

## ***Estudos da Consistência Interna e Fatorial Confirmatório da Escala Toronto de Alexitimia-20 (ETA-20)***

**Daniela Wiethaeuper<sup>1</sup>**  
**Marcos Alencar Abaide Balbinotti**  
**Cátula Pelisoli**  
**Marcus Levi Lopes Barbosa**

*Universidade do Vale do Rio dos Sinos, São Leopoldo, Brasil*

### **Resumo**

O objetivo deste estudo é verificar as qualidades métricas da ETA-20 (Escala Toronto de Alexitimia-20) com estudantes universitários brasileiros comparando-as com os resultados de outros países. A amostra constitui-se de 489 estudantes de ambos os sexos e com idades variando de 16 a 51 anos, do ensino superior, da rede privada. O índice Alpha de Cronbach obtido ( $\alpha=0,765$ ) para a escala total, com foi comparável com as outras amostras dos outros estudos (que variaram de 0,68 a 0,84). Os resultados de adequação ao modelo tridimensional para a amostra brasileira ( $\chi^2/gf=3,67$ ; GFI=0,881; AGFI=0,851; RMSEA=0,074) são equivalentes àqueles apresentados em estudos de outros países. Os resultados indicam que o modelo original tri-dimensional pode ser replicado e transposto para a cultura brasileira.

*Palavras-chave:* Alexitimia; estudantes; validade.

### **Estudios de la Consistencia Interna y Factorial Confirmatorio de la Escala Toronto de Alexitimia-20 (ETA-20) con Estudiantes Brasileños**

#### **Compendio**

El objetivo de este estudio es verificar las cualidades métricas del ETA-20 (Escala Toronto de Alexitimia-20) con una muestra de estudiantes universitarios brasileños e, comparar los resultados conseguidos aquí con los de otros países. Constituyó-se a muestra de 489 estudiantes de ambos los sexos y con edades de 16 a 51 años, de la educación superior, de la red privada. El índice Alpha de Cronbach ( $\alpha=0,765$ ) para la escala total, con la muestra fuera comparable con las otras muestras de estudiantes, de otros países (esos habían variado de 0,68 los 0,84). Los resultados de la adecuación al modelo tridimensional, para la muestra brasileña ( $\chi^2/gf=3,67$ ; GFI=0,881; AGFI=0,851; RMSEA=0,074), son perfectamente comparables a éstos presentados en estudios de otros países.

*Palabras-clave:* Alexitimia; estudiantes; test.

### **Reliability and Confirmatory Factorial Analysis of the Toronto Alexithimia Scale-20 (TAS-20) with Brazilian Students**

#### **Abstract**

The objective of this study is to verify metric qualities of this inventory with Brazilian university students, and to compare the results with those obtained by other countries. The sample was constituted of 489 students of both sexes, ages varying from 16 to 51 years, coming from a private university. The index Cronbach's Alpha obtained ( $\alpha=0,765$ ) for the total scale, was comparable to the other studies (varying from 0,68 to 0,84). The results of the adequacy of the three-dimensional model for the Brazilian sample ( $\chi^2/gf=3,67$ ; GFI=0,881; AGFI=0,851; RMSEA=0,074) are also equivalent to those presented in the other studies. Concluding, the results indicate that the original three-dimensional model can be replicated and transposed to the Brazilian culture.

*Keywords:* Alexithymia; students; Test validity.

Esta pesquisa visa a explorar, a partir de dados colhidos na realidade brasileira, qualidades métricas da versão brasileira da Escala Toronto de Alexitimia (ETA-20<sup>2</sup>), a partir de uma amostra de estudantes de uma universidade privada do sul do Brasil. Ainda, pretende-se explorar possíveis semelhanças e diferenças nos dados obtidos com

esta amostra e as de outros países. Para melhor responder a estes objetivos, apresentam-se, inicialmente, aspectos referentes ao plano teórico relativo à alexitimia e, posteriormente, os aspectos referentes ao plano empírico também relativo a este mesmo construto, mas apresentando alguns resultados importantes de pesquisa onde, de certa forma, já foram exploradas estas qualidades em outros países.

#### **Alexitimia no Plano Teórico**

No plano teórico (Nemiah, Freyberger, & Sifneos, 1976; Nemiah & Sifneos, 1970; Sifneos, 1972, 1973; Taylor, Bagby,

<sup>1</sup> Endereço: Rua Luzitana 1398/501, Bairro: Higienópolis, Porto Alegre-RS CEP: 90520-080, Fone: 55 (51) 3342-3852, Fax: 55 (51) 3337-1547, E-mail: dwietha@terra.com.br ou balbinotti@bios.unisinos.br

<sup>2</sup> Direitos de adaptação e uso da versão brasileira de Wiethaeuper e Balbinotti (2003).

& Parker, 1997), a Alexitimia é definida como um construto multidimensional embasado na incapacidade ou dificuldade de identificar, distinguir ou conscientizar-se dos próprios sentimentos emocionais subjetivos (emoções e estados de ânimo). Foi originalmente concebido para descrever um grupo de características cognitivas e afetivas observado em pacientes psicossomáticos. O significado da palavra, a partir das raízes gregas, seria *A* (falta, sem), *lexis* (palavra) e *thimos* (afeto), ou seja, sem palavras para os afetos.

Mais especificamente, Nemiah e Sifneos (1970) definem a Alexitimia como possuindo as seguintes características: a) notável dificuldade de identificar e descrever sentimentos; b) dificuldade de fazer distinção entre sentimentos e sensações corporais provindos de excitações internas; c) carência de fantasias e processos imaginários marcadamente constrictos; d) estilo cognitivo concreto e baseado na realidade tão somente – também entendido como pensamento externamente orientado ou pensamento operatório; e, finalmente, e) alto grau de conformidade social com pouco contato destes indivíduos com suas próprias realidades psíquicas (Nemiah, Freyberger, & Sifneos, 1976; Nemiah & Sifneos, 1970; Taylor, Bagby, & Parker, 1991). Com o desenvolvimento das ciências cognitivas, hoje é possível definir que tais processos refletem um déficit na capacidade cognitiva de processar e regular emoções (Krystal, 1988; Lane & Schwartz, 1987; Taylor, 1992a), constituindo-se em um mecanismo psicopatológico de uma ampla variação de importantes psicopatologias e de condições de saúde precárias (Taylor, Bagby, & Parker, 1997).

Mesmo que ainda pouco explorada no Brasil (Yoshida, 2000), a Alexitimia tem tido considerável atenção na literatura psiquiátrica e na medicina psicossomática mundial (Acklin & Alexander, 1988; Krystal, Giller, & Cicchetti, 1986; Lesser, 1985; Lolas, & Von Rad, 1989; Nakao, Barsky, Kumano, & Kuboki, 2002; Taylor, 1984; Taylor, Bagby, & Parker, 1991; Von Rad, 1983). Recentemente, têm sido teoricamente hipotetizadas as relações deste construto com asma (Feldman, Lehrer, & Hochron, 2002), transtornos sexuais (Brody, 2003; Madioni & Mammana, 2001; Wise, Simpson, & Sheridan, 2000), psoríase (Fortune, Richards, Griffiths, & Main, 2002; Xiao, Cheng, & Wang, 2002), hipertensão (Lu, Yue, & Shu, 2001; Peters, 2002), transtornos alimentares (Ciano, Rocco, Angarano, Biasin, & Balestrieri, 2002; De-Panfilis, Salvatore, Avanzini, Gariboldi, & Maggini, 2001; Espina, Ortega, & Ochoa, 2001; Espina, Ortega, Ochoa, & Aleman, 2002; Eizaguirre, Cabezón, Alda, Apellaniz, & Mendez, 2001; Garfinkel & Garner, 1982; Guilbaud, Corcos, Chambry, Paterniti, & Jeammet, 2000), transtornos de ansiedade (Marchesi, Brusamonti, & Maggini, 2000; Schut, Castonguay, & Borkovec, 2001), e transtornos somatoformes (Bankier, Aigner, & Bach, 2001), dentre muitos outros.

#### Inventários de Alexitimia

Para melhor responder às necessidades teóricas de hipotetizações concernentes às relações apresentadas (e mesmo outras), diversos instrumentos têm sido desenvolvidos para avaliar a alexitimia, como os questionários *Alexithymia Provoked Response Questionnaire* (Krystal, Giller, & Cicchetti, 1986) e *Beth Israel Hospital Psychosomatic Questionnaire* (Sifneos, 1973). As escalas auto-aplicáveis mais utilizadas são a *Analog Alexithymia Scale* (Faryna, Rodenhauer, & Torem, 1986), a *MMPI Alexithymia Scale* (Kleiger & Kinsman, 1980), a *Schalling-Sifneos Personality Scale* (Apfel & Sifneos, 1979) e a *Revised Schalling-Sifneos Personality Scale* (Sifneos, 1986). No entanto, questiona-se sobre a validade e a generabilidade no plano transcultural dos resultados dos estudos que os empregaram (Bagby, Parker, & Taylor, 1991; Norton, 1989; Parker, Bagby, Taylor, Endler, & Schmitz, 1993; Parker, Taylor, Bagby, & Thomas, 1991; Taylor, & Bagby, 1988). Como tentativa de solução desses problemas, Taylor, Ryan e Bagby (1985) desenvolveram a Escala Toronto de Alexitimia (TAS-26).

#### A Escala Toronto de Alexitimia

Taylor, Ryan e Bagby (1985) desenvolveram a Escala Toronto de Alexitimia a fim de obter uma medida transcultural válida deste construto. Esta escala auto-aplicável continha inicialmente 26 itens. Em sua utilização inicial demonstrou satisfatórios índices de consistência interna, validade teste-reteste, validade convergente e divergente e, por fim, estrutura replicável de quatro fatores congruentes com o construto em questão (Bagby, Taylor, Parker, & Loiseau, 1990; Taylor, Bagby, Ryan, & Parker, 1990). Os fatores eram: 1) dificuldade de identificar e distinguir sentimentos e sensações corporais; 2) dificuldade de descrever sentimentos; 3) devaneios reduzidos, ou seja, processos imaginários constrictos; e, finalmente, 4) pensamento orientado ao exterior. Com a TAS-26, foi possível discriminar pacientes ambulatoriais alexitímicos de não alexitímicos, sob a base de pontuações em entrevistas clínicas (Taylor & Bagby, 1988). Consistente com observações clínicas, a TAS-26 apresentou correlação positiva e significativa ( $p < 0,05$ ) com medidas de queixas somáticas (Bagby, Taylor, & Atkinson, 1988; Kauhanen, Julkunen, & Salonen, 1991; Taylor, Parker, Bagby, & Acklin, 1992).

Altos índices de alexitimia foram encontrados em amostras de pacientes com transtornos por uso de substâncias psicoativas (Taylor, Parker, & Bagby, 1990), transtornos alimentares (Bourke, Taylor, Parker, & Bagby, 1992; Ciano, Rocco, Angarano, Biasin, & Balestrieri, 2002; De-Panfilis, Salvatore, Avanzini, Gariboldi, & Maggini, 2001; Espina, Ortega, & Ochoa, 2001; Espina, Ortega, Ochoa, & Aleman, 2002; Eizaguirre, Cabezón, Alda, Apellaniz, & Mendez, 2001; Garfinkel & Garner,

1982; Guilbaud, Corcos, Chambry, Paterniti, & Jeammet, 2000), obesidade (Adami, Campostano, Ravera, Leggieri, & Scopinaro, 2001) e transtorno de estresse pós-traumático (Clark, 2001; Leduc, 2002; Zeitlin, Lane, O'Leary, & Schrifft, 1989).

Apesar das propriedades psicométricas da TAS-26 terem sido, de maneira geral, mais satisfatórias que as outras medidas do construto da alexitimia, alguns problemas foram identificados. Esperava-se que todos os itens e fatores fossem moderada e positivamente correlacionados entre si; contudo, o fator que avalia *devaneio reduzido* (fator 3) apresentou correlação negativa com o fator que avaliava a habilidade de distinguir sentimentos de sensações corporais e emoções (Haviland, Hendryx, Cummings, Shaw, & MacMurray, 1991; Taylor et al., 1985). Itens do fator *devaneio reduzido* também apresentaram baixa correlação item-total ( $r < 0,10$ ) com a TAS-26 completa. Pesquisas encontraram ainda, que os 4 fatores expunham diferentes padrões de correlação com medidas de ansiedade, depressão, somatização e introspectividade (Haviland et al., 1991; Hendryx, Haviland, & Shaw, 1991; Kirmayer & Robbins, 1991). A partir destes resultados pouco animadores, alguns pesquisadores chegaram a sugerir que poderia ser mais apropriado usar escores de fatores separados do que escores da escala total (Hendryx et al., 1991; Kirmayer & Robbins, 1991).

Estas limitações fizeram com que Taylor Bagby e Parker (1992) desenvolvessem uma versão mais reduzida da TAS-26, com 23 itens (TAS-23) – Escala Revisada Toronto de Alexitimia e, finalmente, uma versão com 20 itens – a TAS-20 (Bagby, Taylor, & Parker, 1992). Investigações preliminares indicaram que a TAS-20 tinha boa consistência interna (Alpha de Cronbach = 0,81) e validade teste-reteste ( $r = 0,77$ ;  $p < 0,01$ ) depois de um período de 3 semanas e, que essa última versão da escala, superou as limitações da TAS-26, original.

Os resultados das análises fatoriais confirmatórias com a TAS-20 (Bagby, Taylor, & Parker, 1992; Parker, Bagby, Taylor, Endler, & Schmitz, 1993) sugerem que esta versão mede a dimensão geral da alexitimia a partir de três fatores distintos e satisfatoriamente correlacionáveis. Estes três fatores refletem distintas facetas do construto da alexitimia: dificuldade de identificar sentimentos (fator 1); dificuldade de descrever sentimentos para outros (fator 2); e, finalmente, estilo de pensar orientado para o exterior (fator 3). Itens de avaliação da atividade imaginativa foram retirados e por isso, não foi avaliado o fator “devaneio”. Apesar da ausência dos itens que avaliavam a atividade imaginativa, os fatores 2 e 3 parecem refletir a faceta do pensamento operatório do construto da alexitimia, que se caracteriza por um estilo cognitivo que apresenta a preferência por detalhes externos da vida diária mais do que os conteúdos do pensamento relacionados a

sentimentos, fantasias ou outros aspectos de experiências internas pessoais.

#### Alexitimia no Plano Empírico Transcultural

No plano empírico, recentemente tem-se notado um crescente número de estudos transculturais com respeito ao construto alexitimia. Por exemplo, Kirmayer (1987) tem explorado este construto como um fenômeno social e cultural; Prince (1987) o tem estudado em psicoterapias, também observando um viés cultural; e, finalmente, Wierzbicka (1999) tem se preocupado com o estudo das emoções e sentimentos entre diferentes línguas e culturas. Se por um lado, este construto tem despertado a atenção de pesquisadores com vieses transculturais, por outro lado a própria TAS-20 tem sido alvo de dezenas de estudos onde se privilegiam, precisamente, as qualidades métricas desta escala, em diversos contextos culturais e/ou de línguas (e costumes) diferentes daquela onde esta foi concebida. Em um recente estudo (Taylor, Bagby, & Parker, 2003), os autores dedicaram-se em apresentar os resultados de algumas qualidades métricas da TAS-20 utilizada em diferentes línguas e culturas. Estes estudos apresentaram amostras de diferentes populações: pacientes de cuidados primários, adultos normais, pacientes psiquiátricos, pacientes de medicina geral, pacientes psicossomáticos, e, finalmente, estudantes.

Para fins deste estudo, realizado com uma amostra da população de estudantes universitários, destacou-se, da tabela originalmente apresentada por Taylor, Bagby, e Parker (2003), doze países citados cujas qualidades psicométricas foram obtidas com o TAS-20, com amostras de estudantes (ver Tabela 1).

Após a revisão dos estudos listados na Tabela 1 (e mesmo de outros estudos com outras amostras de populações diversas), os autores concluíram que a replicabilidade do modelo em três fatores, encontrados na TAS-20, parece suportar o uso deste instrumento em “culturas altamente diferentes” (p. 282). Sugerem ainda que outras culturas e países (e línguas) deveriam explorar estes dados métricos deste promissor instrumento. Por fim, arriscam-se a considerar a alexitimia um construto universal, que transcende as barreiras culturais (de países, línguas e costumes).

#### Questão Central

Partindo-se dos planos teóricos e empíricos apresentados anteriormente, foi possível formular a seguinte questão de pesquisa: “a partir de dados colhidos na realidade brasileira, poder-se-á encontrar índices similares àqueles encontrados em outros países e/ou culturas onde a TAS-20 já foi aplicado em amostras da população de estudantes?” Para bem responder esta questão, foram empregados procedimentos metodológicos, éticos e estatísticos. Estes procedimentos serão apresentados a seguir.

Tabela 1.  
Índices Estatísticos das Propriedades Métricas Avaliadas a partir do TAS-20 com Amostras de Estudantes de Diversos Países (Taylor, Bagby, & Parker, 2003)

Países	N	Descritiva		$\alpha$	razão $\chi^2/gl$	Ajustamento		
		X(DP)				GFI	AGFI	RMSR
Finlândia	516	38,9	(8,2)	0,76	3,10	0,90	0,88	0,06
França	263	45,8	(9,7)	0,73	—	0,89	0,86	0,07
Bélgica	380	—	—	0,79	2,75	0,87	0,84	—
Alemanha	306	45,3	(10,1)	0,80	2,40	0,88	0,86	0,06
Coreia do Sul	388	51,2	(8,6)	0,76	2,43	0,90	0,88	0,06
Tailândia	299	52,0	(10,4)	0,84	1,86	0,91	0,88	0,06
Noruega	229	40,1	(9,0)	0,79	2,06	0,87	0,84	0,07
Polônia	286	53,7	(9,2)	0,68	2,32	0,89	0,86	0,08
Portugal	298	47,2	(10,8)	0,79	1,83	0,91	0,88	0,06
Espanha	602	50,6	(11,3)	0,78	4,24	0,90	0,88	0,06
Peru	228	55,5	(11,7)	0,70	1,57	0,90	0,90	0,07
Suécia	157	41,6	(9,2)	0,83	1,44	0,88	0,85	—

### Método

#### Procedimento

Inicialmente, contataram-se os coordenadores dos cursos de graduação investigados e, quando necessário, contataram-se outros responsáveis de uma universidade privada do Rio Grande do Sul. O objetivo deste(s) primeiro(s) encontro(s) era obter a permissão livre e esclarecida para entrar nas salas de aula. Assim, entre 5 ou 7 dias anteriores à administração do inventário, todos os estudantes eram convidados a participar, pelo próprio professor. Um dia era marcado, sendo-lhes dito que naquele dia seria aplicado um instrumento de pesquisa por pesquisadores interessados em buscar informações a respeito de suas próprias emoções e estados de ânimo. Os universitários que optassem por não se prestar a responder ao instrumento, poderiam não comparecer no primeiro período de aula, sem dano de qualquer natureza.

Em um segundo momento, após a apresentação formal dos objetivos do estudo (por parte dos pesquisadores) aos universitários, todos que estavam presentes foram convidados a participar, mas sublinhava-se que eles eram livres de não participar ou a desistirem da pesquisa a qualquer momento, presente ou futuro, se assim o desejassem. Para tanto, foi-lhes oferecido um número de telefone (do responsável da pesquisa), para o qual eles poderiam ligar para, entre outras coisas, requerer que seus resultados fossem excluídos das análises. Com a concordância verbal acordada, pedia-se que os universitários (os de 18 anos ou mais) ou o(a) professor(a) assinassem o consentimento informado (livre e esclarecido). Mas, mais uma vez, foi reforçado que, mesmo tendo assinado tal consentimento, eles poderiam requerer em qualquer outro momento futuro, que seus dados fossem retirados das análises. Somente após estas importantes formalidades, dava-se andamento a investigação.

Paralelamente a essa última etapa, pedia-se aos professores para dispensar, sem penalidades, os estudantes que não pre-

tendessem participar do processo. Nenhum estudante efetivamente requereu tal dispensa (excluindo aqueles que nem vieram no primeiro período de aula). Ainda, os universitários estavam assegurados da confidencialidade de suas respostas. Em reconhecimento à participação desses alunos foi-lhes oferecida, gratuitamente, a realização de um teste de interesses profissionais. Explicou-lhes que os resultados deste teste poderiam auxiliá-los na tarefa de decisão, enquanto preferência, por uma área específica dentro de seu curso superior.

#### Participantes

A escolha da amostra foi por conveniência (não-aleatória) com o cuidado de evitar grupos de classes especiais (como graduações de referência, extensões e cursos de pós-graduação). Os 489 estudantes de ambos os sexos e com idades variando de 16 a 51 anos, do ensino universitário, da rede privada, implicados nesta pesquisa estavam regularmente inscritos nos três primeiros semestres e foram recrutados em uma universidade particular de uma cidade do Rio Grande do Sul. Conforme pedido formal dos responsáveis da universidade, o nome da instituição de ensino superior não será mencionado.

#### Instrumentos

Na realidade, foram utilizados dois instrumentos: um *Questionário Sócio-Demográfico Simples* – QSDS – (apenas para controle das variáveis: sexo e idade) e a versão brasileira da *Escala Toronto de Alexitimia* – ETA-20 (Wiethaeuper & Balbinotti, 2003).

A *Escala Toronto de Alexitimia*. A ETA-20 (Wiethaeuper & Balbinotti, 2003) é a versão brasileira da “Toronto Alexithymia Scale” elaborada por Taylor, Ryan e Bagby (1985). Ela foi originalmente elaborada com o objetivo de avaliar, basicamente, três dimensões distintas, mas relacionáveis: 1) dificuldade de identificar sentimentos e sensações corporais; 2) dificuldade de descrever sentimentos para os outros; 3) pen-

samento orientado externamente. Tomadas em conjunto, essas dimensões permitem uma avaliação global do construto “alexitimia” (Bagby, Parker, & Taylor, 1994; Bagby, Taylor, & Parker, 1994; Taylor, Ryan, & Bagby, 1985).

A ETA-20 é constituída de 20 itens referentes às próprias emoções e estados de ânimo dos sujeitos. Cada item é avaliado por uma escala bidirecional em 5 pontos, de tipo Likert, indo de “completamente falso” à “completamente verdadeiro”. Um escore elevado indica um alto grau de alexitimia. O tempo aproximado de aplicação da escala é de 10 minutos. Requerem-se, apenas, respostas sinceras por parte dos sujeitos.

A tradução da ETA-20 seguiu os princípios norteadores sugeridos por Vallerand (1989): duas traduções inversas e paralelas por abordagem avaliativa final de tipo comitê. Esta abordagem foi utilizada, pois permite evitar (ou controlar) que certos possíveis (e por vezes incontroláveis) vieses, devidos a características pessoais de um único tradutor, ocorram. Após as traduções, três profissionais de reconhecido saber na área reuniram-se para discutir, em comitê, sobre a clareza de linguagem e pertinência teórica das questões. Após alguns ajustes menores, julgou-se que a ETA-20 estava própria para uso na população alvo. Ainda, visando uma adequada compreensão por parte dos possíveis sujeitos alvo, utilizou-se um procedimento de análise semântica dos itens sugerido por Pasquali (2003): a utilização de oito juízes retirados da própria população para a qual se quer adaptar (construir ou utilizar) o instrumento, a fim de verificar, por um lado, a compreensibilidade dos itens para o extrato mais baixo da população alvo e, por outro lado, evitar deselegâncias na formulação (adaptação) dos itens para poder-se também atingir, adequadamente, o extrato “mais sofisticado” (p. 107) desta mesma população. As três abordagens realizadas (seja, a primeira, as duas traduções inversas, e, seja a segunda e a terceira, as duas sub-amostras independentes, de 4 sujeitos cada, da própria população alvo), em formato comitê, garantiram, na medida do possível, a clareza, a pertinência e a compreensão do conteúdo dos itens, ao mesmo tempo que a certeza de não haver dificuldades maiores de aplicação.

### Resultados

Para responder adequadamente à questão central desta pesquisa, apresentam-se, sucessiva e sistematicamente, os resultados do índice Alpha de Cronbach (para estudo da consistência interna da escala) e da análise fatorial confirmatória (para o estudo da pesquisa da validade e das aplicações transculturais em psicologia) e as propriedades descritivas básicas por sexo e por fator (Angers, 1992; Berry, Poortinga, Segall, & Dasen, 1992; Bisquera, 1987; Bryman & Cramer, 1999; Dassa, 1999; Cronbach & Meehl, 1955; Hogan & Nicholson, 1988; Jöreskog & Sörbom, 1986; Nunnally, 1978; Pestana & Gageiro, 2003; Reis,

2000; Sirkin, 1999; Taylor, Bagby, & Parker, 2003; Trudel & Antonius, 1991; Vallerand, 1989; Watkins, 1989).

### Índice Alpha de Cronbach

Antes de se chegar às análises propriamente ditas do índice *Alpha* de Cronbach obtido por esta amostra, foram conduzidas estatísticas preliminares que fundamentam este importante índice da consistência interna do ETA-20. Assim, destaca-se que as médias encontradas para cada um dos 20 itens, estudados individualmente, variaram entre 1,71 e 3,14 ( $M=2,32$ ); com desvios-padrão (*DP*) variando entre 1,15 a 1,57. Interpretam-se esses resultados preliminares como sendo satisfatórios, pois não houve uma aderência predominante (seja positiva ou negativa) a nenhum dos itens isolados; itens com médias muito próximas aos valores extremos (1 ou 5). Destaca-se, ainda, que a variabilidade dos resultados foi restrita, denotando-se, assim, certa homogeneidade na dispersão avaliada, independente do item estudado. Já a média encontrada para o instrumento total foi de 46,42 com um desvio-padrão associado de 11,69. Posto que, o intervalo total esperado era de 20 a 100 pontos (com média esperada de 60 pontos) e o observado foi de 23 a 79 (com um intervalo total de 56 pontos e intervalo inter-quartil de 17 pontos), denotam-se valores observados inferiores aos valores esperados. Um teste não paramétrico (Qui-quadrado) para medir a diferença entre as médias esperada e observada foi aplicado e seus resultados ( $\chi^2_{(52)} = 136,053$ ;  $p < 0,0001$ ), mesmo após a ponderação dos valores esperados, indicam que essa diferença encontrada foi altamente significativa.

Mesmo considerando que a mediana das correlações ítem-total tenha estado em uma classificação entre fraca e moderada ( $r=0,259$ ), alguns pares de itens apresentam valores inferiores a 0,10, o que significa um índice extremamente fraco (ou inexistente). Estes últimos dados poderiam indicar certa necessidade de revisão das qualidades métricas destes poucos pares, ao menos quando considerados isoladamente. São eles: item 19 (considero útil examinar meus sentimentos para resolver meus problemas pessoais) e item 5 (prefiro analisar os problemas ao invés de somente descrevê-los); item 19 e item 2 (é difícil encontrar as palavras certas para descrever meus sentimentos); item 1 (fico frequentemente confuso sobre qual emoção estou sentindo) e item 8 (Prefiro apenas deixar as coisas acontecerem ao invés de tentar entender o porquê delas terem acontecido); e, finalmente, item 18 (Posso sentir-me próximo de uma pessoa mesmo em momentos de silêncio) e item 6 (Quando estou chateado, não sei se é por estar triste, com medo ou zangado). Entretanto, se considerarmos o fato de que se está avaliando três dimensões relativamente independentes, pode-se aceitar que correlações entre alguns pares de itens sejam muito fracas e, conseqüentemente, não significativas. Cabe alertar, entretanto, que não houve correlações negativas, o que significa um excelente prognóstico na análise de correlações inter-itens, nesta escala. Interpreta-se esse fenômeno como positivo, pois os pares pouco relacionados en-

tre si são, fundamentalmente, compostos por um item de um fator e outro de outro fator. Inesperado seria, evidentemente, se existisse um índice de correlação extremamente fraco (ou inexistente) entre algum par de itens dentro de um mesmo fator, o que não ocorreu.

O modelo *Alpha* foi testado a partir do SPSS 11.5, verificando-se a consistência interna da versão brasileira da Escala Toronto de Alexitimia. Foi utilizado o modelo proposto por Cronbach e seus colaboradores (Cronbach, 1951, 1988, 1996; Cronbach & Meehl, 1955; Cronbach, Rajaratnam, & Gleser, 1963). Basicamente, eles consideram que, por um lado, cada item deve estar satisfatoriamente correlacionado com sua própria dimensão (ou fator) e, por outro lado, que não deve existir correlações negativas entre um item e a escala total. Assim, partindo-se destas hipotéticas associações, o modelo *Alpha* foi testado. Seguindo as recomendações de Garson (2004), Pestana e Gageiro (2003), Nunnally (1978) e Taylor, Bagby e Parker (2003), a adequação e a satisfatoriedade do modelo *Alpha* foram testadas usando-se os seguintes critérios: o índice *Alpha recomendado* deve ser superior a 0,70, mas pode ser *aceito* quando superior a 0,60, dessa forma se garante satisfatória consistência interna do instrumento.

Com base nesses dados preliminares apresentados, pode-se indicar que o coeficiente *Alpha* para a escala total, mesmo sem a retirada de nenhum item ( $\alpha=0,765$ ), indicou um satisfatório índice de consistência interna para a ETA-20. Verificou-se se a retirada de alguns itens causaria um aumento importante neste índice. Esta hipótese foi negada, mesmo que alguns itens apresentassem correlações fracas (ou muito fracas) com a escala total; optou-se por mantê-los, pois a exclusão poderia causar, ainda, perda na validade de conteúdo (principalmente quanto à pertinência e a adequada exploração de todas as arestas – significados – do conceito).

#### Análise Fatorial Confirmatória

O modelo de três fatores da TAS-20 foi testado a partir do pacote AMOS 4.0, verificando-se a validade e a replicabilidade deste modelo em caráter transcultural (Berry, Poortinga, Segall, & Dasen, 1992). Foi usado o modelo proposto por Bagby, Taylor e Parker (1992), que considera que cada item deve aferir apenas um fator, diferenciando-se, portanto, do modelo fatorial exploratório (onde cada item apresenta saturações fatoriais nos diversos fatores com valores próprios superiores a 1). Assim, partindo-se da hipotética associação entre as três dimensões do construto alexitimia para a amostra de estudantes da população brasileira, um modelo fatorial oblíquo foi testado. Seguindo as recomendações de Cole (1987), Watkins (1989) e Briggs e Cheek (1986), a adequação do modelo fatorial confirmatório foi testada usando os cinco seguintes critérios: Qui-quadrado, razão entre Qui-quadrado e graus de liberdade, GFI (Jöreskog & Sörbom, 1986), AGFI e a raiz quadrada média residual (RMS). Critérios múltiplos foram utilizados uma vez que cada índice apresenta diferentes forças e fraquezas na avaliação da adequação do modelo fatorial

confirmatório (Taylor, Bagby, & Parker, 2002). São eles: o teste Qui-quadrado deve ser não-significativo; a razão entre Qui-quadrado e graus de liberdade deve ser menor que 5 (em valores nominais) ou preferencialmente menor que 2; o GFI deve apresentar um índice superior ou igual a 0,85; o AGFI deve apresentar um índice superior ou igual a 0,80; e, finalmente, o RMS deve apresentar um índice inferior ou igual a 0,10 (Anderson & Gerbing, 1984; Cole, 1987; Marsh et al., 1988).

Esta amostra apresentou um qui-quadrado significativo ( $\chi^2=613,298$ ;  $p<0,001$ ), resultado que é tipicamente encontrado em grandes amostras (Cole, 1987; Marsh et al., 1988). Por essa razão, alguns autores têm descartado esse dado de suas análises, afinal de contas trata-se de uma estatística extremamente sensível ao número de sujeitos da amostra. As outras quatro importantes medidas de adequação ao modelo tridimensional estão de acordo com os critérios padrões, garantindo-se assim, a adequação do modelo para a amostra brasileira:  $\chi^2/df(3,67)$ , GFI (0,881), AGFI (0,851) e RMS (0,074). Pode-se notar que esses resultados estão absolutamente de acordo com os valores encontrados em outras amostras de população estudante, de outras culturas, línguas e países (ver Tabela 1). Devem-se interpretar positivamente esses índices. Além de responderem satisfatoriamente aos critérios da replicabilidade do modelo de três fatores propostos na literatura especializada, garantem a validade e a transculturalidade do construto em análise.

Para examinar uma possível diferença entre os gêneros, o modelo de três fatores da TAS-20 foi testado separadamente para homens e mulheres na amostra brasileira. Para os homens brasileiros, o qui-quadrado também foi significativo ( $\chi^2=338,138$ ;  $p<0,001$ ), mas o  $\chi^2/df(2,03)$ , o GFI (0,853), o AGFI (0,815) e o RMS (0,149) alcançaram os critérios padrões. Para as mulheres brasileiras, os dados comportaram-se de forma bastante similar: o qui-quadrado foi significativo ( $\chi^2=489,827$ ;  $p<0,001$ ), mas o  $\chi^2/df(2,93)$ , o GFI (0,842), o AGFI (0,801) e o RMS (0,164) alcançaram os critérios padrões. Estes resultados tornam claro que o modelo é funcional, independente do sexo. Interpreta-se esse fenômeno como positivo, pois seria realmente muito difícil de explicar o fato de o modelo ser funcional para um sexo e não funcional para outro.

#### Propriedades Descritivas Básicas e *Alpha* da ETA-20 por Sexo e por Fator

Antes da apresentação e comparação das médias obtidas por sexo e por fator, demonstrar-se-á a confiabilidade desta estatística através de três gráficos representativos dos dados amostrais. O primeiro, o gráfico de bigodes (Figura 1), serve para demonstrar a presença de casos aberrantes. Sabe-se que esses casos afetam diretamente o valor da média, podendo enviesar os resultados e, conseqüentemente, suas comparações. O não controle destes casos pode aumentar, e muito, a probabilidade de ocorrer os erros tipo I (aceitar como significativa uma diferença que não o é) ou tipo II – ou ambos –

(aceitar como não significativa uma diferença que o é). O segundo, o histograma com a representação da curva normal (Figura 2), retrata a normalidade dos dados amostrais; aspecto fundamental para decisão de uso de estatísticas paramétricas (ANOVA) de comparação. O terceiro, o gráfico Q-Q normal (Figura 3), demonstra onde situam-se os valores normalizados (escore  $z$ ) obtidos em relação à reta dos valores esperados. Dados obtidos muito afastados da reta de dados esperados significam, entre outras coisas, que a média pode não ser uma boa representação valorativa da distribuição amostral.

Como se pode notar através das representações gráficas das Figuras 1, 2 e 3 não foram detectados casos aberrantes, a curva tem fortes indicações de sua normalidade e, finalmente, nenhum caso observado encontra-se afastado, de forma importante, dos limites da reta dos casos esperados. Todos esses resultados garantem que as análises originárias da média não sofrerão vieses importantes. Ainda, e a título de confirmação, cálculos de assimetria ( $\frac{Skewness}{EP} = 0,98$ ) e achatamento ( $\frac{Kurtosis}{EP} = 1,12$ ) foram realizados. Seus respectivos resultados garantiram, pelo viés da descrição, a normalidade da distribuição amostral. Cálculos inferenciais de medida da normalidade também foram realizados ( $KS_{(489)} = 0,055$ ;  $p=0,001$ ;  $SW_{(489)} = 0,984$ ;  $p<0,001$ ). Seus respectivos resultados estão de acordo com as conhecidas prerrogativas da literatura especializada (Pestana & Gageiro, 2003) que afirmam que o número de casos em análise (e conseqüente elevados graus de liberdade) afeta essas estatísticas: quanto maior o número de casos em análise, a menor diferença nominal nos A Tabela 2 apresenta as médias, desvios-padrões e coeficiente de consistência interna ( $\alpha$  de Cronbach) para a escala total e os três fatores independentes, separados por sexo. Os coeficientes  $\alpha$  para a ETA-20 total (escala total) foram todos maiores do que 0,76, indicando adequada consistência interna para a escala total, mesmo em análise controlada pela variável sexo. Os coeficientes  $\alpha$  para os três fatores da ETA-20 foram mais baixos do que para a escala total, contudo, eles ainda indicaram níveis relativamente aceitáveis de consistência interna, sendo que o fator três parece ter uma tendência a ter coeficientes mais baixos que os demais.

A partir dos índices apresentados na Tabela 2, nota-se que diferenças nominais nas médias e nos desvios-padrão se aplicam conforme o sexo em questão e conforme o fator analisado. No que concerne às médias, pode-se notar que as estudantes obtiveram resultados médios inferiores aos dos estudantes na escala total e nos fatores 2 e 3. No caso específico do fator 1, o contrário foi observado. O maior intervalo total encontrado nas médias das respostas, segundo o sexo, foi na expressão do estilo de pensamento orientado ao exterior ( $intervalo_{total} = 1,6$  pontos), com maiores níveis nos estudantes homens. Já no que concerne aos desvios-padrão, nota-se que a maior variabilidade encontrada também foi no terceiro fator (estilo de pensamento orientado ao exterior), favorável as estudantes. Isso significa que as respostas foram mais concentradas na amostra dos estudantes e mais variadas na amostra das estudantes. Sendo assim, parece que o grupo de homens investigados tem uma opinião mais homogênea quanto às questões respondidas neste último fator. Quanto aos outros fatores, nota-se que as mulheres apresentam respostas mais homogêneas, diga-se, com menor variabilidade.

A fim de examinar se estas diferenças encontradas nos valores nominais das médias foram significativas ( $p<0,05$ ), foram conduzidos testes One-Way ANOVA. Antes de poder-se interpretá-los, procedeu-se com os testes de homogeneidade de variância ( $F_{Levene} > 1,667$ ;  $p>0,05$ ), para cada um dos fatores em estudo. A partir dos resultados positivos deste último, justificou-se o uso desta técnica de análise comparativa das médias. Sendo assim, apenas o fator três apresentou diferença significativa entre os sexos na amostra brasileira ( $F_{(1)} = 9,832$ ;  $p<0,05$ ). Diferença favorável ao grupo de homens. Esse resultado sugere que os estudantes apresentam índices de alexitimia significativamente mais elevados do que as estudantes brasileiras, ao menos quanto ao viés do estilo de pensamento orientado ao exterior. Com os dados estudados, não foi possível provar a existência de diferenças significativas nas médias ( $p>0,10$ ) nos outros dois fatores em estudo. Quanto à diferença encontrada, trata-se de um resultado interessante de ser interpretado, pois vem ao encontro do senso comum desta cultura que indica o fato dos homens apresenta-

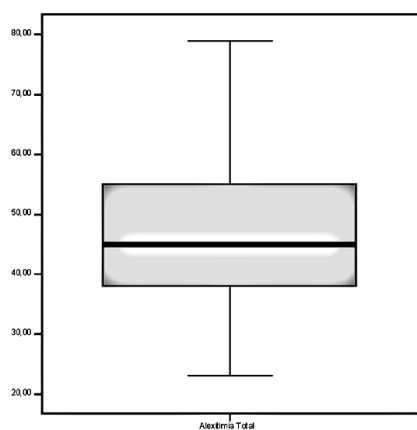


Figura 1. Presença de casos aberrantes

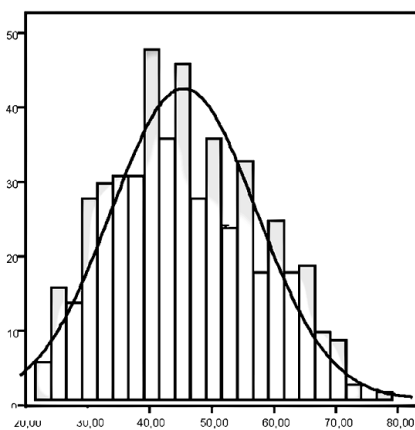


Figura 2. Curva normal

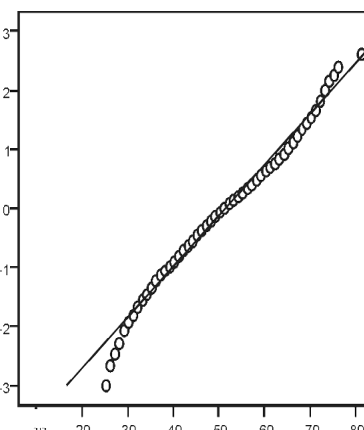


Figura 3. valores normalizados (escore  $z$ )

Tabela 2.  
Estatística Descritiva, de Dispersão e Alpha para a Escala Total e os Três Fatores Individuais e Conforme os Sujeitos Totais ( $n_{total} = 489$ ) e por Sexo ( $n_{masculino} = 207$ ;  $n_{feminino} = 282$ )

Estatísticas	Escala Total			Fator 1			Fator 2			Fator 3		
	T	M	F	T	M	F	T	M	F	T	M	F
Médias	46,4	47,2	45,9	14,7	14,4	15,0	12,8	13,0	12,6	18,9	19,8	18,3
Desvios-padrão	11,7	11,9	11,6	5,6	5,9	5,4	4,5	4,7	4,4	5,4	4,9	5,7
Alpha	0,76	0,77	0,77	0,70	0,75	0,66	0,62	0,65	0,60	0,58	0,43	0,65

Nota. Fator 1 = dificuldade de identificar sentimentos; Fator 2 = dificuldade de descrever sentimentos para os outros; Fator 3 = estilo de pensamento orientado ao exterior; T = total; M = masculino; F = feminino.

rem um estilo cognitivo concreto e baseado na realidade tão somente, logo por oposição a um estilo cognitivo mais abstrato baseado mais na intuição e na criatividade, típico de um estilo conhecido como mais feminino.

Por fim, vale a pena mencionar os índices Alpha obtidos. Como se pode notar, os índices Alpha recomendados ( $\alpha > 0,70$ ) foram apenas àqueles relativos à escala total. A escala total, se interpretada de forma unitária, é uma medida consistente. Entretanto, ao decompor em fatores, nota-se que o fator 1 é o mais confiável, com apenas um índice (Alpha para estudantes do sexo feminino) com o valor limítrofe entre o recomendado e o aceitável ( $\alpha > 0,60$ ). O fator 2 apresenta índices Alpha aceitáveis. Por fim, o fator 3 chega a apresentar um índice limítrofe entre o aceitável e o inaceitável ( $\alpha > 0,59$ ). Assim sendo, interpreta-se o fenômeno dos fatores decompostos como sendo de confiabilidade miscigenada. Vale a pena pesquisar se, em outras amostras de estudantes, independente do país ou cultura, este comportamento é similar, diga-se, se o fator 3 é o de menor índice de confiabilidade desta medida, ao menos no que concerne ao viés da consistência interna. Entretanto, os índices Alpha para a escala total, tanto para homens quanto para mulheres, garantem a consistência interna da medida global. O índice Alpha total do ETA-20 demonstra confiabilidade de medida na cultura brasileira (pelo viés de estudantes universitários sul brasileiros) sendo comparáveis, por um lado, àquele ( $\alpha = 0,81$ ) apresentado na versão original inglesa (Bagby, Parker, & Taylor, 1994) e, por outro lado, àqueles apresentados na Tabela 1. Sugere-se que novos estudos sejam conduzidos, seja com outros grupos de estudantes, seja com outras amostras de populações diversas, para que se possa confirmar (ou infirmar) os valores Alpha obtidos neste estudo (principalmente àqueles apresentados no fator 3). Embora não se tenha tido o objetivo de comparar os índices Alpha por sexo estudado, nota-se que esses valores estão em certa concordância com os valores gerais obtidos nos outros estudos apresentados na Tabela 1.

Por fim, destacam-se algumas das importantes limitações dessa pesquisa: não tratar-se de dados colhidos aleatoriamente (o que poderia, em parte, explicar o fenômeno do índice Alpha para o terceiro fator no caso dos estudantes do sexo masculino) e o grande número de casos em análise (que enviam as estatísticas inferenciais da normalidade). Novos

estudos deveriam dar conta dessas limitações ao mesmo tempo em que testar outras importantes propriedades métricas do ETA-20, inclusive para outras populações específicas de brasileiros (sujeitos com transtornos sexuais, somatoformes, de ansiedade, etc.).

#### Referências

- Acklin, R. W., & Alexander, G. (1988). Alexithymia and somatization: A Rorschach study of four psychosomatic groups. *Journal of Nervous and Mental Disease, 176*, 343-350.
- Adami, G. F., Campostano, A., Ravera, G., Leggieri, M., & Scopinaro, N. (2001). Alexithymia and body weight in obese patients. *Behavioral Medicine, 27*, 121-126.
- Anderson, J. C., & Gerbing, D. W. (1984). The effect of sampling error on convergence, improper solutions, and goodness-of-fit indices for maximum likelihood confirmatory factor analysis. *Psychometrika, 49*, 155-173.
- Angers, M. (1992). *Initiation pratique à la méthodologie des sciences humaines*. Montréal, Canada: Les Éditions de la Chenelière.
- Apfel, R. J., & Sifneos, P. E. (1979). Alexithymia: Concept and measurement. *Psychotherapy and Psychosomatics, 32*, 180-190.
- Bagby, R. M., Parker, J. D., & Taylor, G. J. (1991). Reassessing the reliability and validity of the MMPI Alexithymia Scale. *Journal of Personality Assessment, 56*, 238-253.
- Bagby, R. M., Parker, J. D., & Taylor, G. J. (1994). The 20-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., Taylor, G. J., & Atkinson, L. (1988). Alexithymia: A comparative study of three self-reports measures. *Journal of Psychosomatic Research, 32*, 107-116.
- Bagby, R. M., Taylor, G. J., & Parker, J. D. (1992). *Reliability and validity of the 20-Item Toronto-Alexithymia-Scale*. Pôster apresentado no Encontro do 50º Aniversário da American Psychosomatic Society, New York, USA.
- Bagby, R. M., Taylor, G. J., & Parker, J. D. (1994). The 20-Item Toronto-Alexithymia-Scale 2. Convergent, discriminant, and concurrent validity. *Journal of Psychosomatic Research, 38*(1), 33-40.
- Bagby, R. M., Taylor, G. J., Parker, J. D., & Loiselle, C. (1990). Cross-validation of the factor structure of the Toronto Alexithymia Scale. *Journal of Psychosomatic Research, 34*, 47-51.
- Bankier, B., Aigner, M., & Bach, M. (2001). Alexithymia in DSM-IV disorder: Comparative evaluation of somatoform disorder, panic disorder, obsessive-compulsive disorder, and depression. *Psychosomatics: Journal of Consultation Liaison Psychiatry, 42*(3), 235-240.
- Berry, J. W., Poortinga, Y. H., Segall, M. H., & Dasen, P. R. (1992). *Cross-cultural psychology: Research and applications*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Bisquera, R. (1987). *Introducción a la estadística aplicada a la investigación educativa: Un enfoque informático con los paquetes BMDP y SPSS*. Barcelona, España: PPU.
- Bourke, M. P., Taylor, G. J., Parker, J. D. A., Bagby, R. M. (1992). Alexithymia in women with anorexia nervosa: a preliminary investigation. *British Journal of Psychiatry, 161*, 240-243.



- Briggs, S. R., & Cheek, J. M. (1986). The role of factor analysis in the development and evaluation of personality scales. *Journal of Personality, 54*, 106-148.
- Brody, S. (2003). Alexithymia is inversely associated with women's frequency of vaginal intercourse. *Archives of Sexual Behavior, 32*(1), 73-77.
- Bryman, A., & Cramer, D. (1999). *Quantitative data analysis with SPSS release 8 for Windows: A guide for social scientists*. New York, USA: Routledge.
- Ciano, R., Rocco, P. L., Angarano, A., Biasin, E., & Balestrieri, M. (2002). Group-analytic and psychoeducational therapies for binge-eating disorder: An exploratory study on efficacy and persistence of effects. *Psychotherapy-Research, 12*(2), 231-239.
- Clark, K. A. (2001). An analysis of post trauma personality symptoms in alexithymia. *Dissertation Abstracts International, 62*(3), 1569B.
- Cole, D. A. (1987). Utility of confirmatory factor analysis in test validation research. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 55*, 584-594.
- Cronbach, L. J. (1951). Coefficient alpha and the internal structure of tests. *Psychometrika, 16*, 297-334.
- Cronbach, L. J. (1988). Internal-Consistency of tests: Analyses old and new. *Psychometrika, 53*, 63-70.
- Cronbach, L. J. (1996). *Fundamentos da testagem psicológica*. Porto Alegre, Brasil: Artes Médicas.
- Cronbach, L. J., & Meehl, P. E. (1955). Construct validity in psychological tests. *Psychological Bulletin, 52*, 281-302.
- Cronbach, L. J., Rajaratnam, N., & Gleser, G. C. (1963). Theory of generalizability: A liberalization of reliability theory. *The British Journal of Statistical Psychology, 16*(2), 137-163.
- Dassa, C. (1999). *Analyse multidimensionnelle exploratoire et confirmative*. Montreal, Canada: Université Montréal.
- De Panfilis, C., Salvatore, P., Avanzini, M., Gariboldi, S., & Maggini, C. (2001). Alexithymia in eating disorders: A personality disturbance? *Psichiatria e Psicoterapia Analitica, 20*(4), 349-361.
- Eizagaure, A. E., Cabezon, M. A. O. S., Alda, I. O., Apellaniz, M., & Mendez, A. A. (2001). Alexitimia, familia y trastornos alimentarios. *Anales de Psicología, 17*(1), 139-149.
- Espina, E. A., Ortega, S. C. M. A., & Ochoa, A. M. I. (2001). Un ensayo controlado de intervenciones familiares en trastornos alimentarios. Cambios en alexitimia. *Anales de Psiquiatria, 17*(2), 64-72.
- Espina, E. A., Ortega, S. C. M. A., Ochoa, A. M. I., & Aleman, A. (2002). Alexitimia en los trastornos alimentarios. *Análisis y Modificación de Conducta, 28*(117), 25-42.
- Faryna, A., Rodenhauer, R., & Torem, M. (1986). Development of Analog Alexithymia Scale: testing in a patient population. *Psychotherapy and Psychosomatics, 45*, 201-206.
- Feldman, J. M., Lehrer, P. M., & Hochron, S. M. (2002). The predictive value of the Toronto Alexithymia Scale among patients with asthma. *Journal of Psychosomatic Research, 53*(6), 1049-1052.
- Fortune, D. G., Richards, H. L., Griffiths, C. E. M., & Main, C. J. (2002). Psychological stress, distress and disability in patients with psoriasis: Consensus and variation in the contribution of illness perceptions, coping and alexithymia. *British Journal of Clinical Psychology, 41*(2), 157-174.
- Garfinkel, P. E., & Garner, D. M. (1982). *Anorexia nervosa: A multidimensional perspective*. Brunner/Mazel. New York, USA: Routledge.
- Garson, G. D. (2004). *Guide to writing empirical papers, theses and dissertations*. Raleigh, USA: North Carolina State University Editor.
- Guilbaud, O., Corcos, M., Chambry, J., Patemiti, S., & Jeammot, P. (2000). Alexithymie et depression dans les troubles des conduites alimentaires. *Encephale, 26*(5), 1-6.
- Guilbaud, O., Corcos, M., Chambry, J., Patemiti, S., Flament, M., & Jeammot, P. (1999). Vulnérabilité psychosomatique et troubles des conduites alimentaires. *Annales Médico Psychologiques, 157*(6), 390-401.
- Haviland, M. G., Hendryx, M. S., Cummings, M. A., Shaw, D. G., & MacMurray, J. P. (1991). Multidimensionality and state dependency of alexithymia in recently sober alcoholics. *Journal of Nervous and Mental Disease, 179*, 284-290.
- Hendryx, M. S., Haviland, M. G., & Shaw, D. G. (1991). Dimensions of alexithymia and their relationship to anxiety and depression. *Journal of Personality Assessment, 56*, 227-237.
- Hogan, R., & Nicholson, R. A. (1988). The meaning of personality test scores. *American Psychologist, 43*, 621-626.
- Jöreskog, K. G., & Sörbom, D. (1986). *LISTREL VI: Analysis of Linear Structural Relationships by Maximum Likelihood, Instrumental Variables, and Least Squares Methods, Scientific Software*. Mooresville, USA: Scientific Software Ed.
- Kauhanen, J., Julkunen, J., & Salonen, J. T. (1991). Alexithymia and perceived symptoms: Criterion validity of the Toronto Alexithymia Scale. *Psychotherapy and Psychosomatics, 56*, 247-252.
- Kirmayer, L. J. (1987). Languages of suffering and healing: Alexithymia as a social and cultural phenomenon. *Transcultural Psychiatry Research Review, 24*, 119-36.
- Kirmayer, L. J., & Robbins, J. M. (1991). What does the Toronto Alexithymia Scale really measure? *Psychosomatic Medicine, 53*, 222.
- Kleiger, J. H., & Kinsman, R. A. (1980). The development of an MMPI alexithymia scale. *Psychotherapy and Psychosomatics, 34*, 17-24.
- Krystal, H., Giller, E. L., & Cicchetti, D. V. (1986). Assessment of alexithymia in posttraumatic stress disorder and somatic illness: Introduction of a reliable measure. *Psychosomatic Medicine, 48*, 84-94.
- Krystal, H. (1988). *Integration and self-healing: Affect trauma, alexithymia*. Hillsdale, USA: Analytic Press.
- Lane, R. D., & Schwartz, G. E. (1987). Levels of emotional awareness: A cognitive-developmental theory and its application to psychotherapy. *American Journal of Psychiatry, 144*, 133-143.
- Leduc, K. L. (2002). Alexithymia, trauma, and posttraumatic stress disorder in incarcerated juvenile offenders. *Dissertation Abstracts International, 63*(2), 1036B.
- Lesser, I. M. (1985). Current concepts in psychiatry: Alexithymia. *New England Journal of Medicine, 312*, 690-692.
- Lolas, F., & Von Rad, M. (1989). Alexithymia. In S. Cheren (Ed.), *Psychosomatic medicine: Theory, physiology, and practice* (Vol. 1, pp. 189-237). Madison, USA: International Universities Press.
- Lu, N., Yue, Z., & Shu, F. (2001). Alexithymia of patients with essential hypertension or type II diabetes mellitus. *Chinese Mental Health Journal, 15*(3), 163-165.
- Madioni, F., & Mammana, L. A. (2001). Toronto Alexithymia Scale in outpatients with sexual disorders. *Psychopathology, 34*(2), 95-98.
- Marchesi, C., Brusamonti, E., & Maggini, C. (2000). Are alexithymia, depression, and anxiety distinct constructs in affective disorders? *Journal of Psychosomatic Research, 49*(1), 43-49.
- Marsh, H. W., Balla, J. R., & McDonald, R. P. (1988). Goodness-of-fit indexes in confirmatory factor analysis: The effect of sample size. *Psychological Bulletin, 103*, 391-410.
- Nakao, M., Barsky, A. J., Kumano, H., & Kuboki, T. (2002). Relationship between somatosensory amplification and alexithymia in a Japanese psychosomatic clinic. *Psychosomatics: Journal of Consultation Liaison Psychiatry, 43*(1), 55-60.
- Nemiah, J. C., & Sifneos, P. E. (1970). Affect and fantasy in patient with psychosomatic disorders. In O. W. Hill (Ed.), *Modern trends in psychosomatic medicine* (Vol. 2, pp. 26-34). London, UK: Butterworths.
- Nemiah, J. C., Freyberg, H., & Sifneos, P. E. (1976). Alexithymia: A view of the psychosomatic process. In O. W. Hill (Ed.), *Modern trends in psychosomatic medicine* (Vol. 3, pp. 430-439). London, UK: Butterworths.
- Norton, N. C. (1989). Three scales of alexithymia: Do they measure the same thing? *Journal of Personality Assessment, 53*, 621-637.
- Nunnally, J. C. (1978). *Psychometric Theory* (2<sup>nd</sup> ed.). New York, USA: McGraw-Hill.
- Parker, J. D., 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 measurement of alexithymia. *Psychosomatics, 32*, 196-202.
- Pasquali, L. (2003). *Psicometria: Teoria dos testes na psicologia e na educação*. Petrópolis, Brasil: Vozes.
- Pestana, M. H., & Gageiro, J. G. (2003). *Análise de dados para ciências sociais: A complementaridade do SPSS* (3<sup>rd</sup> ed.). Lisboa, Portugal: Sílabo.
- Peters, R. M. (2002). The role of chronic stress, stress emotions, and emotional regulation in hypertension among African Americans. *Dissertation Abstracts International, 62*(12), 5645B.
- Prince, R. (1987). Alexithymia and verbal psychotherapies in cultural context. *Transcultural Psychiatry Research Review, 24*, 107-18.

- Reis, E. (2000). *Estatística descritiva*. Lisboa, Portugal: Sílabo.
- Schut, A. J., Castonguay, L. G., & Borkovec, T. D. (2001). Compulsive checking behaviors in generalized anxiety disorder. *Journal of Clinical Psychology, 57*(6), 705-715.
- Sifneos, P. E. (1972). Is dynamic psychotherapy contraindicated for a large number of patients with psychosomatic disease? *Psychotherapy and Psychosomatics, 21*, 133-136.
- Sifneos, P. E. (1973). The prevalences of alexithymic characteristics in psychosomatic patients. *Psychotherapy and Psychosomatics, 22*, 255-262.
- Sifneos, P. E. (1986). The Schalling-Sifneos Personality Scale-Revised. *Psychotherapy and Psychosomatics, 45*, 161-165.
- Sirkin, R. M. (1999). *Statistics for the social sciences*. London, UK: Sage.
- Taylor, G. J. (1984). Alexithymia: Concept, measurement and implications for treatment. *American Journal of Psychiatry, 141*, 725-732.
- Taylor, G. J. (1992a). Psychoanalysis and Psychosomatics: A new synthesis. *Journal of American Academy of Psychoanalysis, 20*, 251-275.
- Taylor, G. J., & Bagby, R. M. (1988). The measurement of alexithymia: Recommendations for clinical practice and future research. *Psychiatric Clinics of North America, 11*, 351-366.
- Taylor, G. J., Bagby, R. M., & Parker, J. D. A. (1991). The alexithymia construct: A potential paradigm for psychosomatic medicine. *Psychosomatics, 32*, 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, UK: Cambridge University Press.
- Taylor, G. J., Bagby, R. M., & Parker, J. D. A. (2003). The 20-Item Toronto Alexithymia Scale IV. Reliability and factorial validity in different languages and cultures. *Journal of Psychosomatic Research, 55*, 277-283.
- Taylor, G. J., Bagby, R. M., Ryan, D. P., & Parker, J. D. A. (1990). Validation of the alexithymia construct: A measurement-based approach. *Canadian Journal of Psychiatry, 35*, 290-297.
- Taylor, G. J., Parker, J. D. A., & Bagby, R. M. (1990). A preliminary investigation of alexithymia in men with psychoactive substance dependence. *American Journal of Psychiatry, 147*, 1228-1230.
- Taylor, G. J., Parker, J. D. A., Bagby, R. M., & Acklin, M. W. (1992). Alexithymia and somatic complaints in psychiatric outpatients. *Journal of Psychosomatic Research, 36*, 417-424.
- Taylor, G. J., Ryan, D. P., & Bagby, R. M. (1985). Toward the development of a new self-report alexithymia scale. *Psychotherapy and Psychosomatics, 44*, 191-199.
- Trudel, R., & Antonius, R. (1991). *Méthodes quantitatives appliquées aux sciences humaines*. Montréal, Canada: Les Éditions de la Chenelière.
- Vallerand, R. J. (1989). Vers une méthodologie de validation transculturelle des questionnaires psychologiques: Implications pour la recherche en langue française. *Psychologie Canadienne, 30*, 662-680.
- Von Rad, M. (1983). *Alexithymie*. New York, USA: Springer.
- Watkins, D. (1989). The role of confirmatory factor analysis in cross-cultural research. *International Journal of Psychoanalysis, 24*, 685-701.
- Wierzbicka, A. (1999). *Emotions across languages and cultures*. Cambridge, UK: Cambridge University Press.
- Wiethaeuper, D., & Balbinotti, M. A. A. (2003). *Escala Toronto de Alexitimia. Versão Brasileira da Toronto Alexitimia Scale*. Escala não publicada, Universidade do Vale do Rio dos Sinos, São Leopoldo, Brasil.
- Wise, T. N., Simpson, N., & Sheridan, M. J. (2000). Comparison of 26-item and 20-item versions of the Toronto Alexithymia Scale for psychiatric outpatients. *Psychological Reports, 87*(1), 127-132.
- Xiao, L., Cheng, Z., & Wang, G. (2002). Psychosomatic factors in patients with psoriasis. *Chinese Mental Health Journal, 16*(10), 693-695.
- Yoshida, E. M. P. (2000). Toronto Alexithymia Scale-TAS: Precisão e validade da versão em Português. *Psicologia: Teoria e Prática, 2*(1), 59-74.
- Zeitlin, S. B., Lane, R. D., O'Leary, D. S., & Schrift, M. J. (1989). Interhemispheric transfer deficit and alexithymia. *American Journal of Psychiatry, 146*, 1434-1439.

Received 23/06/2004

Accepted 02/04/2005

**Daniela Wiethaeuper.** Ph.D. em Psicologia Clínica e Dinâmica pela Universidade de Montreal, no Canadá. Desenvolve estudos e pesquisas em psicoterapia, variáveis relacionadas a estilos lingüísticos e complementariedades estilísticas. Desenvolve trabalhos de validação de instrumentos de pesquisa na área clínica. Pesquisadora da Universidade do Vale do Rio dos Sinos e da Clínica do Bem Estar Mental, vinculada ao Grupo Hospitalar Mãe de Deus.

**Marcos Alencar Abaide Balbinotti.** Ph.D. em Psicologia pela Universidade de Montreal, no Canadá. Pós-Doutorado realizado no Laboratório de Variáveis Afetivas, na Universidade do Montreal. Desenvolve estudos em desenvolvimento de carreira, variáveis relacionadas à escolha profissional, educação à carreira, psicologia do trabalho, psicometria. Pesquisador do Centro de Pesquisas Interuniversitárias sobre a Educação e a Vida no Trabalho, órgão canadense. Professor e coordenador do Núcleo de Orientação Vocacional da Universidade do Vale do Rio dos Sinos (Unisinos).

**Cátula Pelisoli.** Estudante de psicologia, auxiliar de pesquisa no Núcleo de Orientação Vocacional da Universidade do Vale do Rio dos Sinos (Unisinos).

**Marcus Levi Lopes Barbosa.** Psicólogo pela Unisinos, auxiliar de pesquisa no Núcleo de Orientação Vocacional da Universidade do Vale do Rio dos Sinos (Unisinos).