

# Adaptação Portuguesa da Escala de Alexitimia de Toronto de 20 Itens (tas-20)

## Portuguese adaptation of de 20-item Toronto Alexithymia Scale (tas-20)

N. PRACERES\* - D. A. PARKER - J & J. TAYLOR G.

### RESUMO

A Escala de Alexitimia de Toronto de 20 Itens (TAS-20) é um instrumento de auto-avaliação, desenvolvido por Bagby, Parker e Taylor, que apresenta uma adequada precisão e validade para a avaliação do constructo de alexitimia. A TAS-20 foi traduzida para vários idiomas e a sua estrutura factorial foi validada cruzadamente em diversas amostras, através da análise factorial confirmatória, demonstrando possuir uma estrutura factorial estável e replicável que é congruente com o constructo de alexitimia: (F1) dificuldade em identificar sentimentos; (F2) dificuldade em descrever os sentimentos aos outros; (F3) estilo de pensamento orientado para o exterior.

O presente trabalho descreve sumariamente os passos seguidos na adaptação portuguesa da TAS-20 e apresenta os resultados do estudo da validação cruzada da estrutura factorial em duas amostras (adultos sem queixa e estudantes universitários), bem como os resultados de dois estudos de precisão teste-reteste. O modelo em três factores foi replicado em ambas as amostras portuguesas através da análise factorial confirmatória. Os resultados dos estudos efectuados apontam, também, para uma adequada consistência interna e uma excelente precisão teste-reteste com três e seis semanas de intervalo. Considera-se necessária a realização de outros estudos que permitam avaliar de forma mais extensa as propriedades psicométricas da versão portuguesa.

### Palavras Chave

Alexitimia; Escala de Alexitimia de Toronto; Avaliação da Personalidade; transcultural.

---

\* Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade de Lisboa  
Alameda da Universidade. 1649 – 013 Lisboa, PORTUGAL  
Telefone: +351 - 01 - 7934554 • Telefax: +351 - 01 - 7933408 • Email: ulfpnina@fpce.ul.pt

**ABSTRACT**

The 20-Item Toronto Alexithymia Scale (TAS-20) is a self-report instrument, developed by Bagby, Parker and Taylor, that shows an adequate reliability and validity for the assessment of the alexithymia construct. The TAS-20 has been translated into several languages and, through confirmatory factor analysis, its three-factor structure has been cross-validated in several samples, showing a stable and replicable factor structure which is congruent with the alexithymia construct: (F1) difficulty identifying feelings; (F2) difficulty describing feelings to others; and (F3) externally oriented thinking.

The present work briefly describes the steps taken in the TAS-20 adaptation to Portugal and presents the results of the factor structure cross-validation study in two samples (Normal Adults and University Students), as well as the results of two test-retest reliability studies. The three-factor model was replicated in both Portuguese samples through confirmatory factor analysis. Moreover this Portuguese version of the TAS-20 shows an adequate internal consistency and excellent test-retest reliability at three and six weeks intervals. Further studies are needed to examine more extensively the psychometric properties of the Portuguese version of the TAS-20.

**Key words**

Alexithymia; Toronto Alexithymia Scale; Personality Assessment; Cross-cultural.

## 1. INTRODUÇÃO

A alexitimia, etimologicamente sem palavras para as emoções, começou por ser descrita no âmbito das doenças psicossomáticas e está intimamente associada ao conceito de pensamento operatório de Marty e de M'Uzan (1963). No decurso das investigações conduzidas por Nemiah e Sifneos (1970), sobre o estilo cognitivo e a capacidade para vivenciar afectos por parte dos pacientes psicossomáticos, Sifneos (1973) propôs o termo Alexitimia para designar um conjunto de características afectivas e cognitivas clinicamente observadas nestes pacientes e que os distinguiam dos pacientes neuróticos. No entanto, cedo se verificou que a alexitimia não era específica nem universal nas doenças psicossomáticas e a sua identificação foi feita, igualmente, numa ampla variedade de perturbações psiquiátricas (Krystal, 1987; Lesser, 1981; Lolas & Von Rad, 1989; Nemiah, 1982; Sifneos, 1973, 1991; Taylor, 1987; Taylor, Bagby, & Parker, 1997; Von Rad, 1984).

A alexitimia é encarada como um factor de risco para o desenvolvimento de várias perturbações clínicas sendo, actualmente, consideradas como centrais, para a definição do constructo, as seguintes características: dificuldade em identificar sentimentos e em os distinguir das sensações corporais decorrentes da activação emocional; dificuldade em descrever os sentimentos aos outros; vida de fantasia empobrecida e estilo cognitivo orientado externamente (Taylor, 1994; Taylor, Bagby, & Parker, 1991, 1997).

Vários instrumentos foram desenvolvidos para avaliar as características alexitímicas que, no entanto, têm sido criticados no que respeita às suas propriedades psicométricas.

Em diversas revisões destes instrumentos, a Escala de Alexitimia de Toronto (TAS) surge como o instrumento de auto-avaliação que possui melhores propriedades psicométricas tendo resistido às críticas dirigidas aos outros instrumentos disponíveis (Krystal, 1987; Linden, Wen, & Paulhus, 1995; Noel & Rimé, 1988; Parker, Taylor, Bagby, & Thomas, 1991; Salminen, Saarijärvi, & Äärelä, 1995; Sifneos, 1991; Taylor, Bagby, & Parker, 1991, 1992; Taylor, Ryan, & Bagby, 1985). A última versão desta escala, a Escala de Alexitimia de Toronto de Vinte Itens (TAS-20), resulta de um trabalho continuado por parte dos seus autores para melhorar as propriedades psicométricas da escala e representa uma melhoria significativa face às versões anteriores (TAS e TAS-R) (Bagby, Parker, & Taylor, 1994a,b; Taylor, 1994; Taylor et al., 1997).

A TAS-20 é um instrumento de auto-avaliação constituído por 20 itens. É pedido ao sujeito que registe o seu grau de concordância para cada um dos itens numa escala de tipo Likert de cinco pontos: 1: Discordo totalmente; 2: Discordo em parte; 3: Não concordo nem discordo; 4: Concordo em parte; 5: Concordo totalmente. O instrumento tem mostrado possuir uma adequada consistência interna e precisão teste-reteste. Os estudos de análise factorial revelam a presença de uma estrutura com três factores, congruente com o constructo de alexitimia: Factor 1: Dificuldade em identificar sentimentos e em distingui-los das sensações corporais da emoção; Factor 2: Dificuldade em descrever os sentimentos aos outros; Factor 3: Estilo de pensamento orientado para o exterior. Através da análise factorial confirmatória tem sido possível replicar esta estrutura factorial em diversas amostras,

clínicas e não clínicas, apontando para a estabilidade da mesma. Como a TAS-20 tem sido traduzida para diversas línguas, esta estrutura factorial foi, igualmente, validada cruzadamente com amostras de diferentes países. Estudos de validade convergente e discriminativa, bem como a replicabilidade em diversas amostras da estrutura factorial do instrumento, têm contribuído para a demonstração da sua validade de construção (Bagby et al., 1994a,b; Bressi et al., 1996; Lee, Rim, & Lee, 1996; Pandey, Mandal, Taylor, & Parker, 1996; Parker, Bagby, Taylor, Endler, & Schmitz, 1993; Taylor et al., 1997).

Na adaptação de um instrumento para um outro idioma devem ser seguidos vários procedimentos para demonstrar a equivalência linguística entre a nova versão e a original, bem como efectuar estudos para avaliar a precisão e validade da nova versão (Spielberger & Sharma, 1976). O objectivo do presente trabalho é o de apresentar os passos seguidos na adaptação para Portugal da TAS-20 e apresentar os resultados dos estudos de validação cruzada da estrutura factorial, de consistência interna e de precisão teste-reteste.

## **2. ADAPTAÇÃO PORTUGUESA DA TAS-20**

### **2.1. Preparação de uma tradução preliminar da TAS-20 e sua avaliação**

A tarefa de tradução dos itens foi simplificada visto existir uma adaptação para Portugal da versão original de 26 itens da escala (TAS) (Paulino, Barbosa, Godinho, & Santos, 1996).

Como 14 dos itens da TAS se mantêm na TAS-20 (itens 1 a 14) decidiu-se, na medida em que o procedimento de adaptação adoptado para a versão portuguesa da TAS seguiu as directivas anteriormente referidas, adoptar a tradução dos 14 itens comuns para a presente adaptação da TAS-20 e traduzir os 6 itens novos (itens 15 a 20).

De acordo com as indicações de Spielberger e Sharma (1976) foi respeitado o formato e instruções da versão original e o conteúdo e forma gramatical dos itens. Na medida em que os itens, na versão original, estavam formulados de uma forma simples, não continham expressões idiomáticas e não colocavam problemas de relevância do conteúdo para a cultura portuguesa, procurou-se, tanto quanto possível, efectuar uma tradução literal dos mesmos.

A tradução dos 6 novos itens foi avaliada como estando correcta por 5 docentes da Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade de Lisboa<sup>1</sup>.

A retroversão foi efectuada apenas para os 6 itens novos uma vez que os restantes tinham sido objecto do mesmo procedimento, conforme o relatado pelos autores (Paulino et al., 1996). A retroversão destes 6 itens foi efectuada por 3 leitores de Inglês da Faculdade de Letras da Universidade de Lisboa<sup>2</sup> que desconheciam o original inglês. Não foram encontradas discrepâncias entre a retroversão e o original.

Conjugando estes resultados com os relatados pelos autores da primeira versão em português da TAS, é possível considerar que

1 Gostaríamos de agradecer a colaboração prestada, neste âmbito, pelos Professores António Barbosa e Luís Miguel Neto, pelas Dras Isabel Fernandes e Fátima Andersen e pelo Dr. Telmo Baptista.

2 Gostaríamos de agradecer a colaboração prestada, neste âmbito, pelas Dras Isabel Mealha e Maria Luisa Falcão e pelo Dr. John Elliott.

esta versão experimental portuguesa da TAS-20 possui uma adequada validade de conteúdo (Spielberger & Sharma, 1976).

## **2.2. Demonstração da equivalência linguística cruzada entre o original e a versão portuguesa.**

As duas versões — inglesa e portuguesa — do instrumento foram aplicadas a uma amostra de sujeitos bilingues. A amostra é constituída por 25 estudantes universitários (23 do sexo feminino e 2 do sexo masculino) do curso de tradução de Inglês do ISLA<sup>3</sup> que participaram voluntariamente no estudo. A média das idades é de 21.84, com um desvio padrão de 2.13, sendo a idade mínima de 19 anos e a máxima de 27 anos.

As duas versões do instrumento foram aplicadas no mesmo dia, numa única sessão, e, para controlar eventuais efeitos de ordem de aplicação, sensivelmente metade do grupo (n=13) respondeu primeiro à versão portuguesa e a outra metade (n=12) à versão inglesa. Para controlar possíveis efeitos de memória, a aplicação da forma portuguesa e inglesa do instrumento foi intervalada com a aplicação de dois outros instrumentos que, no seu conjunto, totalizavam 140 itens.

Para avaliar a consistência entre as duas versões foi calculado o coeficiente de correlação momento-produto de Pearson para cada par de itens e para os totais. A correlação obtida para o resultado total foi de 0.91 ( $p < 0.001$ ) o que pode ser considerado

um excelente resultado, significativo da equivalência da tradução face ao original. As correlações obtidas para cada par de itens<sup>4</sup> foram todas estatisticamente significativas ( $p < 0.001$ , excepto para os itens 14 e 20 em que  $p < 0.05$ ), com valores de correlação situados entre 0.95 (item 18) e 0.44 (item 11)<sup>5</sup>.

## **2.3. Demonstração da precisão e validade do instrumento**

Neste âmbito foram efectuados dois estudos: um para o estudo da estrutura factorial e da consistência interna do instrumento e outro para o estudo da precisão teste-reteste. Para cada um destes estudos foram constituídas duas amostras.

### *Estudo 1: Estudo da estrutura factorial do instrumento e da sua consistência interna*

#### *Caracterização das amostras:*

#### *Amostra 1: Adultos sem queixa*

Trata-se de uma amostra heterogénea, no que respeita ao sexo, idade e actividade profissional, da região de Lisboa. É constituída por 133 adultos sem queixa, 63 (47.37%) do sexo masculino e 70 (5.63%) do sexo feminino. A média de idades é de 35.62, com um desvio padrão de 10.30, sendo a idade mínima de 18 anos e a máxima de 64 anos.

A escolaridade está representada pelo número máximo de anos completos de escolaridade. A média da escolaridade é de 11.05

<sup>3</sup> Gostaríamos de agradecer a colaboração e as facilidades concedidas pelo ISLA na pessoa da Dra. Margarida Carvalho.

<sup>4</sup> A utilização de um coeficiente de correlação paramétrico para estimar as correlações entre os pares de itens pode ser questionável. No entanto, estas correlações revelam-se igualmente significativas quando se utiliza o coeficiente de correlação não paramétrico Tau de Kendall.

anos, com um desvio padrão de 3.34, sendo o mínimo de 4 anos de escolaridade e o máximo de 17.

No que respeita à actividade profissional, os sujeitos distribuem-se por oito dos nove grandes Grupos Profissionais da Classificação Nacional das Profissões (Instituto do Emprego e Formação Profissional, 1994). Não houve sujeitos classificados no Grande Grupo 6 - Agricultores e Trabalhadores Qualificados da Agricultura e Pescas - o que, tratando-se de uma população urbana, nos parece natural. Onze indivíduos (8.27%) não se encontravam, na altura, a exercer actividade profissional.

Amostra 2: Estudantes universitários:

A amostra é constituída por 298 estudantes universitários - 139 (46.64%) do sexo masculino e 159 (53.36%) do sexo feminino - que frequentam diversos cursos da Universidade de Lisboa, Universidade Técnica de Lisboa e da Universidade Católica de Lisboa. A média das idades é de 24.35, com um desvio padrão de 6.87, sendo a idade mínima de 18 anos e a máxima de 62 anos.

## PROCEDIMENTO

Tendo sido explicado aos sujeitos o objectivo do estudo - adaptação para Portugal do instrumento em questão - estes completaram-no de forma voluntária e anónima.

*Procedimento estatístico:*

A análise factorial confirmatória foi utilizada com o objectivo de avaliar a replicabilidade do modelo de três factores da TAS-20.

Utilizou-se o modelo desenvolvido por Bagby et al. (1994a) e Parker et al. (1993) no qual cada item é considerado como sendo uma medida de apenas um factor latente. Como se hipotetiza uma associação entre os três factores do constructo de alexitimia foi avaliado um modelo oblíquo. De acordo com as recomendações de Cole (1987) foram usados quatro critérios para avaliar a qualidade de ajustamento entre o modelo hipotético e os dados em análise. Estes mesmos critérios foram usados por Bagby et al. (1994a) e por Parker et al. (1993):

a) Qui-quadrado: um qui-quadrado não significativo é considerado como um indicador de boa adequação do modelo. No entanto, alguns problemas são levantados pelo uso do qui-quadrado, nomeadamente a sua relação com amostras de grande dimensão, pelo que é aconselhável utilizar outros índices de qualidade de ajustamento (Cole, 1987).

b) Índice de qualidade de ajustamento (GFI): Um  $GFI \geq 0,85$  é considerado como indicador de boa adequação.

c) GFI Corrigido (AGFI): Um  $AGFI \geq 0,80$  é considerado como indicador de boa adequação.

d) Raiz Quadrada da Média Quadrática Residual (*Root Mean Square Residual*)<sup>6</sup> (*RMS*)  $< 0,10$  é considerado como indicador de boa adequação.

*Análise e discussão dos resultados*

Análise factorial confirmatória

Os resultados encontram-se no Quadro 1 onde se apresentam os parâmetros estimati-

<sup>5</sup> Informação mais detalhada sobre os resultados obtidos pode ser encontrada em Prazeres, N. (1996)

vos das saturações dos itens nos respectivos factores para as duas amostras.

Relativamente aos indicadores de qualidade de ajustamento verifica-se, para a Amostra 1 (adultos sem queixa), um qui-quadrado significativo [ $\chi^2=226.710$  ( $df=167$ ),  $p=0.001$ ], resultado que habitualmente é encontrado quando se utilizam grandes amostras. No entanto, o GFI (0.856), o AGFI (0.819) e o RMS (0.089) são todos adequados, indicando que o modelo em três factores pode ser aceite para a explicação dos dados. Para a Amostra

2 (estudantes universitários) verifica-se, igualmente, um qui-quadrado significativo [ $\chi^2=305.540$  ( $df=167$ ),  $p=0.001$ ], encontrando-se todos os restantes índices —GFI (0.906), AGFI (0.881) e RMS (0.062)— de acordo com os critérios de bom ajustamento. Este padrão de resultados é similar ao obtido em outros estudos (Bressi et al., 1996; Lee et al., 1996; Pandey et al., 1996; Parker et al., 1993).

Os resultados apresentados no Quadro 1 mostram que, essencialmente, a estrutura

**Quadro 1.—Análise Factorial Confirmatória  
(Modelo em 3 factores)**

Itens	Amostra 1: Adultos sem queixa (N=133)			Amostra 2: Estudantes universitários (N=298)		
	F1	F2	F3	F1	F2	F3
1	0.645			0.696		
3	0.412			0.582		
6	0.659			0.551		
7	0.607			0.674		
9	0.699			0.783		
13	0.694			0.649		
14	0.554			0.550		
2		0.703			0.684	
4		0.454			0.596	
11		0.575			0.692	
12		0.336			0.264	
17		0.453			0.365	
5			0.015*			0.365
8			0.290			0.281
10			0.201			0.475
15			0.758			0.425
16			0.489			0.372
18			0.127*			0.438
19			0.121*			0.461
20			0.209			0.442

Nota: \* Itens que não saturam significativamente ( $p>.05$ ) no respectivo factor. F1: Dificuldade em identificar sentimentos e em distingui-los das sensações corporais da emoção; F2: Dificuldade em descrever os sentimentos aos outros; F3: Estilo de pensamento orientado para o exterior.

factorial original da TAS-20 se mantém na versão portuguesa do instrumento, verificando-se que os itens possuem, globalmente, uma correlação significativa com o respectivo factor. Na Amostra 1 (adultos sem queixa) encontram-se, no entanto, três itens no 3º factor - 5, 18 e 19 - que não saturam significativamente no factor, o que pode ser devido ao facto de se tratar de uma amostra heterogénea de dimensão relativamente reduzida. De facto, se atendermos aos resultados obtidos para a Amostra 2 (estudantes universitários), que possui uma dimensão bastante superior, verificamos que este problema desaparece, apresentando todos os itens uma correlação significativa com o respectivo factor. Na medida em que a Amostra 1 (adultos sem queixa) possui um nível de escolaridade globalmente inferior ao da Amostra 2 (estudantes universitários) torna-se, igualmente, necessário esclarecer a possível influência desta variável na forma de responder aos itens. De facto, o nível de escolarida-

de pode influenciar o modo como alguns itens são compreendidos e, deste modo, resultar num padrão de correlações ligeiramente alterado.

Para a Amostra 1 (adultos sem queixa) o padrão de correlações entre os factores (Quadro 2) tende a ser semelhante ao encontrado na maioria das amostras com as quais o instrumento tem sido estudado, no sentido em que se verifica uma forte associação entre o 1º e o 2º factores e uma associação significativa, mas de baixa magnitude, entre os factores 1 e 3 (Bagby et al., 1994a; Parker et al., 1993). Na Amostra 2 (estudantes universitários) o padrão de correlações tende, também, a ser semelhante, excepto para a correlação entre os factores 1 e 3 que não é significativa.

A forte correlação existente entre o factor 1 e 2, consistente com os estudos prévios (Bagby et al., 1994a; Parker et al., 1993), está de acordo com o esperado teoricamente já que a capacidade para comunicar sentimentos

**Quadro 2.—Parâmetros estimativos da relação entre factores**

	Amostra 1		Amostra 2	
	F1	F2	F1	F2
<b>F2</b>	0.839	—	0.801	—
<b>F3</b>	0.228	0.476	0.025*	0.232

Nota: \* Correlação não significativa ( $p > .05$ ). Amostra 1: Adultos sem queixa; Amostra 2: Estudantes universitários. F1: Dificuldade em identificar sentimentos e em distingui-los das sensações corporais da emoção; F2: Dificuldade em descrever os sentimentos aos outros; F3: Estilo de pensamento orientado para o exterior.

se relaciona, naturalmente, com a capacidade de os reconhecer em si próprio. A correlação moderada entre o factor 2 e o factor 3 é, também, teoricamente congruente uma vez que um estilo cognitivo orientado para o exterior

(F3) se caracteriza pela reduzida referência aos sentimentos do indivíduo, aspecto implicado no F2.

A ausência de uma correlação significativa entre os factores 1 e 3 na Amostra 2

(estudantes universitários), que se verificou, igualmente, numa amostra alemã (Parker et al., 1993) e numa amostra canadiana (Bagby et al., 1994a), ambas de estudantes universitários, pode indicar que, em algumas amostras de população universitária, tais factores tendem a não estar relacionados. No entanto, como os dados são contraditórios, uma vez que esta correlação se mostra significativa, por exemplo, nas amostras americana e canadiana de estudantes universitários (Parker et al., 1993), este aspecto deverá ser mais amplamente investigado tendo em atenção, nomeadamente, características eventualmente diversas destas amostras. Saliente-se que a ausência de correlação significativa entre estes factores (F1 e F3) não põe em questão o modelo em três factores da TAS-20 que se tem mostrado como mais adequado na explicação dos dados do que os modelos em dois e um factor (Bagby et al., 1994a).

### *Estatística descritiva e análise da consistência interna*

O coeficiente alfa de Cronbach (Quadro 3) para o instrumento completo é de 0.79, em ambas as amostras, podendo considerar-se que estamos perante um instrumento com adequada consistência interna. No quadro 3 são, também, apresentados os coeficientes alfa por factor verificando-se uma boa consistência interna para o factor 1 e uma menor consistência interna para os factores 2 e 3. A consistência interna do factor 3 na Amostra 1 (adultos sem queixa), bastante inferior à dos factores 1 e 2, pode dever-se à presença dos três itens que não saturam significativamente neste factor, reduzindo, assim, a sua consistência. Deste modo, na Amostra 2 (estudantes universitários), na qual todos os itens do factor 3 saturam significativamente neste, a sua consistência eleva-se consideravelmente em relação à Amostra 1. No entanto, torna-se necessária uma investigação mais ampla para determinar se a baixa homogeneidade dos itens no factor 3 reflecte a dimensão relativamente reduzida da amostra, a influência do nível de escolaridade ou uma diferença cultural no conceito de pensamento orientado externamente.

**Quadro 3.—Médias, desvios padrão e consistência interna da TAS-20 e seus três factores**

	Amostra 1			Amostra 2		
	Média	DP	Coefficiente alfa	Média	DP	Coefficiente alfa
<b>TAS-20</b>	46.80	11.79	0.79	47.17	10.81	0.79
<b>Factor 1</b>	15.96	6.68	0.80	16.78	6.29	0.83
<b>Factor 2</b>	12.80	4.30	0.64	13.72	4.22	0.65
<b>Factor 3</b>	18.05	4.31	0.44	16.67	4.49	0.60

Nota: Amostra 1: Adultos sem queixa; Amostra 2: Estudantes universitários. F1: Dificuldade em identificar sentimentos e em distingui-los das sensações corporais da emoção; F2: Dificuldade em descrever os sentimentos aos outros; F3: Estilo de pensamento orientado para o exterior.

Se compararmos as médias obtidas para o resultado total nas duas amostras portuguesas (Quadro 3), verificamos que são bastante próximas. Pela leitura do Quadro 4 é possível verificar a proximidade entre os resultados obtidos para as amostras portuguesas e os

dados normativos, para estudantes universitários e adultos sem queixa, apresentados por Bagby, Taylor e Parker (1992) no Congresso da Sociedade Americana de Psicossomática em Nova Iorque.

**Quadro 4.—Características de amostras canadianas e portuguesas e valores obtidos pelas mesmas na TAS-20**

Amostras	Idade			TAS-20		
	Média	DP	Mínimo/ máximo	Média	DP	Mínimo/ máximo
<b>Amostras canadianas</b>						
Estudantes universitários						
Homens (n=159)	21.88	4.21	17-44	47.40	9.77	22-77
Mulheres (n=242)	21.43	3.73	18-44	47.38	10.96	21-84
Adultos sem queixa						
Homens (n=55)	38.99	12.30	27-80	47.18	10.56	26-69
Mulheres (n=84)	39.79	9.63	27-72	46.13	9.75	26-74
<b>Amostras portuguesas</b>						
Estudantes universitários						
Homens (n=139)	24.05	7.69	18-62	48.88	11.07	25-77
Mulheres (n=159)	24.62	6.08	18-52	45.67	10.38	26-75
Adultos sem queixa						
Homens (n=63)	34.90	9.33	20-63	47.11	11.07	25-74
Mulheres (n=70)	36.27	11.13	18-64	46.53	12.48	22-73

#### *Estudo 2: Estudo da precisão teste-reteste*

Foram efectuados dois estudos de precisão teste-reteste, um com um intervalo de três semanas entre as aplicações e outro com um intervalo de seis semanas, ambos com amostras de estudantes universitários. Em ambos os estudos, os estudantes foram informados que o objectivo era o da adaptação do instrumento para Portugal e participaram de

forma voluntária e anónima. Não foi dada qualquer indicação de que se procederia a uma segunda aplicação.

O estudo da precisão teste-reteste com três semanas de intervalo foi efectuado com uma amostra de estudantes universitários do 1º ano do Ramo Educacional das licenciaturas em História e em Línguas e Literaturas Modernas<sup>7</sup> da Faculdade de Letras da Universidade de Lisboa tendo sido possível constituir, no final,

6 No original: Root Mean Square Residual. Agradecemos a proposta de tradução feita por um grupo de docentes do Laboratório de Estatística e Análise de Dados (LEAD) da Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade de Lisboa

7 Gostaríamos de agradecer aos Drs. Júlio Pires e Manuel Pinto a colaboração prestada neste âmbito

55 conjuntos completos de protocolos. A média das idades é de 28.09, com um desvio padrão de 9.25, sendo a idade mínima de 21 anos e a máxima de 62 anos. No que respeita ao sexo, 42 são do sexo feminino e 13 do sexo masculino.

O estudo da precisão teste-reteste com seis semanas de intervalo foi efectuado com uma amostra de estudantes universitários do 3º ano das licenciaturas em Psicologia e em Ciências da Educação da Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade de Lisboa tendo sido possível constituir, no final, 34 conjuntos completos de protocolos. A média das idades é de 23.53, com um desvio padrão de 5.66, sendo a idade mínima de 20 anos e a máxima de 44 anos. No que respeita ao sexo, 29 são do sexo feminino e 5 do sexo masculino.

Para o cálculo da precisão utilizou-se o coeficiente de correlação momento-produto de Pearson. O resultado obtido foi de 0.90 ( $p < 0.001$ ) para o estudo da precisão teste-reteste com três semanas de intervalo e de 0.86 ( $p < 0.001$ ) para o estudo da precisão

teste-reteste com seis semanas de intervalo. Estes resultados permitem considerar a existência de uma excelente precisão teste-reteste com três e seis semanas de intervalo.

### 3. CONCLUSÃO

Os resultados dos estudos efectuados mostram que a tradução portuguesa da TAS-20 possui uma estrutura factorial comparável à estrutura factorial em três factores da versão inglesa da escala. Verifica-se, igualmente, uma adequada consistência interna para a escala completa e uma excelente precisão teste-reteste com três e seis semanas de intervalo. Embora se considere necessária a realização de mais estudos que permitam avaliar a validade convergente e discriminativa da tradução portuguesa da escala, os resultados obtidos suportam a sua utilização como um instrumento de rastreio da alexitimia em populações portuguesas.

### REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Bagby, R. M., Parker, J. D. A., & Taylor, G. J. (1994a). "The Twenty-Item Toronto Alexithymia Scale-I. Item selection and cross-validation of the factor structure." *Journal of Psychosomatic Research*, 38 (1), 23-32.
- Bagby, R. M., Parker, J. D. A., & Taylor, G. J. (1994b). "The Twenty-Item Toronto Alexithymia Scale-II. Convergent, discriminant, and concurrent validity." *Journal of Psychosomatic Research*, 38 (1), 33-40.
- Bagby, R. M., Taylor, G. J., & Parker, J. D. A. (1992). *Reliability and validity of the 20-item revised Toronto Alexithymia Scale*. Comunicação apresentada no congresso da Sociedade Americana de Psicossomática, Nova Iorque.

- Bressi, C., Taylor, G. J., Parker, J. D. A., Bressi, S., Brambilla, V., Aguglia, E., Allegranti, I., Bongiorno, A., Giberti, F., Bucca, M., Todarello, O., Callegari, C., Vender, S., Gala, C., & Invernizzi, G. (1996). "Cross validation of the factor structure of the 20- Item Toronto Alexithymia Scale: an Italian Multicenter Study". *Journal of Psychosomatic Research*, *41*, 551-559.
- Cole, D. A. (1987). "Utility of confirmatory factor analysis in test validation research." *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, *55* (4), 584-594.
- Instituto do Emprego e Formação Profissional (1994). *Classificação nacional das profissões. Versão 1994*. Lisboa: Instituto do Emprego e Formação Profissional.
- Krystal, H. (com Krystal, J. H.). (1987). *Integration and Self-Healing. Affect - Trauma - Alexithymia*. Hillsdale: The Analytic Press.
- Lee, Y.H., Rim, H.D., & Lee, J.Y. (1996). "Development and validation of a Korean version of the 20-Item Toronto Alexithymia Scale (TAS-20K)." *Journal of Korean Neuropsychiatric Association*, *35*, 888-899.
- Lesser, I. M. (1981). "A review of the alexithymia concept". *Psychosomatic Medicine*, *43* (6), 531-543.
- Linden, W., Wen, F., & Paulhus, D. L. (1995). "Measuring alexithymia: reliability, validity, and prevalence." In J. N. Butcher & C. D. Spielberger, (Eds.) *Advances in personality assessment* (vol.10, pp. 51-95). Hillsdale, New Jersey: Lawrence Erlbaum Associates, Publishers.
- Lolas, F., & Von Rad, M. (1989) "Alexithymia." In S. Cheren.(Ed.) *Psychosomatic Medicine: Theorie, Physiology, and Practice* (vol I, pp. 189-241). Madison: International Universities Press, Inc.
- Marty, P., & M'Uzan (1963) "La pensée opératoire." *Revue Française de Psychanalyse*, *27* (suppl.), 345-356. Paris: Presses Universitaires de France.
- Nemiah, J. C. (1982). "A reconsideration of psychological specificity in psychosomatic disorders." *Psychotherapy and Psychosomatics*, *38*, 39-45.
- Nemiah, J. C., & Sifneos, P. E. (1970). "Psychosomatic illness: a problem in communication." *Psychotherapy and Psychosomatics*, *18*, 154-160.
- Noël, M.-P., & Rimé, B. (1988). "Operatory thinking, alexithymia, and psychosomatic investigation: a critical review." *Cahiers de Psychologie Cognitive, European Bulletin of Cognitive Psychology*, *8* (6), 573-599.
- Pandey, R., Mandal, M.K., Taylor, G.J., & Parker, J.D.A. (1996). "Cross-cultural alexithymia: development and validation of a Hindi translation of the Twenty-Item Toronto Alexithymia Scale." *Journal of Clinical Psychology*, *52*, 173-176.
- Parker, J. D. A., Bagby, R. M., Taylor, G. J., Endler, N. S., & Schmitz, P. (1993). "Factorial validity of the 20-Item Toronto Alexithymia Scale." *European Journal of Personality*, *7*, 221-232.
- Parker, J. D. A., Taylor, G. J., Bagby, R. M., & Thomas, S. (1991). "Problems with measuring alexithymia." *Psychosomatics*, *32* (2), 196-202.

- Paulino, M., Barbosa, A., Godinho, J., & Santos, M. (1996). "Reliability and Criterion validity of a portuguese version of the Toronto Alexithymia Scale." *Acta Psiquiátrica Portuguesa*, 42 (3), 451-456.
- Prazeres, N. (1996). *Ensaio de um estudo sobre alexitimia com o Rorschach e a Escala de Alexitimia de Toronto (TAS-20)*. (Dissertação de Mestrado, Universidade de Lisboa), policopiado.
- Salminen, J. K., Saarijärvi, S., Äärelä, E. (1995) "Two decades of alexithymia." *Journal of Psychosomatic Research*, 39 (7), 803-807.
- Sifneos, P. E. (1973). "The prevalence of 'alexithymic' characteristics in psychosomatic patients." *Psychotherapy and Psychosomatics*, 22, 255-262.
- Sifneos, P. E. (1991). "Affect, emotional conflict, and deficit: an overview." *Psychotherapy and Psychosomatics*, 56, 116-122.
- Spielberger, C. D., & Sharma, S. (1976). "Cross-cultural measurement of anxiety." In C. D. Spielberger & Rogelio Diaz-Guerrero (Eds.), *Cross-cultural anxiety* (pp. 13-25). Washington: John Wiley & Sons.
- Taylor, G. J. (1987). *Psychosomatic medicine and contemporary psychoanalysis*. Madison: International Universities Press, Inc.
- Taylor, G. J. (1994). "The alexithymia construct: conceptualization, validation, and relationship with basic dimensions of personality." *New Trends in Experimental and Clinical Psychiatry*, X (2), 61-74.
- Taylor, G. J., Bagby, R. M., & Parker, J. D. A. (1991). "The alexithymia construct: a potential paradigm for psychosomatic medicine." *Psychosomatics*, 32 (2), 153-164.
- Taylor, G. J., Bagby, R. M., & Parker, J. D. A. (1992). "The Revised Toronto Alexithymia Scale: some reliability, validity, and normative data." *Psychotherapy and Psychosomatics*, 57, 34-41.
- Taylor, G. J., Bagby, R. M., & Parker, J. D. A. (1997). *Disorders of affect regulation. Alexithymia in medical and psychiatric illness*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Taylor, G. J., Ryan, D., & Bagby, R. M. (1985). "Toward the development of a new self-report alexithymia scale." *Psychotherapy and Psychosomatics*, 44, 191-199.
- Von Rad, M. (1984). "Alexithymia and symptom formation." *Psychotherapy and Psychosomatics*, 42, 80-89.