnos de ESO. Esta escala posee 9 ítems invertidos (2, 3, 6, 7, 8, 9, 10, 13, 14), cuya colocación se contabilizó, a fin de minimizar la aquiescencia. La puntuación de cada ítem, como es lógico, es inversa para los formulados en forma negativa y la suma total es una medida de actitud favorable al medio ambiente.

El análisis de ítems de la primera versión (de 25 ítems) se hizo con una muestra de 830 alumnos de ESO, que dividimos aleatoriamente en dos grupos ($N_1=416$ y $N_2=414$), estimándose la validez de constructo (homogeneidad de los ítems) mediante la correlación ítem-total eliminando el efecto producido por la influencia del propio ítem; obteniéndose la escala definitiva (de 16 ítems) tras la eliminación de aquellos ítems que presentaban una correlación inferior a 0,25 (que, además, son los que menos reducen el coeficiente alpha).

Los datos descriptivos correspondientes a la escala (número de sujetos, media, desviación típica y coeficiente α) se indican en el siguiente cuadro:

CUADRO 1
DATOS DESCRIPTIVOS DE LA ESCALA

Muestra	$N_1 = 416$	$N_2 = 414$
X	61,13	59,55
δ	8,55	8,52
α	0,7856	0,7742

Procedimiento

Lo sujetos respondieron a la escala en 24 centros que imparten la ESO, públicos y privados, de Granada y provincia. Los datos fueron recogidos por una misma persona que, en todos los casos suministró idénticas instrucciones para su cumplimentación.

Análisis

En primer lugar, ponemos a prueba los modelos que subyacen en la construcción del test (Álvarez et al., 1999) mediante Análisis Factorial Confirmatorio (AFC). Son factibles los siguientes modelos: (a) de un factor, y por tanto de unidimensionalidad; (b)

dos factores que se agrupan al constructo actitud hacia el medio ambiente bifactorial (con los ítems 1, 2, 3, 4, 6, 7, 8, 11, 13 y 16 en un factor; y los ítems 5, 9, 10, 12, 14 y 15 en otro). Además ponemos a prueba los modelos de (c) unidimensionalidad con parametrización de Marsh (1989)² (los ítems invertidos son el 2, 3, 6, 7, 8, 9, 10, 13, 14) y (d) el bifactorial con parametrización de Marsh (1989), para el control de los efectos de método muy común en los ítem Likert.

Para estimar y probar las estructuras que subyacen a los modelos teóricos, realizamos un Análisis Factorial Confirmatorio utilizando modelos de ecuaciones estructurales (p.e. Batista y Coenders, 2000; Boosman, 2000; MacCallum y Austin, 2000; Martínez, 1995 y Maruyama, 1998, para una revisión actualizada). El modelo que se pone a prueba, es el modelo de medida que responde a la formulación:

$$X = \Lambda_x \xi + \Theta_\delta$$

Para estimar los parámetros de los modelos propuestos y evaluar su ajuste, consideramos los ítems politómicos como estrictamente ordinales y en el contexto de los modelos de ecuaciones estructurales (SEM) (Jöreskog, 1994), se analiza la matriz de correlaciones policóricas y su matriz de covarianzas asintótica, con estimación de Mínimos Cuadrados Ponderados (WLS), con el ajuste de la función de mínimos cuadrados ponderados (Yuan y Bentler, 1995a,b y 1997)³.

Para los diferentes modelos, tanto las matrices de correlaciones policóricas como sus matrices de covarianzas asintóticas se llevaron a cabo con PRELIS 2 (Jöreskog y Sörbom, 1993b). La estimación de los parámetros de los diferentes modelos mediante Mínimos Cuadrados Ponderados, se llevó a cabo con Lisrel 8.12a (Jöreskog y Sörbom, 1993b).

Con respecto a la evaluación del ajuste de los modelos en primer lugar se obtiene la función de ajuste o test Ji-cuadrado de Yuan y Bentler (1995a,b,1997) sobre la función de mínimos cuadrados ponderados, recomendado para tamaños de muestra pequeños y moderados (Fouladi, 2000 y Yuan y Bentler, 1999).

En segundo lugar, con respecto a los índices de bondad de ajuste, utilizaremos los índices absolutos, error de aproximación cuadrático medio (RMSEA), residuo cuadrático medio (RMR), índice de bondad de ajuste (GFI), índice de bondad de ajuste ajustado (AGFI), así como los índices incrementales índice de ajuste no normado (NNFI) e índice de ajuste comparativo (CFI). Han sido sugeridos diferentes puntos de corte para estimación máximo verosímil (Browne y Mels, 1992; Hu y Bentler, 1998,1999; Marsh y Hau, 1996), aunque no así para mínimos cuadrados ponderados. No obstante y siguiendo los criterios de los autores mencionados, se considerará como criterio de ajuste cuando los índices se tomen los valores de RMSEA entre 0,05-0,08; de RMR entre 0,05-0,10; los índices GFI, AGFI, NNFI y CFI se consideran adecuados con valores entre 0,90-0,95.

Por lo que respecta al ajuste individual o ajuste de los componentes del modelo, tenemos que indicar que, aunque el ajuste global sea adecuado, hay que estudiar si los

2 En la parametrización de Marsh (1989) los efectos del método se estiman a partir de las correlaciones entre las varianzas residuales de las variables medidas con el mismo método.

3 Es una corrección tipo Barlett sobre la estimación WLS ($T_r / (1 + T_r / n)$).

resultados son coherentes y no presentan parámetros erróneos, lo que puede realizarse mediante la estimación de los parámetros, donde se evalúa la significación de los parámetros mediante valores t ; y el estudio de las residuales; como resumen interpretaremos el índice RMR.

En definitiva, se realiza un Análisis Factorial Confirmatorio para la estructura de la escala, teniendo en cuenta la influencia que la tendencia de respuesta de los participantes puede tener en las puntuaciones de los ítems. Comparando el mejor modelo en un análisis multigrupo.

Resultados

En la tabla 1 aparecen las estimaciones de las saturaciones factoriales (lambdas) y de las unicidad (deltas) para los diferentes modelos propuestos para el grupo 1. La correlación estimada entre los factores en el caso del modelo bifactorial (2F) es de 0.97 y en el modelo bifactorial con parametrización de Marsh 2FP es de 0.98.

TABLA 1
ESTIMACIONES DE LAMBDA Y DELTA PARA LA ESTIMACIÓN WLS PARA LOS MODELOS UNIFACTORIAL (1F), BIFACTORIAL (2F), UNIFACTORIAL CON PARAMETRIZACIÓN DE MARSH (1FP) Y BIFACTORIAL CON PARAMETRIZACIÓN DE MARSH (2FP) PARA EL GRUPO 1

Ítems	WLS 1F		WLS 1FP		WLS 2F		WLS 2FP	
	λ	δ	λ	δ	λ	δ	λ	δ
1	0,55	0,70	0,52	0,73	0,55	0,69	0,52	0,73
2	0,49	0,76	0,40	0,84	0,49	0,76	0,40	0,84
3	0,53	0,72	0,40	0,84	0,54	0,71	0,41	0,83
4	0,53	0,71	0,44	0,81	0,53	0,72	0,43	0,81
5	0,60	0,64	0,62	0,61	0,61 (F2)*	0,62	0,63(F2)	0,61
6	0,54	0,71	0,39	0,85	0,54	0,71	0,39	0,85
7	0,54	0,71	0,46	0,79	0,54	0,71	0,46	0,79
8	0,64	0,59	0,60	0,64	0,64	0,59	0,60	0,64
9	0,62	0,62	0,51	0,74	0,62(F2)	0,62	0,51(F2)	0,74
10	0,48	0,77	0,40	0,84	0,49(F2)	0,76	0,41(F2)	0,83
11	0,55	0,69	0,51	0,74	0,55(F2)	0,70	0,51(F2)	0,74
12	0,68	0,54	0,69	0,52	0,69	0,52	0,69	0,52
13	0,47	0,78	0,40	0,84	0,47	0,78	0,40	0,84
14	0,62	0,62	0,49	0,76	0,62(F2)	0,61	0,49(F2)	0,76
15	0,45	0,80	0,51	0,74	0,46(F2)	0,79	0,51(F2)	0,74
16	0,48	0,77	0,50	0,75	0,49	0,76	0,51	0,74

* Las saturaciones factoriales que llevan (F2) corresponden al factor 2, las que no llevan ningún símbolo son del factor 1.

Todos las estimaciones de lambdas y deltas para la estimación WLS de los modelos unifactorial (1F), bifactorial (2F), unifactorial con parametrización de Marsh (1FP) y bifactorial con parametrización de Marsh (2FP) son estadísticamente significativos para valores de t mayores de 1.96.

En la tabla 2, se muestran los índices de bondad de ajuste del modelo. Desde el punto de vista de los índices absolutos (RMSEA, RMR, GFI y AGFI) y, de acuerdo con los criterios propuestos, puede verse que existe un adecuado ajuste de los 4 modelos propuestos. Sin embargo los índices incrementales (NNFI y CFI) mostrarían un adecuado ajuste de los modelos con parametrización de Marsh (tendencia de respuesta) frente a los modelos que no contemplan el factor de método a través de este tipo de parametrización.

TABLA 2
ÍNDICES DE AJUSTE PARA LA ESTIMACIÓN WLS CON LOS MODELOS
PROPUESTOS PARA EL GRUPO 1.

	Independencia	WLS 1F	WLS 1FP	WLS 2F	WLS 2FP
χ^2	785,93	181,66	75,42	179,98	75,14
P	0,00	0,00	0,01	0,00	0,01
g.l.	120	104	51	103	50
RMSEA		0,042	0,034	0,042	0,035
RMR		0,090	0,052	0,090	0,052
GFI		0,95	0,98	0,96	0,98
AGFI		0,94	0,95	0,94	0,95
NNFI		0,85	0,90	0,85	0,90
CFI		0,87	0,96	0,87	0,96

RMSEA: Error de aproximación cuadrático medio.

RMR: Residual cuadrática media. GFI: Índice de ajuste del modelo.

AGFI: GFI ajustado. NNFI: Índice de ajuste no normado. CFI: Índice de ajuste comparativo.

Si decidimos seleccionar los modelos con parametrización de Marsh, tanto en el modelo bifactorial como unifactorial, tendremos que elegir uno de ellos. Desde el punto de vista de la mejora del modelo, podemos ver que el de 2 factores de rasgo y uno de método no produce un decremento estadísticamente significativo en la Ji-Cuadrado ($\chi^2_{(1)}$ de la diferencia= 0,28; $p=0,59$). Además, el valor tan elevado de la correlación de los factores, nos haría pensar en una estructura unifactorial.

Una vez aceptado como modelo factorial más adecuado para la escala el modelo unidimensional en cuanto al constructo (actitud hacia el medio ambiente), y teniendo en cuenta la tendencia de respuesta de los sujetos a los ítems, utilizando la parametrización de Marsh, se propone su comprobación en un análisis multigrupo, tomando los dos grupos en los que hemos dividido la muestra. Los modelos que

pondremos a prueba son aquellos que mantienen invariante la parametrización Marsh a través de los dos grupos (mantiene estable en las dos muestras la influencia de las tendencias de respuesta), y aquel modelo que considera el factor de método como variante. En ambos casos el factor de rasgo permanece invariante (estable en las dos muestras).

En la tabla 3, aparecen las estimaciones de las saturaciones factoriales y las unicidades para los diferentes modelos propuestos en el análisis multigrupo.

TABLA 3
ESTIMACIONES DE LAS LAMBDA Y DELTAS PARA LA ESTIMACIÓN WLS
PARA LOS MODELOS UNIFACTORIAL CON PARAMETRIZACIÓN DE
MARSH INVARIANTE Y VARIANTE EN EL ANÁLISIS MULTIGRUPO

Items	WLS 1FP Multigrupo Invariante			WLS 1FP Multigrupo Variante		
	λ	δ_1	δ_2	λ	δ_1	δ_2
1	0,56	0,68	0,68	0,51	0,74	0,74
2	0,37	0,87	0,83	0,32	0,90	0,84
3	0,27	0,93	0,83	0,22	0,95	0,85
4	0,52	0,73	0,73	0,46	0,79	0,79
5	0,60	0,64	0,64	0,58	0,66	0,66
6	0,52	0,73	0,82	0,53	0,71	0,86
7	0,40	0,84	0,76	0,36	0,87	0,79
8	0,52	0,73	0,70	0,46	0,79	0,67
9	0,38	0,85	0,73	0,35	0,88	0,76
10	0,47	0,78	0,83	0,45	0,80	0,84
11	0,61	0,62	0,62	0,58	0,67	0,67
12	0,68	0,54	0,54	0,37	0,54	0,54
13	0,44	0,81	0,82	0,47	0,87	0,85
14	0,47	0,78	0,73	0,57	0,78	0,76
15	0,59	0,65	0,65	0,44	0,67	0,67
16	0,46	0,78	0,78	0,40	0,80	0,80

Todos las estimaciones de lambdas y deltas para la estimación WLS del los modelos propuestos son significativos para valores de t mayores de 1.96.

En la tabla 4, se muestran los índices de bondad de ajuste del modelo. Tanto el valor de Ji-Cuadrado, como desde el punto de vista de los índices generales (RMSEA, RMR, GFI y AGFI) y de los índices incrementales (NNFI y CFI) mostrarían un adecuado ajuste el modelo con parametrización de Marsh variante a través de los dos grupos, por encima del modelo invariante.

TABLA 4
 ÍNDICES DE AJUSTE PARA LA ESTIMACIÓN WLS PARA LOS MODELOS UNIFACTORIAL CON PARAMETRIZACIÓN DE MARSH INVARIANTE Y VARIANTE EN EL ANÁLISIS MULTIGRUPO

	Independencia	WLS 1FP Multigrupo Variante	WLS 1FP Multigrupo Invariante
χ^2	1493,39	133,10	190,67
P	0,00	0,06	0,00
g.l.	240	109	162
$\chi^2/g.l.$		1,22	1,17
RMSEA		0,019	0,017
RMR		0,052	0,073
GFI		0,98	0,97
NNFI		0,95	0,96
CFI		0,98	0,97

RMSEA: Error de aproximación cuadrático medio. RMR: Residual cuadrática media. GFI: Índice de ajuste del modelo. NNFI: Índice de ajuste no normado. CFI: Índice de ajuste comparativo

DISCUSIÓN

En lo referente a la estructura factorial, y más concretamente en sus saturaciones factoriales, podemos ver como los cuatro modelos propuestos son plausibles y se reproducen adecuadamente (ver tabla 1).

Por lo que respecta a los índices de ajuste de los modelos propuestos (ver tabla 2). Los modelos de 1 factor y 2 factores que incorporaban los factores de método mediante la parametrización de Marsh, son los que tienen un funcionamiento más adecuado y un mejor ajuste. Dada la alta correlación existente entre los factores en los modelos de 2F y 2FP, la solución unifactorial se plantea como la más adecuada.

Para afianzar esta conclusión se realizó un análisis multigrupo que considera adecuada la estructura unifactorial propuesta, considerando el factor de método como muestra-dependiente, más que ítem-dependiente; es decir, varía entre las muestras en la línea sugerida por Paulhus, (1991) para otro tipo de medidas actitudinales.

Por tanto, podemos concluir que la escala es unidimensional en cuanto al constructo medido —actitud hacia el medio ambiente— en la línea apuntada en otros trabajos (Álvarez, De la Fuente y García, 1998; Álvarez *et al.*, 1999, y que en su evaluación debemos controlar los factores de método debido a la tendencia de respuesta de los sujetos en los ítems con formato Likert.

REFERENCIAS

- Álvarez, P.; De la Fuente, E. I. y García, J. (1998). Evaluación de la dimensionalidad de una escala de actitudes hacia el medio ambiente. En J.M. Sabucedo, R. García-Mira, E. Ares y D. Prada: *Medio Ambiente y Responsabilidad Humana. Aspectos Sociales y Ecológicos*. (Pp. 641-646). A Coruña: Tórculo.
- Álvarez, P.; De la Fuente, E.; García, J.; y Fernández, M.J. (1999). Evaluación de actitudes ambientales en la E.S.O. Análisis de un instrumento. *Alambique*, 22, 77-86.
- Batista, J.B. y Coenders, G. (2000). *Modelos de ecuaciones estructurales*. Madrid: Muralla-Hespérides.
- Bolivar, A. (1995). *La evaluación de valores y actitudes*. Madrid: Anaya.
- Bollen, K.A. (1989). *Structural equations with latent variables*. New York: Willey.
- Boosman, A. (2000). Reporting analyses of covariance structures. *Structural Equation Modeling*, 7 (3), 461-483.
- Browne, M.W. y Mels, G. (1992). *RAMONA User's Guide*. The Ohio State University, Columbus, Ohio.
- Cabo, J.M.; Álvarez, P.; y Perales F.J. (1998). Valoración de problemas ambientales en profesores de Primaria y ESO. Implicaciones para la Educación Ambiental. En M.A. Jiménez (Coord.). *Didáctica de las Ciencias y Transversalidad* (pp. 47-54). Málaga: Universidad de Málaga.
- Edwards, A. L. (1957). *Techniques of attitude scale construction*. New York: McGraw-Hills.
- Escudero, T. (1995). La evaluación de las actitudes científicas. *Alambique*, 4, 33-41.
- Fouladi, R.T. (2000). Performance of modified test statistics in covariance and correlation structure analysis under conditions of multivariate nonnormality. *Structural Equation Modeling*, 7 (3), 356-410.
- Giordan, A. (1986). *Vers une éducation relative a l'environnement*. Paris: Ministère de l'Environnement/Institute de la Recherche Pedagogique.
- Gómez, J. y Forn, M. (1993). Modelos alternativos a la estructura dimensional de la escala McCarthy: Un análisis factorial confirmatorio. En M. Forn y M.T. Anguera. *Aportaciones recientes a la evaluación psicológica*. Barcelona: P.P.U.
- Hu, L. y Bentler, P. M. (1999). Cutoff criteria for the fit indexes in covariance structure analysis: conventional criteria versus new alternatives. *Structural Equation Modeling*, 6 (1), 1-55.
- Hu, L. y Bentler, P.M. (1998). Fit indices in covariance structure modeling: sensitivity to underparameterized model misspecification. *Structural Equation Modeling*, 3 (4), 424-453.
- Jöreskog K.G. and Sorbom, D. (1993b). *PRELIS 2: A Program for Multivariate Data Screening and Data Summarization: A Preprocessor for LISREL*. Chicago: Scientific Software.
- Jöreskog, K.G. (1990). New development in LISREL: analysis of ordinal variables using polychoric correlation and weighted least squares. *Quality and Quantity*, 24, 387-404.
- Jöreskog, K.G. and Sorbom, D. (1993a). *LISREL 8: Structural Equation Modeling with the SIMPLIS Command Language*. Chicago: Scientific Software.
- Jöreskog, K.J. (1994). On the estimate of polychoric correlation and their asymptotic covariance matrix. *Psychometrika*, 59 (3), 381-389.

- Laforgia, J. (1988). The affectiva domain related to science education and its evaluation. *Science Education*, 72 (4), 407-421.
- MacCallum, R.C. & Austin, J.T. (2000). Applications of structural equation modeling in psychological research. *Annual Review of Psychology*, 51, 201-226.
- Marsh, H.W. (1989). Confirmatory factor analysis of multitrait-multimethod data: many problems and a few solutions. *Applied Psychological Measurement*, 13, 335-361.
- Marsh, H.W. y Hau, K. (1996). Assessing goodness of fit: is parsimony always desirable? *The Journal of Experimental Education*, 64(4), 364-390.
- Martínez, M.R. (1995). *Psicometría: Teoría de los tests psicológicos y educativos*. Madrid: Síntesis.
- Maruyama, G. (1998). *Basics of structural equation modeling*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Ministerio de Educación y Cultura (1994). Resolución de 7 de septiembre de 1994, por la que se dan orientaciones para el desarrollo de la educación en valores en las distintas actividades educativas de los centros docentes. En *B.O.E. de 23-IX-94*.
- Paulhus, D. L. (1991). Measurement and control of response bias. In J.P. Robinson, L.S. Wrighysman y P. Shaver. *Measures of Personality and Social Psychological Attitudes*. San Diego: Academic Press.
- Rico, M. (1992). *El aprendizaje de valores en Educación Ambiental*. Madrid: M.O.P.T., Monografías de la Secretaría de Estado para las Políticas del Agua y el Medio Ambiente.
- Schibeci, R.A. (1984). Attitudes to Science: an update. *Studies in Science Education*, 11 (1), 26-54.
- UNESCO-UNEP (1988). *International strategy for action in the field of enviromental education for the 1990s*. Nairobi: UNESCO/UNEP.
- Yuan, K.H. y Bentler, P.M. (1995a). Mean and covariances structure analysis: Theoretical and practical improvements. *UCLA Statistical Series*, n^o 194, University of California, Los Angeles.
- Yuan, K.H. y Bentler, P.M. (1995b). Robust methods for mean and covariances structure analysis. *UCLA Statistical Series*, n^o 195, University of California, Los Angeles.
- Yuan, K.H. y Bentler, P.M. (1997). Mean and covariances structure analysis: Theoretical and practical improvements. *Journal of the American Statistical Association*, 92(438), 767-774.
- Yuan, K.H. y Bentler, P.M. (1999). Structural equation modeling with small samples: test statistics. *Multivariate Behavioral Research*, 34 (2), 181-197.

Fecha de recepción: 10 de noviembre de 2000.

Fecha de aceptación: 11 de enero de 2002.

ANEXO

Por favor, indica tu grado de acuerdo o desacuerdo con las frases que siguen. Para ello, rodea con un círculo el número correspondiente de acuerdo con esta escala:						
1	2	3	4	5		
Muy en desacuerdo	En desacuerdo	En duda (Ni de acuerdo ni en desacuerdo)	De acuerdo	Muy de acuerdo		
1.	Mi colaboración es importante en la protección del medio ambiente.	1	2	3	4	5
2.	Creo que se está exagerando mucho respecto a los problemas ambientales, porque en la naturaleza todo se degrada y desaparece con el tiempo.	1	2	3	4	5
3.	En nuestra ciudad, son más importantes los puestos de trabajo que puede proporcionar la instalación de varias fábricas que la posible contaminación que puedan producir.	1	2	3	4	5
4.	El que la gente conozca los problemas ambientales puede ser una forma eficaz para proteger el medio ambiente.	1	2	3	4	5
5.	Estaría dispuesto a pagar un poco más por el tabaco, refrescos, cine,... si ese dinero se utilizara para ayudar a los países menos desarrollados.	1	2	3	4	5
6.	Es absurdo dejar de construir un pantano o una autovía por proteger unas aves o unas plantas «raras».	1	2	3	4	5
7.	La Educación Ambiental no puede ayudar a solucionar los problemas de contaminación, sólo la Tecnología puede hacerlo.	1	2	3	4	5
8.	Alguna gente se pone muy «pesada» con el «rollo» del medio ambiente.	1	2	3	4	5
9.	Es más importante la comodidad —de horarios, sobre todo— que proporciona usar el propio vehículo que la mínima contaminación que pueda ocasionar.	1	2	3	4	5
10.	Casi todas las organizaciones ecologistas se preocupan más de «incordiar» a las autoridades que de proteger el medio ambiente.	1	2	3	4	5
11.	Debemos procurar conservar todos los animales y plantas de la Tierra, aunque ello suponga mucho gasto.	1	2	3	4	5
12.	Estoy dispuesto a consumir menos y prescindir de algunas comodidades, si con ello ayudo a proteger el medio ambiente.	1	2	3	4	5
13.	Los ganaderos hacen bien en matar a los lobos y a otros animales salvajes que atacan a sus rebaños.	1	2	3	4	5
14.	En mi casa, puedo gastar toda el agua o la electricidad que quiera, mientras se paguen los recibos.....	1	2	3	4	5
15.	No me importa pagar un poco más por el mismo refresco si el envase es reciclable (vidrio).	1	2	3	4	5
16.	En mi casa, me preocupo de separar el vidrio y el papel del resto de la basura y llevarlo a sus contenedores.	1	2	3	4	5