

# Estudo de validação da Escala de Necessidade de Cognição com amostra portuguesa

Alexandra Gomes<sup>1</sup>, Joana Vieira dos Santos<sup>2</sup>, Gabriela Gonçalves<sup>3</sup>, Alejandro Orgambidez-Ramos<sup>4</sup>, Jean-Christophe Giger<sup>5</sup>  
Faculdade de Ciências Humanas e Sociais, Universidade do Algarve, Portugal<sup>6</sup>

## RESUMO

Não há consenso no que concerne à estrutura da escala de Necessidade de Cognição, (versão curta) de Cacioppo, Petty e Kao (1984). O presente estudo tem como objetivo analisar a estrutura fatorial da escala de 18 itens, numa amostra Portuguesa de 344 indivíduos, com distribuições semelhantes entre gêneros e 45,3 tendo como habilitação o ensino secundário. Os resultados da análise exploratória mostram uma estrutura trifatorial, com elevada consistência interna, o que sugere a sua bondade para aplicação à população portuguesa. Os indivíduos com uma maior necessidade de cognição parecem ser aqueles que atingem níveis de escolaridade mais elevados, contudo não são os que apresentam profissões de maior qualificação. Reitera-se a importância em continuar a estudar essa temática, nomeadamente a sua relação com os demais processos cognitivos.

*Palavras-chave:* necessidade de cognição; análise fatorial; adaptação; escala.

## ABSTRACT – Validation Study of the Need for Cognition Scale with a Portuguese sample

There is no consensus regarding the structure of the Need for Cognition scale (short version) of Cacioppo, Petty and Kao (1984). The present study aims to examine the factor structure of the scale of 18 items in a Portuguese sample of 344 individuals with similar distribution among gender. 45.3 have secondary education. The results of the exploratory analysis trifactorial show a structure with high internal consistency, which ensures the application to the Portuguese population. Individuals with a greater need for cognition appear to be those who attain higher educational levels. However they didn't attain the occupations of higher qualification. We reiterate the urgent need to further examine this issue, including its relationship with other cognitive processes.

*Keywords:* need for cognition; factor analysis; adaptation; scale.

## RESUMEN – Estudio de validación de la Escala de Necesidad de Cognición con muestra portuguesa

No hay consenso cuanto a la estructura de la escala de Necesidad de Cognición, (versión corta) de Cacioppo, Petty e Kao (1984). El presente estudio tiene como objetivo analizar la estructura factorial de la escala de 18 ítems, en una muestra Portuguesa de 344 individuos, con distribuciones semejantes entre géneros, 45,3 de ellos con educación secundaria. Los resultados del análisis exploratorio muestran una estructura trifactorial, con elevada consistencia interna, lo que sugiere su bondad para aplicación a la población portuguesa. Los individuos con una mayor necesidad de cognición parecen ser aquellos que atingem niveles de escolaridad más elevados, todavía no son los que presentan profesiones de mayor cualificación. Se reitera la urgencia en continuar a estudiar esa temática, en particular su relación con los demás procesos cognitivos.

*Palabras clave:* necesidad de cognición; análisis factorial; adaptación; escala.

Inspirados nos trabalhos de Cohen, Stotland e Wolfe (1955), Cacioppo e Petty (1982) desenvolveram o conceito de necessidade de cognição como um recurso cognitivo que afeta o processamento da informação persuasiva. Para o modelo de probabilidade de elaboração (Petty & Cacioppo, 1986) este conceito é fundamental, na medida em que expressa a tendência para empreender esforços cognitivos. De forma a medir a necessidade de cognição, criaram uma escala de ampla aplicação em diversos domínios, em particular no estudo da comunicação

persuasiva (para uma revisão Petty, Briñol, Loersch, & McCaslin, 2009) e comportamentos de consumo, tendo sido alvo de análise métrica em versões adaptadas a diversas amostras (por exemplo, Culhane, Morera, & Watson, 2006; Fosterlee & Ho, 1999; Sadowski, 1992). Em Portugal, não se conhece nenhuma adaptação nem medida fiável para essa variável pelo que é nosso objetivo principal avaliar as características métricas em uma amostra Portuguesa da escala da necessidade de cognição, na versão curta de 18 itens.

<sup>1</sup> E-mail: asgomes@ualg.pt / <sup>2</sup> E-mail: jcsantos@ualg.pt / <sup>3</sup> E-mail: ggoncalves@ualg.pt / <sup>4</sup> E-mail: aoramos@ualg.pt / <sup>5</sup> E-mail: jhgiger@ualg.pt

<sup>6</sup> Endereço para correspondência: Depto de Psicologia e Ciências da Educação, Faculdade de Ciências Humanas e Sociais, Universidade do Algarve, Campus de Gambelas, 8005-139, FARO

## Necessidade de cognição

Pode-se entender a necessidade de cognição (NFC)<sup>7</sup> como a tendência individual para empreender e apreciar esforços cognitivos (Cacioppo & Petty, 1982; Cacioppo, Petty, & Kao, 1984). Pessoas com baixos valores na necessidade de cognição preferem evitar atividades cognitivamente exigentes enquanto pessoas com valores elevados possuem uma motivação intrínseca para pensar, privilegiam a resolução de enigmas e o pensamento abstrato. Em outras formulações teóricas, esse constructo tem sido descrito como um processo do pensamento humano (Tanaka, Panter, & Winborne, 1988), bem como um traço de personalidade que caracteriza a motivação pessoal para o processamento cognitivo (Sadowski & Cogburn, 1997). Recordemos que, de acordo com o modelo de probabilidade de elaboração (Petty & Cacioppo, 1986), a motivação para o grau de elaboração das mensagens persuasivas é uma das condições (a outra, é a capacidade) e esta motivação pode estar dependente de alguns atributos de personalidade, entre os quais a necessidade de cognição. Pelo que, indivíduos com valores baixos de NFC desenvolvem um menor esforço cognitivo, pensam menos nos argumentos relevantes presentes na mensagem, sendo mais propensos a preferir a via periférica e a recorrer a estratégias heurísticas (Axsom, Yates, & Chaiken, 1987; Haugtvedt, Petty, & Cacioppo, 1992). Por seu turno, para os indivíduos com valores elevados de NFC, o processamento é central, observa-se uma maior elaboração da mensagem e a mudança de atitudes resulta da força e mérito da mensagem. Em consequência, a atitude formada é mais resistente à nova mudança do que nos indivíduos com menor elaboração (Haugtvedt & Petty, 1989).

Haugtvedt, Petty, Cacioppo e Steidley (1988) sujeitaram os seus participantes a estímulos publicitários. Os resultados mostraram que os participantes com elevada NFC foram influenciados principalmente pela qualidade dos argumentos e os participantes com baixa NFC foram influenciados principalmente pela atratividade do produto. Esses resultados foram posteriormente apoiados por outros investigadores (por exemplo, Batra & Stayman 1990). Nos últimos anos, tem-se assistido a um interesse pelo conceito da necessidade de cognição no âmbito do uso das novas tecnologias (para uma revisão Martin, Sherrard, & Wentzel, 2005). A esse respeito, Cacioppo, Petty, Feinstein, Blair e Jarvis (1996) observaram que indivíduos com NFC elevada se interessam mais pelos conteúdos informativos do que pelas características de execução, como gráficos e efeitos sonoros. Por sua vez, indivíduos com valores de NFC baixos são mais influenciados por referências simbólicas, caracterizadas por representarem ideias, informações etc. de forma simples e pelo grau de atratividade das características de execução (por exemplo, gráficos, efeitos

sonoros). A apetência por informação simples e diretamente perceptível se expressa também pela propensão para recorrer mais aos estereótipos do que indivíduos com elevada NFC (Petty e cols., 2009).

## Escala de necessidade de cognição

Cacioppo e Petty (1982) desenvolveram uma escala de 34 itens para medir a necessidade de cognição, tendo-a reduzido posteriormente a uma forma curta, com 18 itens. Cacioppo, Petty e Kao (1984) referem que a escala de 18 itens explica 37% da variabilidade da necessidade de cognição, enquanto a versão longa de 34 itens explica 24%. Dessa forma, a versão curta mostra-se mais eficiente do que a versão longa. Essa versão mostrou-se igualmente fiável e com validade comparável à versão original (Cacioppo e cols., 1996). A escala tem sido adaptada e testada em diversas amostras (por exemplo, Culhane e cols., 2006), mantendo-se a consistência interna original. Verificaram-se, no entanto, diferenças ao nível da sua estrutura fatorial.

No estudo original, relativo à versão curta da escala, Cacioppo, Petty e Kao (1984) observaram a existência de uma estrutura unifatorial dominante, capaz de explicar 37% da variância da escala. Os autores observaram que havia uma preponderância de um primeiro fator em detrimento dos restantes que explicavam valores muito residuais da variância da escala, bem como verificaram que todos os itens (à exceção de um) saturavam de forma elevada nesse primeiro fator devendo, portanto, entender-se o construto como uma unidimensional.

Sadowski (1992) considera que a consistência fatorial encontrada nos estudos desenvolvidos por Cacioppo e Petty (1982) pode se dever a fatores ambientais, tendo o próprio conduzido um estudo apenas com a versão curta, em 1218 estudantes universitários, utilizando para o efeito uma escala tipo likert de 9 pontos, variando entre (-4) e (4), sendo o (0) o ponto médio da escala. Verificou a existência de dois fatores com valores de *eigenvalue* superiores a 1, contudo a formulação apresenta uma estrutura unidimensional que explica cerca de 30% da variabilidade das respostas à escala.

Tanaka e cols. (1988), ao modificarem a escala de resposta original de 5 pontos para uma escala dicotómica (verdadeiro-falso), observaram uma estrutura trifatorial, que explicava cerca de 25% da sua variância. Denominaram os três fatores como persistência cognitiva, complexidade cognitiva e confiança cognitiva.

A adaptação à população australiana conduzida por Fosterlee e Ho (1999) identificou a existência de apenas um fator dominante, por meio de uma análise fatorial confirmatória. Os autores consideraram que os outros fatores encontrados por meio de análise fatorial exploratória se devem, essencialmente, aos itens relatados de forma negativa. Já a adaptação hispânica da escala permitiu verificar

<sup>7</sup> Need for cognition (no original)

que, apesar de a análise fatorial exploratória apresentar 4 fatores com *eigenvalues* superiores a 1, o *scree-plot* evidencia a existência de apenas um fator dominante, que ajustou de forma mais adequada na análise fatorial confirmatória (Culhane, Morera, & Hosch, 2004).

Bors, Vigneaud e Lalande (2005) desenvolveram um estudo cujo objetivo pretendia testar vários modelos de estruturas da escala e a sua relação com medidas de habilidade acadêmica. Testaram um modelo unifatorial, um bifatorial (com fatores não correlacionados) e um bifatorial (com fatores correlacionados). A alta correlação entre fatores, que eram originados apenas pela sua polaridade (positiva ou negativa), conduziu à interpretação de um modelo unifatorial, tendo sido testado o seu efeito nas habilidades acadêmicas com um modelo de traço de personalidade único.

Mais recentemente, uma análise da dimensionalidade de ambas as escalas (34 e 18 itens), diferiu dos resultados anteriores, evidenciando a possibilidade de a escala de necessidade de cognição apresentar uma estrutura multifatorial. Nesse estudo, Lord e Putrevu (2006) identificaram quatro dimensões, que classificaram como "agrado pela estimulação cognitiva", "preferência pela complexidade", "empenhamento no esforço cognitivo" e "desejo pelo entendimento".

Em síntese, apesar da indeterminação quanto à estrutura da escala, a necessidade de cognição parece ter alta aplicabilidade em diversos campos de investigação e de intervenção. Ainda que inicialmente tenha sido associada ao processamento da mensagem persuasiva (Cacioppo, Petty, & Morris, 1983; Haddock, Maio, Arnold, & Huskinson, 2008; Sojka & Deeter-Schmelz, 2008), atualmente faz-se menção a sua relação com a personalidade (Sadowski & Cogburn, 1997), com a criatividade (por exemplo, Tsai, Ting, & Kao, 1989), com a memória (Lassiter, Briggs, & Slaw, 1991; Enge, Fleischhauer, Brocke, & Strobel, 2007), entre outros processos cognitivos associados à utilização da internet (por exemplo, Kaynar & Amichai-Hamburger, 2008), aos comportamentos do consumidor e ao ajustamento dos pacientes a um diagnóstico altamente ameaçante (Oh, Meyerowitz, Perez, & Thornton, 2007).

Dada a sua ampla aplicação e o fato de não existir nenhuma versão com uma amostra Portuguesa, é nosso principal objetivo a adaptação e validação da escala da necessidade de cognição, na versão curta de 18 itens, a uma amostra Portuguesa, e de forma mais lata, contribuir para a compreensão da estrutura fatorial da mesma. Pretende-se, ainda, caracterizar possíveis perfis distintos com base na necessidade de cognição, observando possíveis diferenças entre variáveis demográficas. Para cumprir esses objetivos foi desenhado um estudo transversal, de tipo descritivo-correlacional, que se apresenta em seguida.

## Método

### Participantes

A amostra foi recolhida por meio de uma metodologia não probabilística, por conveniência. Foram excluídos

da amostra todos os indivíduos cuja língua materna não fosse o Português. No total, recolheram-se 344 respostas ao instrumento, consideradas válidas. A caracterização da amostra evidencia um equilíbrio entre gênero, verificando-se um total de 48,8% de homens e 51,2% de mulheres de nacionalidade Portuguesa. A média das idades foi de 28,55 anos (DP = 10,593).

Eram estudantes 39,2% da amostra. Os restantes elementos já eram trabalhadores ativos e distribuíam-se por variadas profissões. Dada a diversidade das profissões registradas, optou-se por realizar uma categorização posterior, utilizando os critérios da Classificação Nacional de Profissões do Instituto de Emprego e Formação Profissional. No que concerne à escolaridade, 10,8% eram portadores de um grau do Ensino Básico, 45,3% tinham como habilitação o Ensino Secundário (no qual se inclui a frequência de licenciatura), sendo que os restantes 43,9% distribuíam-se pelos graus académicos de licenciatura, mestrado e doutoramento.

### Instrumento

Foi utilizada a versão curta, de 18 itens, de Cacioppo, Petty e Kao (1984) que pretende medir a Necessidade de Cognição. Foi utilizada uma escala de resposta tipo Likert, de 5 pontos, semelhante a da escala original, em que o valor 1 representa "Não me identifico", o nível 2 significa "Não me identifico quase nada", o valor 3 representa "Não me identifico nem muito nem pouco", o nível 4 significa "Identifico-me um pouco" e, finalmente, o valor 5 representa "Identifico-me bastante". Os itens 3, 4, 5, 7, 8, 9, 12, 16, e 17 são cotados de forma inversa.

### Procedimento

Os participantes foram abordados pelos investigadores, nos seus locais de trabalho. Foram informados de que estava sendo realizado um estudo de validação de uma escala que pretende medir um traço do comportamento humano. O seu consentimento de participação voluntária foi obtido verbalmente, tendo-lhes sido assegurado o anonimato e confidencialidade. Os questionários foram entregues em mão e aguardou-se o preenchimento do mesmo.

Os resultados foram introduzidos manualmente no SPSS, v. 16, com o qual se realizaram as análises estatísticas descritivas e as análises fatoriais exploratórias. Foi utilizado o *software* AMOS, v. 7 para realizar as análises confirmatórias das soluções geradas pelas análises exploratórias.

## Análise de Resultados

### Caracterização da escala

De forma a caracterizar melhor a escala utilizada, foram observadas as médias de resposta dos participantes a cada item, bem como indicadores referentes à sua normalidade com recursos à simetria, achatamento e o teste da normalidade de *Kolmogorov-Smirnov*.

Tabela 1  
Média, desvio-padrão e medidas de normalidade dos itens da escala

	N	M	DP	Achatamento	Curtose	Kolmogorov-Smirnov Z	p
Item 1	344	2,88	1,401	0,139	-1,216	2,918	0,000
Item 2	344	2,65	1,241	0,272	-0,916	3,334	0,000
Item 3	344	2,47	1,266	0,418	-0,877	3,237	0,000
Item 4	344	2,5	1,377	0,492	-1,046	3,963	0,000
Item 5	344	2,63	1,33	0,235	-1,131	3,182	0,000
Item 6	344	2,77	1,304	0,172	-1,084	3,157	0,000
Item 7	344	2,80	1,281	0,132	-1,039	3,001	0,000
Item 8	344	2,59	1,386	0,34	-1,139	3,438	0,000
Item 9	344	2,66	1,249	0,169	-1,003	2,907	0,000
Item 10	344	2,72	1,372	0,225	-1,214	3,364	0,000
Item 11	344	2,71	1,455	0,214	-1,359	3,387	0,000
Item 12	344	2,61	1,462	0,304	-1,324	3,859	0,000
Item 13	344	2,92	1,266	0,162	-0,916	3,191	0,000
Item 14	344	2,8	1,233	0,238	-0,864	3,294	0,000
Item 15	344	2,8	1,167	0,221	-0,711	3,186	0,000
Item 16	344	2,78	1,331	0,118	-1,139	2,771	0,000
Item 17	344	2,61	1,355	0,305	-1,117	3,213	0,000
Item 18	344	2,57	1,294	0,309	-1,056	3,327	0,000

Verifica-se que as médias de resposta são bastante centrais, apesar de terem dispersões altas. Observando os valores da curtose, achatamento e do teste de normalidade de Kolmogorov-Smirnov, pode-se afirmar que nenhum dos itens obedece aos padrões de normalidade.

#### Análise fatorial exploratória

A escala apresenta uma estrutura unifatorial dominante, que explica 37% da sua variância. Foi utilizada uma análise fatorial para explorar as possíveis dimensões da escala em causa.

O teste de Keiser-Meyer-Olkin e o teste de esfericidade de Bartlett, que indicam qual o grau de susceptibilidade ou o ajuste dos dados à análise, apresentam valores bastante aceitáveis para realizar a análise fatorial (KMO=0,845;  $\chi^2 = 203,462$ ,  $gl = 153$ ,  $p = 0,000$ ). No presente estudo foi realizada uma análise fatorial, com análise das componentes principais com rotação Oblimin, sendo considerados os fatores cujos *eigenvalues* fossem superiores a 1. Obtiveram-se quatro fatores, que na sua totalidade explicam 54,86% da variância da escala. (Tabela 2).

Devido ao item 16 constituir por si só um fator, e considerando que este satura a 0,303 no primeiro fator, para executar a análise confirmatória da estrutura multifatorial aqui verificada, este foi incluído no primeiro fator ( $\alpha = 0,773$ ). Contudo, verifica-se que a consistência interna das subescalas é boa, sendo uma solução plausível de ter validade interna. Os três fatores encontram-se positivamente e significativamente correlacionados entre si ( $[r_{1-2} = 0,410, p = 0,000]$ ;  $[r_{1-3} = 0,531, p = 0,000]$ ;  $[r^{2-3} = 0,466, p = 0,000]$ ).

#### Análise fatorial confirmatória – estrutura multifatorial

A análise confirmatória foi realizada de acordo com a estrutura mostrada na Figura 1.

Na análise foi ainda contemplada a correlação entre fatores, observada anteriormente. Para comparar o ajustamento dos dados ao modelo teórico considerado foram utilizados vários índices estatísticos. De acordo com as recomendações de Barret (2007), o ajustamento geral foi medido por meio da estatística do qui-quadrado.

Assumiu-se que o grau mínimo de discrepância entre o qui-quadrado e os graus de liberdade deveria ser inferior a 3 para um ajustamento adequado. Contudo, Hoelter (1983) refere ainda que valores inferiores a 2 estão associados a um bom ajustamento. Contudo, foram utilizadas medidas complementares à técnica do qui-quadrado.

O CFI (índice comparativo de ajustamento) e o GFI (índice de bom ajustamento) devem apresentar valores próximos de 1 para que se possa considerar um bom ajustamento. No que concerne às medidas de erro, o SRMR (raiz quadrada residual estandardizada) e o RMSEA (raiz quadrada do erro de aproximação) devem apresentar valores inferiores a 0,05 para se considerar um bom ajustamento, apesar de valores inferiores a 0,08 ainda poderem ser considerados um ajustamento razoável. Na Tabela 3, forma apresentados os índices de bom ajustamento.

Os resultados do teste de bom ajustamento apresentam diferenças significativas entre a matriz de dados observados e a matriz de dados esperados. Observa-se, igualmente, que a discrepância entre o valor do qui-quadrado e os graus de liberdade assume um valor próximo de 4.

Ele deveria ser inferior a 3, para poder ser considerado um bom ajustamento. Contudo, alguns autores (Fan, Thompson, & Wang, 1999) consideram que valores entre 2 e 5 são aceitáveis e indicadores de um bom ajustamento.

As restantes medidas, apesar de falharem os critérios para ser considerado um bom ajustamento, encontram-se próximas dos valores considerados, podendo-se dizer que o modelo ajusta razoavelmente aos dados.

Tabela 2  
Análise fatorial exploratória com rotação Oblimin

	Fator I	Fator II	Fator III	Fator IV
Eighenvalue	5,54	1,83	1,432	1,075
Variância própria	30,776 %	10,165 %	7,953 %	5,970 %
Item 4	0,792	0,279	-0,39	0,157
Item 3	0,697	0,21	-0,25	0,051
Item 8	0,667	0,266	-0,404	0,125
Item 5	0,626	0,039	-0,211	0,146
Item 7	0,623	0,185	-0,155	-0,261
Item 12	0,578	0,074	-0,397	-0,482
Item 9	0,560	0,294	-0,465	-0,267
Item 1	0,132	0,772	-0,249	-0,008
Item 13	0,118	0,766	-0,022	-0,031
Item 2	0,360	0,766	-0,514	0,076
Item 15	0,353	0,572	-0,485	0,282
Item 14	0,236	0,526	-0,273	0,197
Item 11	0,250	0,314	-0,817	-0,068
Item 18	0,300	0,129	-0,795	0,216
Item 10	0,241	0,348	-0,724	0,124
Item 17	0,447	0,014	-0,616	0,010
Item 6	0,325	0,441	-0,597	-0,078
Item 16	0,303	0,185	-0,273	0,712
Alpha de Cronbach	0,786	0,753	0,777	-

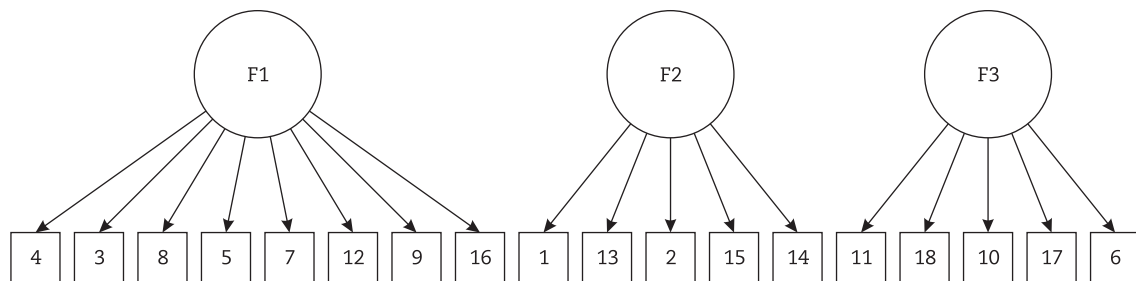


Figura 1  
Modelo da análise confirmatória

Tabela 3  
Medidas de ajustamento da estrutura trifatorial

Medida de Bom Ajustamento (Qui-quadrado)	$\chi^2 = 488,490$ , $gl = 132$ , $p = 0,000$ , $\chi^2/gl = 3,701$
Outras medidas de ajustamento	
GFI	0,867
CFI	0,828
RMSEA	0,089
SRMR	0,074

**Análise fatorial confirmatória – estrutura unifatorial**

Cacioppo, Petty e Kao (1984) referem a existência de uma estrutura unifatorial. Tratando-se do estudo original da escala que se pretende validar, foi realizada uma análise fatorial exploratória e uma confirmatória para testar essa estrutura.

A análise exploratória, forçada a apenas um fator,

evidencia, de forma idêntica ao estudo inicial, um fator único capaz de explicar 30,89% da variância da escala. A consistência interna desse fator único é de 0,861, em que todos os itens contribuem positivamente para a sua validade facial. Para verificar o ajustamento dos dados à estrutura unifatorial utilizaram-se os mesmos índices anteriormente descritos.

Tabela 4

Medidas de ajustamento da estrutura unifatorial

Medida de Bom Ajustamento (Qui-quadrado)	$\chi^2 = 786,132$ , $gl = 135$ , $p = 0,000$ , $\chi^2/gl = 5,823$
Outras medidas de ajustamento	
GFI	0,774
CFI	0,661
RMSEA	0,119
SRMR	0,089

A estrutura unifatorial não reúne medidas de ajustamento que permitam considerá-la válida. A discrepância entre o qui-quadrado e os graus de liberdade ultrapassa os valores considerados aceitáveis para se considerar um ajustamento razoável. Os índices restantes apresentam

valores já bastante afastados das medidas tidas como referência. Quando comparados com a estrutura trifatorial, apresenta valores mais adequados e parece adaptar-se melhor aos dados recolhidos. Dessa forma, deve-se considerar uma estrutura com três fatores distintos.

Tabela 5

Fatores da escala de necessidade de cognição

Fator 1 – Empenho no esforço cognitivo	
3.	Pensar sobre as coisas não é a minha ideia de diversão.
4.	Prefiro fazer algo que exija pensar pouco do que algo que vai, com certeza, desafiar as minhas capacidades pensantes.
5.	Tento antecipar e evitar as situações em que é muito provável ter que pensar profundamente sobre algo.
7.	Apenas penso o necessário sobre as coisas.
8.	Prefiro pensar sobre problemas pequenos e cotidianos, do que sobre problemas maiores.
9.	Gosto de tarefas que, depois de aprendidas, exijam pouco pensar.
12.	Aprender novas formas de pensar não me estimula muito.
16.	Sinto mais alívio do que satisfação depois de completar uma tarefa que exigia muito esforço mental.
Fator 2 – Preferência pela complexidade	
1.	Prefiro os problemas complexos aos problemas simples.
2.	Gosto de ter de lidar com situações que requerem muito pensar.
13.	Prefiro a minha vida preenchida por quebra-cabeças que tenho de resolver.
14.	A noção de pensamento abstrato me atrai.
15.	Prefiro uma tarefa importante, intelectual e difícil, do que outra, que até é importante, mas não exige muito pensar.
Fator 3 – Desejo pelo entendimento	
6.	Encontro satisfação no fato de debater ideias intensamente e durante horas.
10.	A ideia de confiar na capacidade de pensamento para chegar ao topo me atrai.
11.	Gosto realmente de tarefas que envolvam a descoberta de novas soluções para os problemas.
17.	É suficiente para mim que uma coisa funcione; não me interessa nem como, nem porque funciona.
18.	Normalmente acabo por pensar nos problemas, mesmo quando não me afetam pessoalmente.

A nomenclatura atribuída a cada fator foi realizada com base no conteúdo dos itens e inspirada no estudo de Culhane e cols. (2004). O seguinte quadro

pretende sintetizar a distribuição dos fatores e a sua normalidade, medida por meio do teste de *Kolmogorov-Smirnov*.

Tabela 6  
Distribuição dos fatores da necessidade cognitiva

		Empenho no esforço cognitivo	Preferência pela complexidade	Desejo pelo entendimento
N = 344	Média	2,63	2,81	2,68
	Desvio-padrão	0,831	0,896	0,986
	5	1,2500	1,2000	1,2000
	10	1,5000	1,6000	1,4000
	20	1,8750	2,0000	1,8000
	30	2,1250	2,4000	2,0000
	40	2,3750	2,6000	2,4000
Percentis	50	2,6250	2,8000	2,6000
	60	2,8750	3,0000	3,0000
	70	3,1250	3,2800	3,2000
	80	3,3750	3,6000	3,6000
	90	3,7500	3,8000	4,0000
	95	4,0000	4,4000	4,2000
Kolmogorov-Smirnov		Z = 0,714, p = 0,688	Z = 1,340, p = 0,055	Z = 1,625, p = 0,010

A média geral de respostas aos itens que compõem o fator 1, *empenhamento no esforço cognitivo*, é de 2,63 (DP = 0,831), com uma mediana de 2,625. O teste de normalidade Kolmogorov-Smirnov ( $Z = 0,714, p = 0,688$ ) permite verificar que a distribuição dos dados, nesse fator, é normal.

Relativamente ao fator *preferência pela complexidade*, a média de respostas situa-se nos 2,81 (DP = 0,896) e apresenta uma mediana de 2,80. A distribuição dos dados para esses valores é normal ( $Z = 1,340, p = 0,055$ ).

O fator 3 apresenta uma média de respostas de 2,68 (DP = 0,986), com uma mediana de 2,60. Apesar da aparente normalidade observada no gráfico, o teste de *Kolmogorov-Smirnov* não permite aceitar a hipótese da normalidade ( $Z = 1,625, p = 0,010$ ).

### Análise de clusters

Para aprofundar a compreensão sobre a escala, realizou-se uma análise de clusters relativos aos fatores encontrados. Essa análise permite o aglomerar dos indivíduos pela

sua semelhança, ou dissemelhança compreendendo de que forma é que os diferentes grupos de sujeitos se comportam relativamente à necessidade de cognição, por meio das médias de respostas fornecidas às 3 dimensões consideradas.

Optou-se pela utilização do método hierárquico de clusters para definir o número de clusters, utilizando o R Quadrado como critério. O método selecionado para agregar os sujeitos foi o de Ward, com a medida do quadrado da distância euclidiana. Foram guardadas as soluções de 2 a 10 clusters. O critério do R quadrado mede quão diferentes são os grupos formados em cada passo do algoritmo, entendendo-se como a razão entre a soma dos quadrados dos grupos e a soma dos quadrados totais para cada uma das variáveis usadas na análise.

Nesse caso, procura-se um número de clusters que retenha uma percentagem significativa da variabilidade total das variáveis consideradas. Os cálculos foram efetuados, como sugerido pelo autor, por meio da ANOVA. A Figura 2 ilustra a variabilidade total das variáveis consideradas na aglomeração dos participantes em clusters.

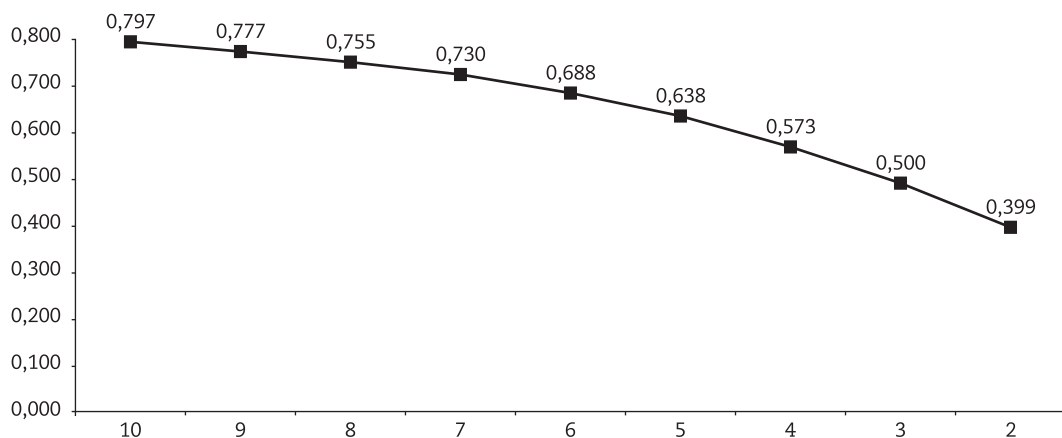


Figura 2  
Variabilidade das respostas explicada pelo número de clusters

A capacidade explicativa dos clusters começa a diminuir de forma mais observável a partir do cluster número 7, pelo que considerou ser este o número adequado de grupos a considerar. Os participantes se distribuem pelos clusters da seguinte forma: cluster 1-57 participantes; cluster 2-63 participantes; cluster 3-63 participantes; cluster 4-61 participantes; cluster 5-42 participantes; cluster

6-37 participantes; e cluster 7-21 participantes.

Para verificar possíveis diferenças entre clusters foi realizado um teste não paramétrico de comparação de médias para os fatores que compõem a escala de necessidade de cognição e para a idade. Para verificar a possível associação dos clusters ao sexo, à escolaridade e à profissão foi realizado um teste de independência, por meio do qui-quadrado.

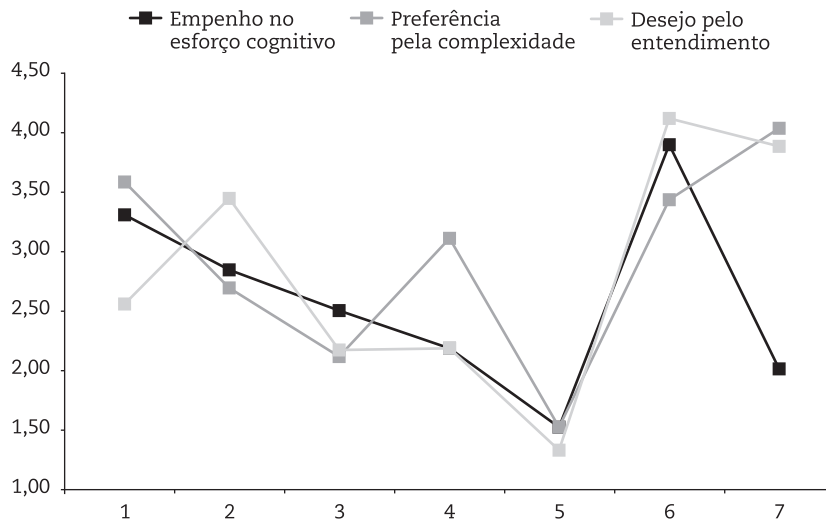


Figura 3  
Médias de respostas aos fatores, por cluster

O teste não paramétrico para comparação de múltiplas amostras, *Kruskall-Wallis*, permitiu observar que as respostas aos fatores se diferenciam significativamente, de acordo com a pertença ao cluster ( $KW_{Empenho} = 245,976$ ,  $gl=6$ ,  $p=0,000$ ;  $KW_{Preferência} = 237,149$ ,  $gl=6$ ,  $p=0,000$ ;  $KW_{Desejo} = 269,662$ ,  $gl=6$ ,  $p=0,000$ ). Por meio dos resultados

obtidos verifica-se, ainda, que a associação a dado cluster é independente do sexo do participante ( $\chi^2=3,760$ ,  $gl=6$ ,  $p=0,709$ ), porém está associada à escolaridade ( $\chi^2=142,701$ ,  $gl=48$ ,  $p=0,000$ ), à profissão ( $\chi^2=158,723$ ,  $gl=48$ ,  $p=0,000$ ) e ainda varia de acordo com a idade do participante ( $KW_{idade} = 43,584$ ,  $gl=6$ ,  $p=0,000$ ).

Tabela 7  
Distribuição dos clusters pela escolaridade

Escolaridade	Clusters							Total
	1	2	3	4	5	6	7	
Ensino Básico	9	8	13	10	3	1	2	46
Ensino Secundário	13	11	23	28	6	1	3	85
Ensino Superior 1º ciclo	31	40	27	22	33	25	13	191
Ensino Superior 2º/3º Ciclo	3	4	0	1	0	10	3	21
Total	56	63	63	61	42	37	21	343
Teste de independência	$\chi^2 = 142,701$ , $gl = 48$ , $p = 0,000$							

A hipótese nula da independência das variáveis deve ser rejeitada, de acordo com a estatística do qui-quadrado. Como tal, as variáveis escolaridade e cluster estão associadas entre si. Tendo em consideração a diferença do número de níveis entre as variáveis, considerou-se que o

mais adequado para averiguar a similitude entre as variáveis seria a realização de uma análise de correspondências. Como tal, foi realizada uma análise ANACOR, sendo este um procedimento para variáveis nominais com vários níveis, que analisa os dados por meio da tabela de



dupla entrada. A ANACOR permite a representação gráfica da natureza das relações existentes, distribuindo os dados, fornecendo as suas coordenadas, em que os níveis associados tendem a se aproximar.

São estruturadas duas dimensões, para as quais cada variável contribui com o seu valor próprio, calculado por meio de uma correlação de *Pearson* entre os *scores* das duas variáveis (linha e coluna). O quadrado da correlação denomina-se inércia das dimensões, e refere-se à importância de cada dimensão na explicação do fenômeno de associação observado. O quociente entre a inércia de cada dimensão e a inércia total dá a proporção de variância explicada

pela dimensão. A inércia total, quando multiplicada pelo *N* total, permite obter o valor do qui-quadrado.

A análise de correspondências originou 3 dimensões capazes de explicar 24,1% da variância total das variáveis consideradas no modelo. Dessas três dimensões encontradas, a primeira explica 19,1% da variância total encontrada. A segunda dimensão apresenta uma inércia parcial muito inferior, de 4,5%, enquanto a terceira dimensão apresenta uma expressão quase nula no modelo (0,5%). O seguinte quadro expressa a inércia e o *score* de cada categoria das variáveis consideradas no modelo, nas duas dimensões consideradas válidas para expressão.

Tabela 8  
Score e inércia das variáveis cluster e escolaridade nas dimensões

		Score na dimensão		
		1	2	Inércia
Cluster	1	-0,039	-0,051	0,001
	2	0,201	-0,255	0,006
	3	-0,638	0,106	0,034
	4	-0,729	0,461	0,051
	5	0,165	-0,99	0,028
	6	1,471	0,596	0,111
	7	0,615	0,174	0,011
	Total			0,241
		Score na dimensão		
		1	2	Inércia
Escolaridade	Ensino Básico	-0,555	0,149	0,023
	Ensino Secundário	-0,784	0,39	0,076
	Ensino Superior 1º ciclo	0,284	-0,352	0,034
	Ensino Superior 2º/3º Ciclo	1,800	1,295	0,108
	Total			0,241

Por meio dos dados apresentados na tabela, verifica-se que o ensino secundário estará mais próximo do cluster 3, enquanto o ensino básico estará mais próximo do cluster 4. O ensino superior, de primeiro ciclo, estará mais próximo do cluster 5. O ensino superior de 2º e 3º ciclo apresenta valores mais semelhantes ao cluster 6, sendo estas as categorias que mais contribuem para a inércia total do modelo.

Cada *score* encontrado pode ser representado num gráfico, de duas dimensões, o que permite uma observação mais eficaz das correspondências entre as variáveis. A Figura 4 pretende sintetizar a relação entre os clusters e a escolaridade, por meio das duas dimensões geradas na análise de correspondência.

Com o contributo da figura, pode-se observar que as principais associações se realizam entre os indivíduos do ensino secundário por pertencerem essencialmente ao cluster 4, os indivíduos do cluster 3 por estarem significativamente associados ao ensino básico, bem como o 1º ciclo do ensino superior por estar mais associado ao cluster 2, principalmente, e finalmente os 2º e 3º ciclos do ensino superior por estarem mais associados ao cluster 6.

Relativamente à idade, as diferenças encontradas entre clusters se devem à idade inferior do grupo 6, que se destaca de forma significativa do cluster 1, 3, 4, e 5. Não se observaram mais diferenças entre os grupos de indivíduos. Contudo, observa-se que a idade está negativamente correlacionada com todos os fatores ( $r_{\text{empenhamento}} = -0,150, p = 0,005$ ;  $r_{\text{preferência}} = -0,161, p = 0,003$ , e  $r_{\text{desejo}} = -0,281, p = 0,000$ ), o que poderá indicar que quanto mais jovem o indivíduo, maior tenderá a ser a sua necessidade de cognição.

Contudo, é de observar que os indivíduos mais novos estão associados ao cluster número 6, que apresenta o conjunto de médias de resposta mais elevadas da amostra recolhida. No que concerne à profissão, a Tabela 9 sintetiza as principais associações entre as profissões e os clusters.

Para avaliar em que medida as variáveis são semelhantes e se associam, foi realizado o mesmo procedimento de análise de correspondências. Os resultados permitem observar a existência de 6 dimensões capazes de explicar cerca de 46,1% da variância total do modelo

de correspondências. Contudo, a primeira dimensão é a que contribui mais fortemente para essa inércia total, com uma variância individual de 28,2%. A segunda dimensão ainda apresenta uma inércia parcial de 9,9%,

sendo que os valores vão diminuindo de relevância para explicar a variância do modelo (5,9%; 1,8%; 0,3%; e 0,2%). A Tabela 10 sintetiza o peso de cada variável para as dimensões geradas pela análise.

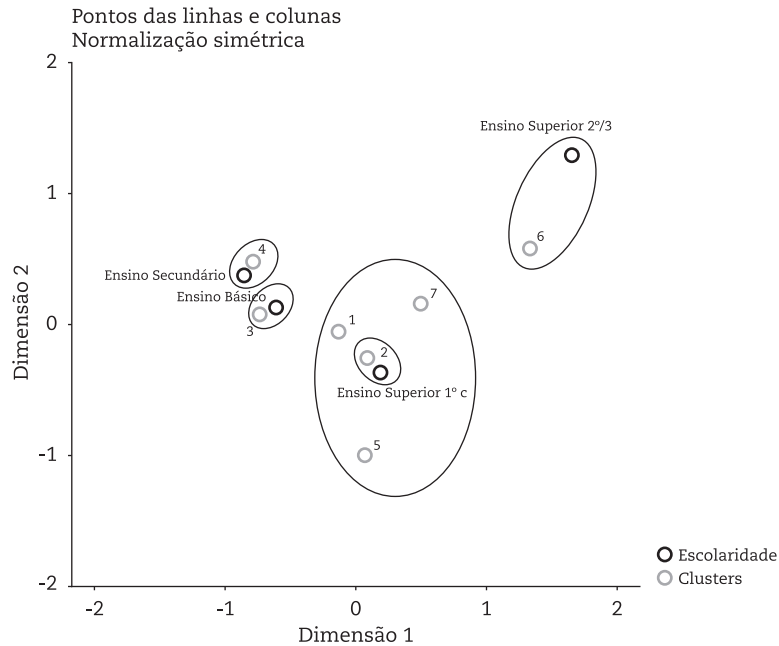


Figura 4  
Plot dos clusters pelo nível de escolaridade

Tabela 9  
Distribuição dos clusters pelo grupo profissional

Grupos profissionais	Clusters							Total
	1	2	3	4	5	6	7	
Trabalhadores não qualificados	0	0	0	1	1	0	0	2
Pessoal dos serviços e vendedores	12	12	15	23	6	1	3	72
Pessoal administrativo e semelhantes	9	4	11	7	1	1	0	33
Técnicos profissionais de nível intermédio	3	3	10	4	1	0	2	23
Especialista das profissões intelectuais	18	6	14	8	17	0	0	63
Quadros superiores	0	0	1	0	0	0	0	1
Estudante	13	35	11	10	16	35	15	135
Trabalhador-estudante	1	0	0	1	0	0	0	2
Não especificou	1	3	1	7	0	0	1	13
Total	57	63	63	61	42	37	21	344
Teste de independência	$\chi^2 = 158,723, gl = 48, p = 0,000$							

Uma análise preliminar à tabela permite observar que ser estudante é uma das categorias que mais contribui para a inércia total do modelo e está principalmente associado aos clusters 6 (que apresenta

igualmente uma forte contribuição), 7 e 2. Contudo, dado o múltiplo nível de categorias em ambas as variáveis a leitura é mais simples por meio do gráfico das dimensões, Figura 5.

Tabela 10  
Score e inércia das variáveis cluster e grupo profissional nas dimensões

		Score na dimensão		
		1	2	Inércia
Cluster	1	0,493	-0,444	0,042
	2	-0,477	0,240	0,027
	3	0,640	-0,089	0,074
	4	0,601	0,845	0,086
	5	0,041	-1,032	0,058
	6	-1,545	-0,053	0,139
	7	-0,934	0,457	0,036
	Total			0,461
		Score na dimensão		
		1	2	Inércia
Grupo Profissional	TNQ	0,605	-0,298	0,014
	PSV	0,511	0,476	0,046
	PAS	0,700	0,078	0,039
	TPNI	0,575	0,243	0,036
	EPI	0,612	-0,939	0,091
	QS	1,205	-0,284	0,013
	Est.	-0,902	-0,034	0,170
	TE	1,030	0,637	0,011
	N/A	0,431	1,605	0,041
	Total			0,461

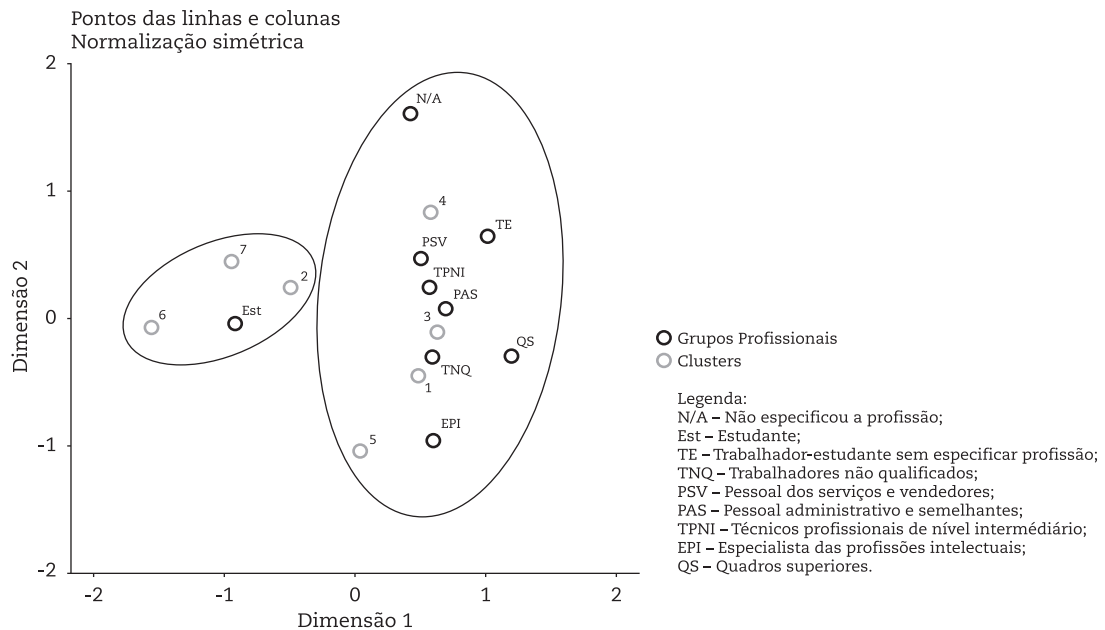


Figura 5  
Plot dos clusters pelo grupo profissional

De fato, a suposição de os estudantes estarem mais associados aos clusters 6, 7, e 2 se mantém. Na

mesma dimensão, apresentam-se todos os outros clusters e grupos profissionais, dificultando a compreensão

da associação. É possível sugerir que os grupos profissionais se distribuem de forma mais ou menos equitativa por todos os clusters formados. O cluster 4 parece estar ligeiramente mais associado aos indivíduos que não referiram a sua profissão.

### Discussão

A literatura tem apontado a existência de diversas estruturas fatorais possíveis para essa escala (por exemplo, Culhane e cols., 2004). Os resultados observados mostram uma estrutura multifatorial, no entanto, que não ajusta numa medida confirmatória. À semelhança do estudo original de Cacioppo e cols. (1984), verifica-se a existência de um fator que explica mais de 30% de variância da escala, apesar de observarmos que o segundo fator também tem uma boa capacidade explicativa.

Ao contrário de alguns estudos, como é exemplo o de Forsterlee e Ho (1999), não se verificou que os fatores se ordenassem de acordo com a sua polaridade. Pode-se considerar que o estudo de Culhane e cols. (2004) foi o que apresentou resultados exploratórios mais semelhantes. No entanto, esses autores apenas testaram, de forma confirmatória, a estrutura unifatorial, dada a sua dominância sobre as outras, tendo obtido resultados satisfatórios que sustentam a tese da unidimensionalidade, aspecto não observado no nosso estudo.

A análise fatorial exploratória, com rotação *Oblimin*, permitiu obter quatro fatores que explicam 54,86% da variância total da escala, contudo, o quarto fator era constituído por um único item, dada a sua saturação acima de 0,300, o mesmo foi incluído no primeiro fator da escala. Ambas as estruturas, unifatorial e multifatorial, foram testadas, no entanto, a estrutura trifatorial apresentou medidas de ajustamento mais satisfatórias. Considera-se, então, a existência de três fatores, denominados *Empenho no esforço cognitivo* (por exemplo, Pensar sobre as coisas não é a minha ideia de diversão), *Preferência pela complexidade* (por exemplo, Prefiro os problemas complexos aos problemas simples) e *Desejo pelo entendimento* (por exemplo, A ideia de confiar na capacidade de pensamento para chegar ao topo me atrai). Os três fatores apresentam uma boa consistência interna e uma distribuição normal, à exceção do *desejo pelo entendimento* que tem uma distribuição assimétrica positiva.

Sugere-se que a escala poderá, efetivamente, ter uma estrutura multifatorial, porém parecem ser necessários mais estudos para verificar o ajustamento das diferentes hipóteses, bem como para verificar outros aspectos, nomeadamente a normalidade dos resultados e outros tipos de validade. Possivelmente, a amostra utilizada apresentará características únicas que conduzirão aos resultados de estrutura multifatorial. Ponderamos a hipótese da existência de uma maioria de indivíduos altamente escolarizados que poderá afetar a forma como a necessidade de cognição é percebida. Pelo senso comum, sujeitos

que prosseguem estudos inclusive até ao doutoramento apresentarão uma maior apetência para o processamento de mensagens complexas, terão mais gosto por tarefas que envolver a necessidade de processamento cognitivo, conduzindo a que haja uma maior diferenciação ao nível das respostas encontradas. Contudo, essa hipótese teria que ser explorada em estudos futuros, com uma amostra mais equilibrada desse ponto de vista.

Para observar a presença de diferentes perfis da necessidade de cognição, foram realizadas análises de *clusters*, com recurso ao método hierárquico, agregando-se os sujeitos por meio do método de Ward, com a medida do quadrado da distância euclidiana. Essa análise permitiu observar sete *clusters* com elevada variabilidade, ao nível dos valores médios de cada fator. Esses *clusters* são independentes do gênero dos participantes, estando significativamente associados à escolaridade, à profissão e à idade. Estudos anteriores, como o de Sadwoski (1992), verificaram a independência do gênero da necessidade de cognição.

No que concerne à idade, apenas se verificam diferenças entre o cluster seis e os restantes, sendo que estes são significativamente mais jovens. Não obstante, há uma relação negativa entre a idade e os fatores da necessidade de cognição que evidenciam que os indivíduos mais jovens valorizam mais a *preferência pela complexidade*, o *desejo pelo entendimento* e o *empenho no esforço cognitivo*. Relativamente à escolaridade, o cluster 4 está associado aos indivíduos com o ensino secundário, que apresentam uma maior valorização da preferência pela complexidade, face aos outros fatores; o cluster 3 está associado ao ensino básico, sendo que esses participantes apresentam valores semelhantes à média da amostra geral, nos três fatores; o cluster 6 está associado aos participantes com 2º e 3º ciclo do ensino superior que apresentam os valores mais elevados nos fatores da necessidade de cognição; o cluster 2 corresponde ao 1º ciclo do ensino superior, o fator com o valor mais elevado é o desejo pelo entendimento. Ao contrário dos clusters anteriores, o 1º ciclo do ensino superior está ainda associado aos clusters 1, 5 e 7. Apesar de os clusters 1 e 7 apresentarem configurações em parte semelhantes à do cluster 2, o quinto cluster se distancia dos demais, por apresentar valores muito baixos em todos os fatores. Em relação à profissão, apenas se compreende uma relação entre os clusters 2, 6 e 7 e a profissão de estudante, e entre o cluster 5 e os especialistas em profissões intelectuais.

Ainda que fosse de esperar que os trabalhadores das profissões intelectuais, com escolaridade mais elevada, apresentassem uma maior necessidade de cognição, esta relação parece não se verificar. Contudo, enquanto estudantes, essa relação se mantém elevada. Nesse sentido, poderemos sugerir que a complexidade poderá estar mais associada ao que é esperado e exigido aos estudantes, enquanto na realidade profissional poderá haver processos motivacionais e de satisfação profissional a contribuir para uma diminuição da necessidade pela cognição. Kacmar e

Ferris (1989) sugerem que no início da vida profissional os indivíduos experienciam, por sistema, níveis de satisfação tendencialmente elevados e que os mesmos tendem a diminuir até perto da idade da reforma, momento em que se registra uma ligeira subida. De igual modo, Davis e Newstrom (1992) mostram que esse decréscimo se deve à desmotivação e à insatisfação com as oportunidades de progressão na carreira e ao salário, razões que podem conduzir a um desinvestimento na profissão e, conseqüentemente, um menor desejo pela necessidade de cognição.

Contudo, essa análise é meramente especulativa, dado que seria necessária uma amostra maior e uma distribuição equitativa por categoria profissional, para que o estudo garantisse validade externa. Considera-se ainda ser essencial uma análise sistemática às diferentes formas de ajustamento consideradas na literatura de maneira a completar a análise realizada por meio desses dados. O surgimento de uma estrutura trifatorial com melhor ajustamento que uma estrutura unidimensional, ainda que esta pareça ser dominante na análise exploratória, poderá dever-se ao tipo de amostra recolhida. Dessa forma, consideramos que apesar de a escala apresentar uma boa fiabilidade interna, a estrutura tridimensional apresentada deve ser lida com cuidado e carece de maior exploração

em amostras mais heterogêneas e que permitam a validação dos resultados encontrados. Da mesma forma, sugere-se que, futuramente, a relação entre a necessidade de cognição e as profissões considere também as características do trabalho e a utilização da característica nas tarefas do mesmo. Não obstante os limites verificados, considera-se que a escala de 18 itens apresenta estabilidade suficiente para ser utilizada em amostras portuguesas, mostrando-se um bom instrumento para medir a necessidade de cognição.

## Conclusão

A escala de Necessidade de Cognição (Cacioppo, Petty, & Kao, 1984), na versão curta (18 itens), apresenta uma estrutura trifatorial, com elevada consistência interna, o que garante a possibilidade da sua aplicação à população portuguesa. Observa-se, ainda, que os indivíduos com uma maior necessidade de cognição parecem ser aqueles que alcançam níveis de escolaridade mais elevados e conseqüentemente garantem o acesso a profissões de maior qualificação. Assim, reitera-se a premência em estudar a necessidade de cognição e a sua relação com os demais processos cognitivos dos indivíduos.

## Referências

- Axson, D., Yates, S., & Chaiken, S. (1987). Audience response as a heuristic cue in persuasion. *Journal of Personality and Social Psychology*, 53, 30-40.
- Barrett, P. (2007). Structural equation modelling: Adjudging model fit. *Personality and Individual Differences*, 42(5), 815-824. doi:10.1016/j.paid.2006.09.018
- Batra, R. & Stayman D. M. (1990). The Role of Mood in Advertising Effectiveness. *Journal of Consumer Research*, 17, 203-214.
- Bors, D., Vigneau, F., & Lalonde, F. (2006). Measuring the need for cognition: Item polarity, dimensionality, and the relation with ability. *Personality and Individual Differences*, 40(4), 819-828. doi: 10.1016/j.paid.2005.09.007
- Cacioppo, J. T. & Petty, R. E. (1982). The Need for Cognition. *Journal of Personality and Social Psychology*, 42(1), 116-131. doi:10.1037/0022-3514.42.1.116
- Cacioppo, J. T., Petty, R. E., Feinstein, J. A., Blair, W. & Jarvis, G. (1996). Dispositional differences in cognitive motivation: The life and times of individuals varying in need for cognition. *Psychological Bulletin*, 119(2), 197-253. doi:10.1037/0033-2909.119.2.197
- Cacioppo, J., Petty, R., & Kao, C. (1984). The Efficient Assessment of Need for Cognition. *Journal of Personality Assessment*, 48(3), 306-307. doi:10.1207/s15327752jpa4803\_13
- Cacioppo, J. T., Petty, R. E., & Morris, K. J. (1983). Effects of Need for Cognition on Message Evaluation, Recall, and Persuasion. *Journal of Personality and Social Psychology*, 45(4), 805-818. doi:10.1037/0022-3514.45.4.805
- Cohen, A. R., Stotland, E., & Wolfe, D. M. (1955). An experimental investigation of need cognition. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 51, 291-294.
- Culhane, S., Morera, O., & Hosch, H. (2004). The Factor Structure of the Need for Cognition Short Form in a Hispanic Sample. *The Journal of Psychology*, 138(1), 77-88. doi:10.3200/JRPL.138.1.77-90
- Culhane, S., Morera, O., & Watson, P. J. (2006). The Assessment of Factorial Invariance in Need for Cognition Using Hispanic and Anglo Samples. *The Journal of Psychology*, 140(1), 53-67. doi:10.3200/JRPL.140.1.53-67
- Davis, K., & Newstrom, J. W. (1992). *Comportamento humano no trabalho uma abordagem psicológica*. São Paulo: Biblioteca Pioneira de Administração e Negócios.
- Enge, S., Fleischhauer, M., Brocke, B., & Strobel, A. (2008). Neurophysiological Measures of Involuntary and Voluntary Attention Allocation and Dispositional Differences in Need for Cognition. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 34(6), 862-874. doi:10.1177/0146167208315556
- Fan, X., Thompson, B., & Wang, L. (1999). Effects of sample size, estimation methods and model specification on structural equation modeling adjustment indexes. *Structural Equation Modeling: A Multidisciplinary Journal*, 6, 56-83.
- Forsteele, R., & Ho, R. (1999). An Examination of the Short Form of the Need for Cognition Scale Applied in an Australian Sample. *Educational and Psychology Measure*, 59(3), 471-480. doi:10.1177/00131649921969983
- Haddock, G., Maio, G. R., Arnold, K., & Huskinson, T. (2008). Should persuasion be affective or cognitive? The moderating effects of need for affect and need for cognition. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 34(6), 769-778. doi:10.1177/0146167208314871

- Haugtvedt, C. P. & Petty, R. E. (1989). Need for cognition and attitude persistence. *Advances in Consumer Research*, 16, 33-36.
- Haugtvedt, C. P., Petty, R. E., & Cacioppo, J. T. (1992). Need for cognition and advertising. *Journal of Consumer Research*, 37, 77-91.
- Haugtvedt, C. P., Petty, R. E., Cacioppo, J. T., & Steidley, T. (1988). Personality and effectiveness: Exploring the utility of need for cognition. *Advances in Consumer Research*, 15, 209-212.
- Kackmar, K. M. & Ferris, G. F. (1989). Theoretical and methodological considerations in the age job satisfaction relationship. *Journal of Applied Psychology*, 74(2), 201-207. doi:10.1037/0021-9010.74.2.201
- Kaynar, O. & Amichai-Hamburger, Y. (2008). The effects of need for cognition on internet use revisited. *Computers in Human Behavior*, 24(2), 361-371. doi:10.1016/j.chb.2007.01.033
- Lassiter, G. D., Briggs, M. A., & Slaw, R. D. (1991). Need for Cognition, Causal Processing, and Memory for Behavior. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 17(6), 694-700. doi:10.1177/0146167291176013
- Lord, K. & Putrevu, S. (2006). Exploring the Dimensionality of the Need for Cognition Scale. *Psychology and Marketing*, 23(1), 11-34. doi:10.1002/mar.20108
- Martin, B. A. S., Sherrard, M. J., & Wentzel, D. (2005). The role of sensation seeking and need for cognition on website evaluations: A resource-matching perspective. *Psychology and Marketing*, 22(2), 109-126.
- Oh, S., Meyerowitz, B. E., Perez, M. A., & Thornton, A. A. (2007). Need for cognition and psychosocial adjustment in prostate cancer patients and partners. *Journal of Psychosocial Oncology*, 25(1), 1-19.
- Petty, R. E. & Cacioppo, J. T. (1986). Communication and persuasion: Central and peripheral routes to attitude change. New York: Springer-Verlag.
- Petty, R. E., Briñol, P., Loersch, C., & McCaslin, M. J. (2009). The need for cognition. Em M. R. Leary & R. H. Hoyle (Ed.), *Handbook of individual differences in social behavior* (pp. 318-329). New York: Guilford Press.
- Sadowski, C. (1992). An examination of the short need for cognition scale. *The Journal of Psychology*, 127(4), 451-454.
- Sadowski, C. & Cogburn, H. (1997). Need for Cognition in the Big-Five Factor Structure. *The Journal of Psychology*, 131(3), 307-312. doi:10.1080/00223989709603517
- Sojka, J. Z. & Deeter-Schmelz, D. R. (2008). Need for cognition and affective orientation as predictors of sales performance: An investigation of main and interaction effects. *Journal of Business and Psychology*, 22(3), 179-190. doi:10.1007/s10869-008-9069-x
- Tanaka, J. S., Panter, A. T., & Winborne, W. C. (1988). Dimensions of the Need for Cognition: Subscales and Gender Differences. *Multivariate Behavioral Journal*, 23(1), 35-50. doi:10.1207/s15327906mbr2301\_2
- Tsai, C. T., Ting, S. S., & Kao, C. F. (1989). Need for Cognition, Brainstorming and Individual Creativity. *Chinese Journal of Psychology*, 31(2), 107-117.

Recebido em maio de 2012  
Reformulado em outubro de 2012  
Aprovado em dezembro de 2012

## Sobre os autores

**Alexandra Gomes** é Doutorada em Psicologia da Saúde, atualmente desempenha funções de assistente convidada na Universidade do Algarve (Portugal).

**Joana Vieira dos Santos** é Doutorada em Psicologia das Organizações, Mestrado em Psicologia, na especialidade de Psicologia da Saúde e Licenciatura em Psicologia. Desempenha funções de Professora Auxiliar no Departamento de Psicologia e Ciências da Educação na Universidade do Algarve (Portugal), na qual é diretora-adjunta do Mestrado em Psicologia Social e das Organizações.

**Gabriela Gonçalves** é Licenciada em Psicologia Social e das Organizações e doutorada em Ciências Psicológicas. Desde 2002 é Professora Auxiliar na Universidade do Algarve.

**Alejandro Orgambidez-Ramos** é Doutor em Psicologia das Organizações pela Universidad de Huelva (Espanha). Mestre em Psicologia e Mestre em Segurança e Higiene no Trabalho. Docente no Departamento de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade do Algarve, no Departamento de Psicologia Clínica, Experimental y Social da Universidade de Huelva (Espanha) e professor-orientador do Curso Educación Social da Universidad Nacional de Enseñanza a Distancia (UNED, Espanha).

**Jean-Christophe Giger** é Professor doutor auxiliar convidado na Universidade do Algarve. Tem um doutoramento em psicologia social, o título de psicólogo, e um bacharelato em marketing.