

Validación de la escala de necesidad de cognición y su aplicación al estudio del cambio de actitudes

Carlos Falces, Pablo Briñol, Benjamín Sierra, Alberto Becerra y Elena Alier
Universidad Autónoma de Madrid

El propósito de la presente investigación consiste en la validación en el contexto español de la escala de Necesidad de Cognición (NC) (Cacioppo y Petty, 1982), la cual permite clasificar a las personas según el grado en el que se muestran motivados hacia la actividad de pensar. En el primer estudio se aplicó la escala a una muestra de 561 estudiantes, profesores y trabajadores universitarios. Mediante el análisis factorial confirmatorio, se identificaron dos subescalas, una positiva que refleja la tendencia a la elaboración cognitiva, y otra negativa que mide la tendencia a rechazar y evitar situaciones que requieran un alto grado de elaboración. En cuanto a la validez, los altos en NC generaron un mayor número de pensamientos en relación con sus preferencias que aquellos con baja NC. Además, cuando se compararon las respuestas de distintos colectivos, los profesores obtuvieron puntuaciones mayores de NC que los estudiantes y el personal de servicios. En el segundo estudio, 82 estudiantes fueron expuestos a un mensaje persuasivo y completaron la escala NC. Se replicaron los resultados del primer estudio y se confirmaron las características psicométricas. En cuanto a la validez, de acuerdo con el modelo ELM (Elaboration likelihood Model) (Petty y Cacioppo, 1986) se encontró que comparados con los bajos en NC, los altos en NC pensaron más sobre el contenido del mensaje, generaron más pensamientos al respecto y recordaron más argumentos, mostrándose más persuadidos por la versión fuerte del mensaje que por la débil.

Validation of the Need for Cognition Scale and its Application to Attitude Change. The goal of the present research was to validate the Spanish version of the Need for Cognition Scale (NC, Cacioppo & Petty, 1982). This Scale measures the extent in which people is chronically motivated to think. In the first study, 561 university students, professors and staff personnel completed the NC scale. Confirmatory factor analysis supports a two factor structure, with a positive factor related to the tendency to elaborate and the other negative, related with the tendency to avoid and reject situations of elaboration. In contrast with low NC participants, the number of thoughts generated by high NC participants was higher. It was also found that professors showed higher scores in NC than students and workers did. In a second study, 82 participants were asked to read a persuasive message, to list their cognitive responses and attitudes and then, answered to the NC scale. Findings from the first study were replicated. With regard to attitude change, results showed that compared with low NC participants, people with higher scores in the scale thought more about the content of the message, generated more cognitive responses, recalled more arguments, and were more persuaded by the strong than the weak version of the persuasive message.

Durante las últimas dos décadas, el estudio del cambio de actitudes se ha desarrollado en el marco teórico de los modelos de doble proceso (e.g., Chaiken y Trope, 1999), como el modelo de probabilidad de elaboración (ELM) propuesto por Petty y Cacioppo (1986) y el modelo heurístico sistemático o HSM (e.g., Chaiken Liberman y Eagly, 1989). Dichos modelos teóricos, proponen dos tipos o estrategias de cambio de actitud, la ruta central (i.e., sistemática) y la periférica (i.e., heurística). La primera consiste en la

elaboración detallada, analítica y sistemática de la información relativa al objeto de actitud, mientras la segunda se basaría en procesos de carácter automático y superficial, más sensibles a claves heurísticas en el tratamiento de la información (Briñol, Sierra, Falces, Becerra y Froufe, 2000). El que el proceso de cambio de actitud se produzca a través de una u otra ruta puede depender de variables situacionales y también de diferencias individuales.

Una de las diferencias individuales de mayor importancia en los modelos de doble proceso es la Necesidad de Cognición (de aquí en adelante NC), propuesta por Cacioppo y Petty (1982) para referirse al grado de motivación y preferencia que muestran las personas hacia la actividad de pensar. Con respecto al cambio de actitudes, la NC afecta al tipo de estrategia o ruta que sigue una persona para procesar la información. Así, las personas con alta motivación intrínseca hacia las tareas que requieran esfuerzo men-

tal (altos en NC) suelen formar y modificar sus actitudes a través de la ruta central de la persuasión, dando lugar a unas actitudes más fuertes, duraderas, y predictivas del comportamiento futuro que aquellas modificadas a través de procesos de baja elaboración cognitiva o periféricos, más característicos de personas con baja NC. Según este planteamiento teórico, las diferencias en NC afectarían al comportamiento de los receptores de un mensaje persuasivo. Por ejemplo, a mayor necesidad de cognición del receptor, se generarían más pensamientos relevantes al objeto de actitud, se percibiría un mayor esfuerzo en el análisis del mensaje y se produciría un mejor recuerdo de la información presentada. Como consecuencia de ello, los altos en NC mostrarían mayor capacidad para discriminar la calidad de la información relativa al objeto de actitud y modificarían sus opiniones en función de la fuerza de los argumentos contenidos en una comunicación persuasiva.

Medida de la necesidad de cognición: la escala NC

Con el propósito de poder valorar las diferencias individuales en Necesidad de Cognición, Cacioppo y Petty (1982) diseñaron la escala del mismo nombre (*Need for Cognition Scale*, escala NC), con la que poder clasificar a las personas a lo largo de un continuo entre las que se divierten realizando actividades cognitivas (puntuaciones altas en la escala de NC) y las que evitan pensar salvo cuando las demandas situacionales lo requieran (puntuaciones bajas en la escala de NC). Para ello, realizaron una serie de estudios de los que se obtuvo finalmente una escala de 18 ítems, cuya estructura factorial indica la presencia de un factor dominante que explica alrededor de un tercio de la varianza total y que muestra indicadores aceptables de fiabilidad y validez (Cacioppo, Petty y Kao, 1984). Posteriormente, la bondad de la escala ha sido contrastada en un amplio número de investigaciones (e.g., Cacioppo, Petty, Feinstein y Jarvis, 1996). De estas investigaciones, nos centraremos en las que se refieren a la estructura factorial de la escala y sus implicaciones teóricas sobre el constructo NC, los estudios en los que se analiza el papel de la necesidad de cognición en el cambio de actitudes y aquellos en los que se ha adaptado la escala en contextos culturales diferentes al original.

Estructura factorial

A pesar de que los sucesivos trabajos sobre la escala han replicado la existencia de un único factor dominante, también es cierto que la varianza explicada por dicho factor es insuficiente (aproximadamente un tercio de la varianza total). Por esta razón algunos autores han propuesto una estructura multifactorial (e.g., Tanaka, Panter, y Winborne 1988). Sin embargo, este tipo de trabajos no ha aclarado suficientemente cual podría ser la estructura alternativa a la propuesta teóricamente y encontrada en los estudios de Cacioppo y Petty (1982) y Cacioppo et al. (1984). En este sentido, Cacioppo et al., (1996) argumentan que, en líneas generales, las soluciones multifactoriales propuestas no están basadas en una teoría alternativa a la unidimensionalidad del constructo NC.

No obstante, de acuerdo con los supuestos teóricos del modelo heurístico-sistemático, los dos tipos de procesamiento no representan dos polos opuestos, sino que reflejan aspectos que pueden coexistir en una determinada tarea de procesamiento. Esto significa que por ejemplo, una misma persona podría sentirse altamente motivada por la realización de ambos tipos de procesamiento, lo que daría lugar, por ejemplo, a respuestas a un mensaje suficiente-

mente elaboradas pero sesgadas por claves heurísticas o periféricas. Chaiken (1987) realizó una adaptación de la escala NC para tratar de recoger ambos tipos de procesamiento. Posteriormente en algunos trabajos se han identificado dos subescalas a partir de la escala de NC, un factor relacionado con la tendencia a la elaboración cognitiva compuesto por los ítems redactados en positivo y otro indicativo de una mayor motivación por un estilo de procesamiento de carácter periférico o heurístico, compuesto por los ítems negativos (Davis et al., 1993; Stark et al., 1991). No obstante, en estos estudios no se informaba del papel diferencial de ambas subescalas respecto a un determinado criterio.

Escala NC y cambio de actitudes

En el terreno específico de la persuasión se ha analizado la validez de la escala como medida del constructo NC. En este sentido, se ha comprobado que los individuos se comportan de forma diferente en relación con la información que reciben en función de su necesidad de cognición. Así, Los altos en NC informan de una sensación de mayor esfuerzo al pensar sobre el mensaje expuesto, un mayor recuerdo de los argumentos presentados, generan más pensamientos relevantes al contenido del mensaje y discriminan mejor entre argumentos fuertes y débiles (e.g., Cacioppo y Petty, 1982; Cacioppo, Petty y Morris, 1983; Haugdvedt y Petty, 1992). Como consecuencia de todo ello se ha comprobado que los sujetos altos en NC cambian sus actitudes en función de la calidad de los argumentos del mensaje, mientras que aquellos con baja NC tienden a hacerlo más en función de las señales periféricas presentes en la situación como el atractivo o la credibilidad de la fuente (Axson, Yates y Chaiken, 1987; Haugdvedt, Petty y Cacioppo, 1992).

Adaptaciones de la escala NC

En cuanto a las adaptaciones fuera del contexto norteamericano, se han hallado resultados similares a los obtenidos con la versión original de la escala (e.g., Pieters, Verplanken y Modde, 1987). En el caso español se ha realizado un estudio con anterioridad. En el mismo, Gutiérrez, Bajén, Sintas y Amat (1993) pidieron a una muestra de estudiantes universitarios y reclusos de un centro penitenciario que respondiera a la escala NC. Los resultados de este trabajo revelan la existencia de un primer factor capaz de dar cuenta de un tercio de la varianza total (29.5%) y otros tres con autovalores mayores que la unidad. Los autores denominan a estos cuatro factores: anticipación, resolución de problemas, activación e implicación personal. La fiabilidad obtenida fue .69 mediante la fórmula Spearman-Brown, como muestra de validez se encontró que los estudiantes mostraban puntuaciones más altas en la escala NC que los reclusos.

A pesar de ser un trabajo pionero, la citada investigación cuenta con una serie de limitaciones. En primer lugar, en línea con las críticas de Cacioppo et al. (1996) las dimensiones halladas no se basan en ningún tipo de planteamiento teórico alternativo al supuesto de unidimensionalidad. De hecho, cuando se analiza el contenido de los ítems de los dos primeros factores, se encuentra que el primer factor está compuesto por ítems redactados en negativo, el segundo por ítems redactados en positivo, mientras los dos restantes parecen factores residuales compuestos por ítems que saturan significativamente en los dos primeros. Estos resultados podrían ser interpretados de acuerdo con la solución bi-factorial plan-

teada por Chaiken (1987). Por otra parte, el trabajo ofrece pocos datos respecto a la validez de la escala. Así, por ejemplo, los resultados obtenidos no se replicaron con otra muestra, ni se analizó la validez en relación con el principal campo de aplicación del constructo, el cambio de actitudes. Para tratar de suplir estas limitaciones, la presente investigación tiene como objetivo adaptar la escala NC, supliendo las carencias señaladas, para lo cual se realizaron los dos estudios que se presentan a continuación.

1º estudio. Adaptación de la escala NC

Método

Muestra. En el estudio participaron voluntariamente 561 personas pertenecientes a diferentes colectivos de la Universidad Autónoma de Madrid, de los cuales el 61% eran mujeres y el 39% restante hombres. En su mayoría, los participantes eran estudiantes (79%), siendo el resto clasificados en dos grupos, profesores-doctorandos (12.1%) y personal de administración y servicios y otros (7.9%). Los encuestados fueron seleccionados aleatoriamente en el campus de la universidad.

Procedimiento. Los participantes respondieron a la escala de NC en el contexto de un estudio de opinión acerca de la calidad de algunos servicios universitarios en el que se incluía un apartado donde se presentaba la escala NC.

Escala de NC. Se utilizó la versión reducida de la escala NC (18 ítems) para medir las diferencias individuales en la tendencia al esfuerzo cognitivo (véase Caccioppo et al., 1996). Dos personas tradujeron la escala del inglés-español y a continuación español-inglés. Los desacuerdos se resolvieron mediante la discusión entre los traductores y el equipo investigador, comparando el resultado obtenido con la traducción realizada en el citado estudio de Gutié-

rez et al., (1993). La versión finalmente utilizada consta de 18 ítems de los cuales nueve están redactados en sentido positivo y nueve en sentido negativo (véase tabla 1).

Indicadores de validez divergente. Se analizó la relevancia que para los participantes tenían los temas tratados en la encuesta (i.e., servicios universitarios) mediante 18 ítems presentados en el mismo formato que la escala NC. Puesto que puntuaciones altas en NC están asociadas con alta motivación para elaborar sobre cualquier tema, se esperaba encontrar una correlación moderada y positiva entre las puntuaciones en la escala de NC y las puntuaciones en la medida de relevancia personal (Thompson y Zanna, 1995)

Indicadores de elaboración cognitiva. Con el propósito de obtener un indicador de tendencia a la elaboración cognitiva, siguiendo un procedimiento similar al listado de pensamientos (Caccioppo y Petty, 1982), se pidió a todos los participantes que escribieran tantas razones como quisieran para explicar sus opiniones acerca de los servicios de la universidad. Se esperaba que aquellos encuestados con altas puntuaciones en NC, escribieran un mayor número de razones (pensamientos) acerca de sus opiniones, que aquellos con puntuaciones menores en la escala.

Resultados

Estructura. Se utilizó un análisis exploratorio de componentes principales y rotación varimax para estimar el número de factores y el porcentaje de varianza explicado por cada uno de ellos. Los resultados indican una estructura de cuatro factores con autovalores mayores que la unidad que explican el 51.1% de la varianza total. De forma similar a anteriores investigaciones, el primer factor dio cuenta de la mayor parte de la varianza (21.2%) mientras el segundo daba cuenta del 13.3%. Estos dos primeros factores estaban compuestos respectivamente por los nueve ítems redactados en

Tabla 1
Escala de necesidad de cognición

A continuación, se presentan una serie de afirmaciones relacionadas con tu forma de ser. Señala en qué medida crees que te define cada una. Para ello, lee atentamente cada una de las afirmaciones y MARCA CON UNA CRUZ x la opción que mejor te define respecta a cada afirmación, utilizando la siguiente escala:
Por ejemplo, marca con una cruz sobre ⑤ en la escala si la afirmación es muy característica de tu manera de ser; por el contrario, marca una cruz sobre ① si no es nada característica de tu forma de ser. Si tu respuesta no está tan definida, marca los números intermedios (② a ④).
No existen respuestas correctas o incorrectas, tan sólo estamos interesados en tu opinión sincera.

	Nada característica de mí			Muy característica de mí	
1. Me atraen más los problemas muy complejos que los sencillos	①	②	③	④	⑤
2. Me gusta asumir la responsabilidad de afrontar una situación que requiere pensar mucho	①	②	③	④	⑤
3. Pensar no responde a mi idea de la diversión (creo hay muchas cosas más divertidas que pensar)	①	②	③	④	⑤
4. Prefiero hacer algo que requiera pensar poco, a algo que sea un reto para mi capacidad intelectual.	①	②	③	④	⑤
5. Trato de evitar situaciones en las que se requiera pensar y reflexionar profundamente.....	①	②	③	④	⑤
6. Me produce mucha satisfacción pasarme horas y horas reflexionando y pensando	①	②	③	④	⑤
7. Prefiero pensar el mínimo necesario en cada caso	①	②	③	④	⑤
8. Prefiero pensar sobre pequeños proyectos diarios que en otros a más largo plazo	①	②	③	④	⑤
9. Me gustan las tareas que requieren pensar poco una vez que las he aprendido.	①	②	③	④	⑤
10. Me atrae la idea de tener que pensar mucho para conseguir algo.....	①	②	③	④	⑤
11. Realmente me gustan las tareas que requieren encontrar nuevas soluciones a los problemas	①	②	③	④	⑤
12. Aprender nuevas formas de pensar no me atrae demasiado	①	②	③	④	⑤
13. Prefiero que mi vida esté llena de desafíos (o rompecabezas) que debo resolver.....	①	②	③	④	⑤
14. La idea del pensamiento abstracto me atrae mucho	①	②	③	④	⑤
15. Prefiero una tarea que sea intelectual, difícil e importante, más que una que no requiera pensar mucho, sea o no sea importante.....	①	②	③	④	⑤
16. Completar una dura tarea que requiere mucho esfuerzo mental me produce alivio más que satisfacción ..	①	②	③	④	⑤
17. Para mí es suficiente saber que las cosas funcionan; me importa poco cómo o por qué	①	②	③	④	⑤
18. Me paso el tiempo reflexionando sobre cualquier cosa, incluso aunque no me afecte personalmente	①	②	③	④	⑤

positivo (primer factor) y los redactados en negativo (segundo factor). Tanto el tercer como el cuarto factor estaban compuestos por ítems que saturan significativamente en los dos primeros.

A continuación, se realizó un análisis factorial confirmatorio para dos modelos diferentes mediante el programa AMOS 3.6., utilizando la estimación de máxima verosimilitud. En el modelo de dos factores, los indicadores se fijaron sin permitir que los ítems saturaran en más de un factor. El resto de saturaciones fue fijada a cero y no se permitieron correlaciones entre los errores de las variables.

En la tabla 2 se muestran los diferentes indicadores de bondad de ajuste de ambos modelos. En general, se puede observar que el ajuste mejora en el modelo de dos factores (alta y baja NC). El análisis se centrará en dos medidas robustas de ajuste, el CFI (comparative fit index) y el RMSEA, (root mean square error of approximation). En cuanto al CFI, este índice no se ve afectado negativamente por el tamaño de la muestra como es el caso del estadístico Chi-cuadrado, considerándose un buen índice de ajuste un valor igual o superior a .90 (Bentler y Dudgeon, 1996). Respecto al RMSEA, proporciona una medida de discrepancia por grado de libertad y en general se admite que valores de .08 o inferiores indican un ajuste aceptable y muy bueno cuando es igual o inferior a .05 (Browne y Kudeck, 1993). Como se puede observar, mientras que en el caso del modelo de un factor el CFI alcanza un valor de .75, el mismo estadístico adquiere un valor de .90 en el caso del modelo de dos factores. Por lo que respecta al RMSEA, los valores muestran un mejor ajuste por lo que respecta al modelo de dos factores (.05) que respecto al modelo de un factor (.09). Por último, la correlación estimada entre los factores del segundo modelo es de .57. En resumen, los resultados del análisis confirmatorio indican que la escala queda mejor descrita mediante una estructura de dos factores relacionados.

En la tabla 3 se muestran los indicadores psicométricos de la adaptación de la escala obtenidas en este estudio así como los principales estadísticos descriptivos. Como se puede observar, la puntuación media en la escala de baja NC o escala negativa (ítems en sentido negativo) es mayor que en la subescala de alta NC o subescala positiva. Para comprobar si esta diferencia era significativa, se compararon las puntuaciones de ambas subescalas para cada participante. El resultado de la comparación indica que las respuestas en la subescala negativa tienden a reflejar puntuaciones más altas en NC que las respuestas a la escala positiva, $t(560) = 11.09$ $p < .001$.

Por lo que respecta a la fiabilidad de ambas subescalas, las dos se pueden considerar aceptables (negativa = .74, positiva = .83) comparadas con la escala total (.84). Otros indicadores de la escala total muestran una fiabilidad alta. Así, el coeficiente paralelo fue .84; mientras el coeficiente dos mitades alcanzó un valor de .82, siendo la correlación entre formas .69 y el alfa de la primera y segunda mitad de la escala .70 y .74 respectivamente. El examen de las correlaciones entre cada ítem y el total es moderada y similar entre todos ellos (Correlación Media = .22) a excepción del ítem nº5 que muestra un correlación con el total claramente inferior a la correlación media inter-ítem (.05).

Validez discriminante. Se compararon las puntuaciones en la escala de tres grupos de población diferentes: profesores y estudiantes de doctorado, estudiantes de licenciatura, y personal de administración y otros servicios de la universidad. Se esperaba que, debido a su diferente experiencia y dedicación profesional, los tres grupos difirieran en cuanto a su motivación intrínseca hacia la elaboración cognitiva. Concretamente, se esperaba que los profesores obtuvieran mayores puntuaciones que los estudiantes, y estos últimos que el personal de servicios (Gutiérrez et al., 1993; Cacioppo

Tabla 2
Estadísticos de bondad de ajuste para los modelos confirmatorios de las dos estructuras teóricas de la escala en el primer y segundo estudio

Estadísticos	1º estudio (N=561)		2º estudio (N=80)	
	1 factor	2 factores	1 factor	2 factores
Chi-cuadrado	713.01(135 gl) ^a	358.69 (134 gl) ^a	224.03 (135 gl) ^a	168.16 (134 gl) ^b
CMIN/g.l. (Chi-cuadrado)	5.28	2.67	1.66	1.25
RMR	.08	.04	.08	.06
CFI	.75	.90	.84	.94
RMSEA	.09	.05	.09	.05
GFI	.83	.93	.73	.82
AGFI	.79	.91	.66	.67
PGFI	.66	.73	.58	.64
PNFI	.72	.75	.61	.67
PCFI	.67	.79	.74	.82
Correlación entre factores		.57		.75

a: $p < .005$, b: $p = .024$

Tabla 3
Puntuaciones medias y fiabilidad de las subescalas y de la escala de necesidad de cognición en ambos estudios

	Media	1º estudio		Media	2º estudio	
		d.t.*	α Cronbach		d.t	α Cronbach
Escala Negativa	3.54	.62	.74	3.79	.55	.84
Escala Positiva	3.20	.71	.83	3.49	.57	.67
Escala Total	3.37	.56	.84	3.64	.59	.86

*d.t: desviación típica

y Petty, 1982). Se realizó un análisis de varianza (ANOVA), encontrándose un efecto significativo del grupo de pertenencia en la puntuación de la escala general, $F(2,552) = 4.77$ $p = .009$, de la escala negativa, $F(2,552) = 3.33$ $p = .036$ y de la escala positiva, $F(2,552) = 5.24$, $p = .006$. El grupo de profesores obtuvo puntuaciones significativamente mayores tanto en la escala negativa como en la positiva ($M = 3.76$ y $M = 3.39$, respectivamente, $p < .05$) que los otros dos grupos, entre los que no se encontraron diferencias significativas.

Validez divergente. Tal y como se esperaba, se obtuvo la correlación moderada y significativa ($.29$ $p < .001$) entre la escala NC y la escala de relevancia personal que tenían los diferentes temas para los encuestados.

Validez de criterio. Para analizar esta cuestión, se dividió la muestra en tres grupos, utilizando los tertiles del sumatorio de las puntuaciones en la escala. Se esperaba que los participantes que puntuaran más alto en NC escribieran mayor cantidad de razones acerca de sus opiniones que aquellos que con menores puntuaciones. De acuerdo con lo esperado, se encontró un efecto significativo de NC en el promedio de razones descritas por los participantes, $F(2,558) = 3.52$, $p < .05$. Los participantes altos en NC generaron un número significativamente mayor de argumentos para sus opiniones ($M = 1.60$) que el grupo con menor puntuación ($M = 1.14$), ($p < .05$) o que el grupo intermedio ($M = 1.48$), no obstante esta última diferencia no fue significativa ($p > .05$). Por otra parte, el contraste de medias revela que se producen mayores diferencias entre altos y bajos en NC para el caso de la escala positiva ($M = 1.61$ vs. $M = 1.19$, respectivamente, $t(559) = 2.96$ $p < .005$) que en el de la negativa ($M = 1.53$ vs. $M = 1.25$, $t(559) = 1.96$ $p = .05$).

2º estudio

El objetivo de este experimento fue analizar la validez de la escala NC a través de un estudio clásico sobre cambio de actitudes (Petty y Cacioppo, 1986), en el que se tomaron diversas medidas de elaboración y procesamiento de la información. En el estudio se analizaron el efecto de la calidad de los argumentos de un mensaje persuasivo y de la necesidad de cognición, en el cambio de actitud de los receptores.

Método

Sujetos. Una muestra aleatoria de 82 estudiantes de la Facultad de Psicología de la Universidad Autónoma de Madrid participaron voluntariamente en el experimento.

Diseño. factorial 2 (Calidad de los argumentos: fuertes vs. débiles) X 2 (Necesidad de cognición: alta vs. baja). Además de la medida de las variables dependientes, se tomaron varias medidas la eficacia de las manipulaciones experimentales.

Procedimiento. La sesión experimental fue presentada como parte de un proyecto de investigación diseñado para recoger las opiniones de los estudiantes hacia distintos temas relacionados con el futuro de la universidad. Todos los participantes leyeron un mensaje compuesto por cinco argumentos (fuertes o débiles) a favor de la implantación de un sistema de seguridad en el campus mediante el uso de tarjetas de acceso electrónicas. La asignación de sujetos a las condiciones experimentales fue aleatoria. Después de leer el mensaje, los participantes realizaron la tarea de listado de pensamientos y contestaron varias cuestiones relacionadas con sus opiniones hacia la propuesta. Finalmente, todos los participan-

tes completaron la escala de NC, una escala de auto-control y otra medida de discapacidad Social

Variables independientes

Calidad de los argumentos. Los participantes recibieron un mensaje que defendía la «implantación en la Universidad de un Sistema de Control a través de Tarjetas de Identificación Magnética». Se emplearon dos mensajes compuestos por argumentos fuertes y débiles. Un ejemplo de argumento fuerte fue que «gracias a este nuevo sistema los alumnos podrían consultar sus notas y revisar los exámenes a través del ordenador». En el mensaje fuerte también se decía que «el sistema estaba funcionando muy bien en otras universidades y que permitía resolver muchas gestiones administrativas, así como ahorrar una considerable cantidad de papel». Por otra parte, el mensaje débil incluía argumentos como que «tres padres de alumnos estaban a favor de este sistema, y que gracias a él, los guardias de seguridad dispondrían de mayor tiempo libre para comer».

Necesidad de Cognición. Se empleó la misma versión de la escala NC del primer estudio. Los participantes fueron clasificados como altos o bajos en NC en función de la mediana del sumatorio en la escala.

Variables Dependientes

Elaboración. Se pidió a los sujetos que contestaran una serie de preguntas relacionadas con el esfuerzo mental dedicado a elaborar los contenidos del mensaje. Además de estas medidas de auto-informe, en el presente estudio se incluyeron procedimientos adicionales como la técnica de listado de pensamientos y el recuerdo de argumentos. A todos los participantes se les pidió que escribieran durante 3 minutos todos los pensamientos que vinieron a su mente mientras leyeron el mensaje y de igual forma debían tratar de recordar todos los argumentos expuestos en el mensaje (véase Cacioppo y Petty, 1981). Un grupo de jueces clasificó posteriormente estas respuestas como favorables, desfavorables, o neutras/irrelevantes hacia la propuesta y el número de argumentos recordados.

Cambio de actitud. Se midieron las actitudes de los participantes hacia la propuesta del mensaje mediante cinco escalas de diferencial semántico de 11 puntos.

Resultados

Estructura factorial. Se realizaron los mismos análisis que en el primer estudio. El análisis de componentes principales vuelve a mostrar la presencia de un primer factor dominante (31.5%) de la varianza total, mientras que el segundo explica el 8.5%. En cuanto al contenido, de nuevo los dos primeros factores muestran la división de la escala en aquellos ítems indicativos del rechazo hacia las tareas intelectuales (escala negativa) y los que reflejan la preferencia por este tipo de actividades (escala positiva).

El análisis factorial confirmatorio, al igual que en el primer estudio, puso de manifiesto que el ajuste del modelo de dos factores es mayor que el del modelo de una dimensión, como indican el CFI (.84 vs. .94 en el modelo de dos factores) y el RMSEA (.09 vs. .05 en el modelo de dos factores). A diferencia del primer estudio, se observa una mayor correlación estimada entre los factores ($r = .75$).

Fiabilidad. Las subescalas positiva (alfa de Cronbach = .67) y negativa (alfa de Cronbach = .84) muestran una fiabilidad aceptable, siendo para el total de la escala relativamente alta (alfa = .87). En cuanto a las puntuaciones en cada una de las subescalas y el total, se observa de nuevo que las respuestas a la escala negativa dan lugar a mayores puntuaciones en NC ($M = 3.79$) que la escala positiva ($M = 3.49$), y por otra parte una media algo mayor en la escala respecto al primer estudio ($M = 3.37$ vs. $M = 3.64$). De nuevo se compararon las medias de las escalas negativa y positiva, encontrando que dichas diferencias son significativas, $t(79) = 4.97$, $p < .001$.

Validez divergente. Tal y como se esperaba, la correlación entre NC y la escala de auto-control no resultó estadísticamente significativa ($r = .16$; $p > .05$), mientras que la correlación fue moderada con la escala de deseabilidad social ($r = .28$, $p < .05$).

Validez de criterio: elaboración y cambio de actitudes. Para analizar la validez de criterio de la escala se utilizaron los índices de elaboración mencionados anteriormente. En cuanto a la elaboración del mensaje, el ANOVA realizado muestra un efecto principal de la variable NC en la medida de auto-informe del esfuerzo dedicado a pensar sobre el mensaje, $F(1,78) = 5.71$, $p = .01$. De acuerdo con lo esperado, los altos en NC manifestaron haber elaborado más los contenidos del mensaje ($M = 7.13$) que los bajos en NC ($M = 6.31$). Por lo que respecta a la tarea de recuerdo de argumentos, se encontró que los altos en NC ($M = 2.42$) recordaban significativamente más argumentos del mensaje presentado que los bajos en NC ($M = 1.65$) ($F(1,78) = 9.61$, $p < .01$). Por último, se encontró que los altos en NC generaron mayor cantidad de pensamientos relevantes en relación con la propuesta ($M = 1.57$) que los bajos en NC ($M = .80$), $F(1,82) = 11.09$, $p < .001$. En cuanto a la relación con el cambio de actitud, se creó un índice a partir de las respuestas de los sujetos a los 5 ítems actitudinales (alfa = .93). De acuerdo con lo esperado, los resultados del ANOVA 2 X 2 mostraban una interacción entre la calidad de los argumentos y NC, $F(1,82) = 11.38$, $p < .001$. Como se observa en la figura 1, Los participantes altos en NC mostraron un mayor efecto de la calidad de los argumentos, siendo más persuadidos por los argumentos fuertes ($M = 8.60$) que por los débiles ($M = 5.27$), $t(36) = 6.65$, $p < .001$; mientras que para los bajos en NC la diferencia entre la presentación del mensaje fuerte ($M = 7.54$) y el débil ($M = 6.82$) no resultó estadísticamente significativa, $t(42) = 1.25$, $p = .21$.

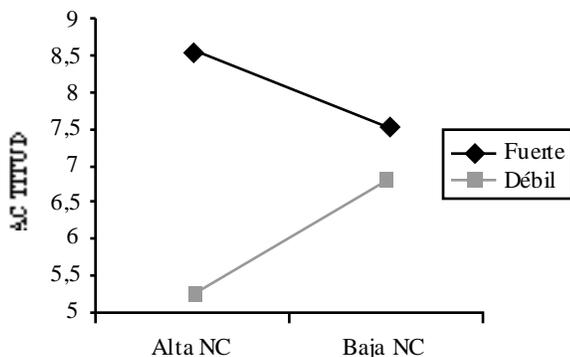


Figura 1. Actitudes hacia la propuesta del mensaje como función de la calidad de los argumentos y la necesidad de cognición del receptor. NC: necesidad de cognición, Fuerte: versión del mensaje con argumentos fuertes, Débil: versión con argumentos débiles

Discusión general

El objetivo de esta investigación ha sido realizar una adaptación y validación en el contexto español de la escala de NC, tratando de contrastar su validez en el campo del cambio de actitudes. De acuerdo con los resultados obtenidos en ambos estudios, se puede afirmar que la adaptación realizada posee las garantías suficientes para su aplicación tanto en el ámbito de la investigación básica como aplicada.

Respecto a la estructura de la escala, los resultados obtenidos mediante el análisis factorial confirmatorio, indican que el modelo que mejor se ajusta a los datos en ambos estudios, está compuesto por dos factores, uno indicativo de mayor tendencia a la elaboración cognitiva (escala positiva) y otro que refleja el rechazo hacia las tareas que implican mayor actividad mental. Estos resultados replican trabajos anteriores que proponen estructuras similares (Chaiken, 1987; Davis et al., 1993; Stark et al., 1991), e indirectamente los de otros trabajos que suponen estructuras multifactoriales (e.g., Gutiérrez et al., 1993). Sin embargo, cabe plantearse la significación teórica de estas dos dimensiones dentro de los modelos de doble proceso. Por ejemplo, de acuerdo con el modelo de Heurístico-sistemático (e.g., Chaiken, Liberman, y Eagly, 1989), se podría esperar que las personas pudieran puntuar alto simultáneamente en ambas dimensiones. Si esta fuera la norma, las correlaciones entre ambas dimensiones deberían ser menores, ya que sería igualmente probable encontrar personas que puntuasen alto o bajo en cualquiera de las dos dimensiones.

La existencia de dos factores parece responder más a un problema metodológico que tiene que ver con la redacción de los ítems en sentido positivo y negativo. Esta diferencia no parece deberse a una cuestión de deseabilidad social (i.e., como evitar las connotaciones negativas que pueda tener el definirse como una persona poco interesada por la reflexión y el pensamiento), ya que no se encontraron correlaciones significativamente diferentes de las dos subescalas respecto a esta variable en el segundo estudio. No obstante, se debería tener en cuenta la tendencia sistemática de los individuos a estar más en desacuerdo con los ítems de la escala negativa, lo que se traduce en puntuaciones significativamente mayores en NC que cuando se utiliza la escala positiva.

En definitiva, los resultados de ambos estudios no son incompatibles con la visión de esta variable como un constructo definido en un continuo unidimensional de motivación por la actividad cognitiva, tal y como fue definida inicialmente (Cacioppo y Petty, 1982) e incorporada en modelos como el ELM (Petty y Cacioppo, 1986).

Por otra parte, los resultados obtenidos en ambos estudios respecto a la fiabilidad y validez de la escala apoyan la robustez de este instrumento para medir diferencias individuales en NC. Los diferentes indicadores de consistencia y fiabilidad obtenidos en ambos estudios, son similares o superiores a los obtenidos en otros trabajos de adaptación de la escala en contextos diferentes al norteamericano (e.g., Pieters et al., 1987). Al igual que en anteriores investigaciones, en el primer estudio se ha encontrado que la escala discrimina entre grupos que podrían diferir en esta variable (Caccioppo y Petty, 1982; Gutiérrez et al., 1993). También muestra correlaciones bajas o moderadas con otras medidas de diferencias individuales como el auto-control o la deseabilidad social.

Respecto a la validez de criterio, los resultados obtenidos en el primer estudio han sido replicados conceptualmente y ampliados en el segundo estudio. La escala permite clasificar a las personas en función de su motivación para procesar la información. Así, en

el primer estudio, los encuestados generaron un mayor número de argumentos para justificar sus opiniones a medida que aumentaba la puntuación en la escala NC, replicando investigaciones previas (Ahlering, 1987). En el segundo estudio, los participantes con mayores puntuaciones en la escala manifestaron haber pensado más sobre la propuesta del mensaje que los bajos en NC. Además, recordaron un mayor número de argumentos y generaron un mayor número de pensamientos relevantes en relación con la propuesta.

Por lo que respecta al papel de la NC en el cambio de actitudes, se ha puesto repetidas veces de manifiesto que cuanto mayor es la probabilidad de elaboración de un mensaje, mayor persuasión se produce con argumentos fuertes en comparación con los débiles (véase, p.e., Petty y Cacioppo, 1986; Petty y Wegener, 1998). Así, los participantes del segundo estudio con altas puntuaciones en NC fueron más sensibles a la calidad de los argumentos en la expresión de sus actitudes, puesto que mostraron mayor tendencia a elaborar la información presentada. Es decir, los altos en NC fueron significativamente más persuadidos por el mensaje fuerte que por el débil; mientras que los bajos en NC no mostraron este patrón de resultados, siendo igualmente persuadidos por mensajes de alta y baja calidad.

En un sentido más general, los resultados de este trabajo, al igual que la investigación previa (e.g., Cacioppo et al., 1996), sugieren la necesidad de un desarrollo teórico que explique y permita mejorar las características de la escala NC, más allá de la existencia de un factor general de NC. De hecho, dicho factor explica aproximada-

mente un tercio de la varianza en las respuestas a la escala NC, por lo que queda un gran porcentaje de variación por explicar. Dicha mejora resulta imprescindible, ya que la utilización de la escala puede introducir fuentes de error que no hagan posible el análisis del papel de esta variable en diferentes tareas. Una posibilidad para mejorar la escala en este sentido, podría ser identificar otros factores que puedan tener una incidencia diferencial en tareas que impliquen elaboración y que mejorasen la varianza de las respuestas a la escala, o bien la depuración de la medida mediante la utilización de los ítems con mayores cargas en el primer factor de NC y la suma de nuevos ítems similares (en contenido) a los primeros.

En términos aplicados, la adaptación realizada en este trabajo pone de manifiesto la necesidad de controlar las respuestas a la subescala negativa. Por otra parte, los indicadores de fiabilidad consistencia y validez permite la utilización a conveniencia de versiones más cortas de la escala incluso eliminando la utilización de la escala negativa. En definitiva, los resultados obtenidos en este trabajo pretenden constituir una base suficientemente rigurosa para desarrollar la investigación sobre esta variable en nuestro contexto, así como su aplicación a la investigación del cambio de actitudes y otros ámbitos.

Agradecimientos

Este trabajo ha sido parcialmente financiado por la DGESIC, nº PB970062.

Referencias

- Ahlering, R.F. (1987). Need for cognition, attitudes, and the 1984 presidential election. *Journal of Research in Personality*, 21, 100-102.
- Axson, D. Yates, S., y Chaiken, S. (1987). Audience response as a heuristic cue in persuasion. *Journal of Personality and Social Psychology*, 53 (1), 30-40.
- Bentler, M. P. y Dudgeon, P. (1996). Covariance structure analysis: Statistical practice, theory and directions. *Annual Review of Psychology*, 47, 563-592.
- Briñol, P., Sierra, B., Falces, C., Becerra, A. y Froufe, M. (2000). La eficacia relativa del efecto de mera exposición y del condicionamiento clásico en la formación de preferencias. *Psicothema*, vol. 12, nº4, pp. 586-593.
- Browne, M.W., y Kudeck, R. (1993). Alternative ways of assessing model fit. En K. A. Bollen y J.S. Long (Eds.), *Testing structural equation models* (pp. 136-162). Newbury Park, CA: Sage.
- Cacioppo, J. T., Petty, R. E., y Kao, C. F. (1984). The efficient assessment of «need for cognition». *Journal of Personality Assessment*, 48, 306-307.
- Cacioppo, J. T., Petty, R. E., y Morris, K. (1983). Effects of need for cognition on message evaluation, argument recall, and persuasion. *Journal of Personality and Social Psychology*, 45, 805-818.
- Cacioppo, J. T., y Petty, R. E. (1982). The need for cognition. *Journal of Personality and Social Psychology*, 42, 116-131.
- Cacioppo, J.T., Petty, R.E., Feinstein, J., y Jarvis, W.B.G. (1996). Dispositional differences in cognitive motivation: The life and times of individuals varying in need for cognition. *Psychological Bulletin*, 119, 197-253.
- Cacioppo, J.T., y Petty, R.E. (1981). Social psychological procedures for cognitive response assessment: The thought listing technique. En T. Merluzzi, C. Glass, y M. Genest (Eds.), *Cognitive assessment* (pp. 309-342). New York: Guilford.
- Chaiken, S. (1987). The heuristic model of persuasion. In M. P. Zanna, J.M. Olson y C.P. Herman (Eds.), *Social influence: The Ontario symposium* (Vol. 5, pp. 3-39). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Chaiken, S. y Y. Trope (1999). *Dual-process Theories in Social Psychology*. New York: Guilford.
- Chaiken, S., Liberman, A., y Eagly, A.H. (1989). Heuristic and systematic processing within and beyond the persuasion context. In J.S. Uleman y J.A. Bargh (eds.), *Unintended thought* (pp. 212-252). New York: Guilford Press.
- Davis, T.L., Severy, L.J., Kraus, S.J. y Whitaker, J.M. (1993). Predictors of sentencing decisions: The beliefs, personality variables, and demographic factors of juvenile justice personnel. *Journal of Applied Social Psychology*, 23, 451-477.
- Gutiérrez, J., Bajén, M.J., Sintas, M. y Amat, M. (1993). Evaluación de la tendencia al esfuerzo cognitivo. *Anuario de Psicología*, 58, 53-67.
- Haugtvedt, C. P., y Petty, R. E. (1992). Personality and persuasion: Need for cognition moderates the persistence and resistance of attitude changes. *Journal of Personality and Social Psychology*, 63, 308-319.
- Haugtvedt, C.P., Petty, R.E., y Cacioppo, J.T. (1992). Need for cognition and advertising: Understanding the role of personality variables in consumer behavior. *Journal of Consumer Psychology*, 1, 239-260.
- Petty, R.E., y Cacioppo, J.T. (1986). The Elaboration Likelihood Model of persuasion. En L. Berkowitz (Ed.), *Advances in Experimental Social Psychology* (Vol. 19, pp. 123-205). New York: Academic Press.
- Petty, R.E., y Wegener, D.T. (1998). Attitude change. En D. Gilbert, S. Fiske, y G. Lindzey (Eds.), *The Handbook of Social Psychology* (4th ed.). New York: McGraw-Hill.
- Pieters, R.G.M., Verplanken, B. Y Modde, J.M. (1987). Need for cognition: Relationship with reasoned action. *Nederlands Tijdschrift voor de Psychologie*, 42, 62-70.
- Stark, J.S., Bentley, R.J., Lowther, M.A. y Shaw, K.M. (1991). The student exploration: reliability and concurrent validity. *Education and Psychological Measurement*, 51, 413-422.
- Tanaka, J.S., Panter, A. y Winborne, W.C. (1988). Dimensions of the need for cognition: Subscales and gender differences. *Multivariate Behavioral Research*, 23, 35-50.
- Thompson, M.M. y Zanna, M.P. (1995). The conflicted individual: Personality based and domain-specific antecedents of ambivalent social attitudes. *Journal of Personality*, 63, 259-288.