

Ajustamento conjugal: Características psicométricas da versão portuguesa da *Dyadic Adjustment Scale*

RITA GOMEZ (*)

ISABEL LEAL (*)

O *ajustamento conjugal* (AC) constitui um conceito chave da literatura sobre a família desde há décadas. Esta variável tem sido entendida como uma propriedade interpessoal e não algo que os indivíduos carregam de uma relação para outra (Johnson, Amoloza, & Booth, 1992), e como uma questão de 'grau' num processo contínuo e sempre em mudança (Gurman, 1975; Dyer, 1983; Spanier, 1976). Contudo, o grau de felicidade ou sucesso de uma relação é influenciado por uma diversidade de factores, o que tem colocado dificuldades de clarificação conceptual e de avaliação nesta área (Crane, Middleton, & Bean, 2000; Rosen-Grandon, Myers, & Hattie, 2004; Rossier, Rigozzi, Charvoz, & Bodenmann, 2006). O AC tem sido definido em função da forma como vai ser avaliado, não existindo uma definição consensual desta variável (Fisiloglu & Demir, 2000). Esta limitação tem conduzido a alguma confusão terminológica entre o conceito de AC e conceitos próximos, em particular o conceito de *satisfação conjugal*; o primeiro é normalmente considerado como mais inclusivo, mas os dois termos são usados de forma indiferenciada com frequência (Sabourin, Valois, & Lussier, 2005).

Uma estratégia de avaliação nesta área tem sido tratar o AC como uma variável unidimensional, geralmente através de índices breves que focam a avaliação subjectiva global da relação (por ex., a *Kansas Marital Satisfaction Scale* (Schumm, Scanlon, Crow, Green, & Buckler, 1983). Algumas destas medidas, apesar de poderem apresentar validade facial, têm sido criticadas por incluírem um número pequeno de itens redundantes (por ex., 'satisfação com a relação' e 'satisfação com o/a parceiro/a') e terem fraco poder preditivo (Sabourin *et al.*, 2005). Uma segunda estratégia tem sido desenvolver medidas multidimensionais que permitam diferenciar processos dentro da relação que influenciam o nível de ajustamento geral (Hunsley, Pinsent, Lefebvre, James-Tanner, & Vito, 1995; Rosen-Grandon *et al.*, 2004). A abordagem multidimensional tem o potencial de criar medidas mais informativas, mas tem sido limitada pela dificuldade em definir *a priori* as dimensões do AC. A estratégia, no desenvolvimento de medidas multidimensionais do AC, de submeter uma *pool* inicial de itens a análise factorial exploratória tem produzido sub-escalas híbridas na maioria dos casos (Busby, Christensen, Crane, & Larson, 1995). Por outro lado, poderá argumentar-se que a validade de

(*) Instituto Superior de Psicologia Aplicada.

constructo destas medidas é limitada se o AC envolver outras componentes para além das representadas (Sabourin *et al.*, 2005). Tendo em conta que não há qualquer solução fácil para as dificuldades que se colocam à avaliação da relação conjugal, alguns investigadores têm feito notar que, dependendo de como os resultados vão ser usados, a validade de critério ou discriminativa dos instrumentos nesta área poderá constituir o indicador mais relevante (Busby *et al.*, 1995).

A DYADIC ADJUSTMENT SCALE

A *Dyadic Adjustment Scale* (DAS; Spanier, 1976) é frequentemente apontada como a medida de avaliação da relação conjugal mais popular a nível internacional (Dinkel & Balck, 2006; Hunsley, Best, Lefebvre & Vito, 2001). A escala foi já adaptada para inúmeras línguas e culturas e tem sido extensivamente usada quer na investigação quer em contextos clínicos (Shek, 1995; Touliatos, Perimutter & Straus, 2001).

Spanier (1976) criou a DAS com o objectivo de introduzir uma medida do AC mais informativa, que combinasse as pontuações subjectivas da relação com o efeito de comportamentos e acontecimentos concretos. A escala foi testada numa amostra total de 312 pessoas (homens e mulheres), das quais 218 estavam casadas ou a viver conjugalmente em média há treze anos e 94 estavam separadas ou divorciadas em média há dez meses. A versão final ficou constituída por 32 itens, dos quais trinta são cotados numa escala tipo-Likert com 5-7 opções de resposta e dois são respondidos ‘sim’ ou ‘não’; a maioria dos itens tem seis opções de resposta, que são cotadas de 0 a 5 e variam entre ‘sempre em desacordo’ a ‘sempre em acordo’ ou desde ‘sempre’ a ‘nunca’. (*nota*: os 32 itens são apresentados na secção Resultados, no Quadro 1). Os resultados da análise factorial exploratória permitiram apresentar um modelo multidimensional do AC teoricamente consistente, de acordo com o qual os casais com níveis elevados de AC caracterizam-se por elevado grau de consenso entre os dois parceiros em questões que afectam a vida conjugal, como por ex., questões financeiras, actividades recreativas ou

formas de lidar com familiares (sub-dimensão de Consenso; 13 itens); baixa frequência de conflitos e avaliação globalmente positiva da relação e do futuro da relação (sub-dimensão de Satisfação; 10 itens); elevada frequência de interacções positivas e actividades partilhadas, como por ex. rirem em conjunto ou terem uma troca de ideias estimulante (sub-dimensão de Coesão; 5 itens); e elevada concordância em questões relacionadas com demonstração de afecto e relações sexuais (sub-dimensão de Expressão de Afecto – EA; 4 itens). Spanier reportou níveis satisfatórios de consistência interna para as quatro sub-escalas (alfas de Cronbach entre .73 e .94) e para a escala global (.96). O autor reportou ainda que os valores da correlação com a nota no *Marital Adjustment Test* (MAT; Lock & Wallace, 1959) variaram entre .86 e .88 e que as notas foram significativamente mais altas no grupo de casados do que no grupo de separados [a nota global média foi 114.8, (± 17.8) no primeiro grupo e 70.7 (± 23.8) no segundo; os valores variam entre 0 e 151, sendo que notas mais altas indicam níveis mais elevados de AC].

A nota global tem sido usada na grande maioria dos estudos com a DAS (Crane *et al.*, 2000). Posteriormente ao estudo de Spanier, centenas de estudos contribuíram para estabelecer a validade desta nota enquanto indicador do AC em termos globais. As notas na DAS correlacionam-se fortemente com as de medidas concorrentes para além da MAT (Fisiloglu & Demir, 2000; Kurdek, 1992; Rossier *et al.*, 2006), não diferem significativamente entre os dois parceiros (Crane *et al.*, 2000) e permitem classificar correctamente casais com e sem dificuldades de ajustamento (Busby *et al.*, 1995; Crane, Busby, & Larson, 1991). Os resultados com a DAS têm sido teoricamente consistentes também no que respeita à associação do nível de AC com uma série de factores: por ex., os níveis desta variável tendem a diminuir com o tempo de relação nos primeiros anos de casamento e especialmente após o nascimento do primeiro filho (Delmore-Ko, Pancer, Hunsberger, & Pratt, 2000; Narciso, 2001) associam-se inversamente aos níveis de depressão e de ansiedade (Dimitrovsky, Levy-Shiff, & Schattner-Zanany, 2002; O’Hara, Zekoski, Philipps, & Wright, 1990; Matthey, Barnett, Ungerer, & Waters, 2000); e,

nos casais heterossexuais com filhos, correlacionam-se positivamente com os níveis de envolvimento paterno (Bonney, Kelley, & Levant, 1999; Levitt, Coffman, Guacci-Franco, & Loveless, 1993, 1994) e com estilos parentais maternos e paternos mais calorosos (Aluja, Barrío & Garcia, 2007).

Thompson e Spanier (1983) apresentaram uma revisão de estudos nos quais as notas das sub-escalas foram usadas isoladamente, e cujos resultados suportam o modelo multidimensional proposto. Contudo, a replicação exacta das quatro sub-escalas mostrou-se problemática em análises factoriais posteriores, o que gerou um debate sobre a estrutura dimensional da DAS (Crane, Busby, & Larson, 1991; Dinkel & Balck, 2006; Kazac, Jarmas, & Snitze, 1988; Kurdek, 1992; Shek, 1995). Sharpley e Cross (1982), num estudo frequentemente citado, concluíram que os resultados consubstanciavam um modelo unidimensional do ajustamento – embora uma solução de quatro factores tivesse sido encontrada, o primeiro factor mostrou-se substancialmente mais forte do que os restantes e alguns itens sobrepuseram-se em mais do que um factor ou não obtiveram um peso factorial significativo no factor previsto. A maioria dos autores encontrou apoio para um modelo de quatro dimensões, mas Dinkel e Balck (2006) reportaram uma estrutura de apenas três factores com uma versão alemã da escala. Alguns investigadores optaram por eliminar os itens problemáticos e criar versões revistas da DAS (Busby *et al.*, 1995; Crane *et al.*, 2000; Hunsley *et al.*, 2001), mas nenhuma das várias versões já propostas tem ‘feito carreira’ na literatura (Sabourin *et al.*, 2005). A maioria dos autores recorreu à análise factorial exploratória (AFE) para verificar o modelo. As limitações da AFE¹ têm sido

¹ Considerando que diferentes procedimentos de análise factorial produzem diferentes resultados, tem sido crescentemente defendido que se utilizem métodos de AFC para testar hipóteses teóricas e apontadas as limitações da AFE a este nível (Hancock & Mueller, 2001; Mulaik & James, 1995). Entre outros, Hancock e Mueller (2001) lembram que embora a AFE seja útil para avançar uma teoria inicial, o seu uso para validar ou invalidar uma teoria específica sobre a estrutura latente nos dados “conduz, na melhor das hipóteses, a uma (des)confirmação teórica ‘por tentativa’ altamente subjectiva” (p. 196).

apontadas com um dos motivos que explicam a divergência nos resultados reportados, particularmente considerando o tamanho da escala e questões de hierarquia do constructo (Busby *et al.*, 1995). A este respeito, Sabourin, Lussier, Laplante, e Wright (1990) fizeram notar que a DAS assenta num modelo hierárquico ou de ordem superior – quatro factores oblíquos (i.e., interrelacionados) de primeira ordem combinam-se para formar um factor geral de segunda ordem; um modelo desta natureza provê uma explicação para a correlação alta entre os factores primários (Byrne, 1995). Os estudos conduzidos com análises factoriais confirmatórias (AFC), em vez de AFE, têm indicado que o modelo original é empiricamente justificável (Sabourin *et al.*, 1990; Vandeleur, Fenton, Ferrero, & Preisig, 2003).

O objectivo do presente estudo foi analisar as características psicométricas de uma versão portuguesa da DAS, já que esta é considerada uma das melhores medidas de avaliação da relação conjugal. De acordo com a nossa revisão, a adaptação da DAS à população portuguesa não foi feita anteriormente [num estudo publicado na *Análise Psicológica* (Tavares, 1990), são apresentados resultados com uma versão da DAS numa amostra de casais portugueses mas não é referida a autoria da escala nem são apresentados quaisquer dados sobre o seu desenvolvimento e propriedades].

MÉTODOS

Desenvolvimento da versão portuguesa da DAS

No desenvolvimento da versão portuguesa da DAS procurou-se manter a escala o mais equivalente possível em termos linguísticos e conceptuais à versão original americana. De dois métodos principais no processo de tradução, ‘tradução com retro-tradução’ e ‘controlo e avaliação numa tradução unidireccional’ (Fisiloglu & Demir, 2000), foi escolhido o último tendo em conta limitações apontadas ao processo de retro-tradução, especialmente o facto de prover pouca evidência de que a versão original e a versão na língua pretendida são equivalentes (Hambleton, 2001). A DAS foi

traduzida para o português pela investigadora principal e por uma tradutora separadamente. As duas traduções foram depois comparadas e corrigidas nas discrepâncias pontuais de vocabulário ou sintaxe. Finalmente, a versão final e o original em inglês foram analisados por um grupo de Psicólogos (investigadores e clínicos), de forma a confirmar-se a adequação da tradução e validade facial dos itens.

Participantes

A amostra inicial foi constituída pelos dois elementos de 104 casais heterossexuais, dos quais 60 se encontravam na fase de gravidez. Uma mulher foi eliminada da amostra devido ao preenchimento incompleto da escala, pelo que a amostra final incluiu um total de 207 pessoas (103 mulheres e 104 homens). A idade média das mulheres era 30 anos (leque etário: 21-45 anos) e dos homens era 32 anos (leque etário: 23-51 anos). A maioria das mulheres (78%) e dos homens (61%) possuíam o grau académico de licenciado (dos restantes, 19% das mulheres e 30% dos homens tinham o 12º ano de escolaridade, e 3% das mulheres e 9% dos homens apenas tinham completado o 9º ano). Os dois elementos do casal estavam casados (68% dos casais) ou viviam em união de facto (32% dos casais) em média há 49 meses (intervalo: 6-228 meses). Maioritariamente os participantes não tinham filhos (74% das mulheres e 70% dos homens). De entre aqueles com experiência parental, 62% tinham um filho, 34% tinham dois filhos e 4% tinham mais de dois filhos; a idade do filho mais novo era 1 a 5 anos em 78% dos casos, 6 a 12 anos em 18% dos casos, 13 a 18 anos em 2% dos casos e mais de 18 anos para os restantes 2% dos casos. No grupo expectante, a DAS foi preenchida em média às 26 semanas de gestação (intervalo: 11-40 semanas).

Procedimento e outro material

Os participantes estavam a colaborar num de dois estudos complementares na área da parentalidade, ambos com uma amostra de casais expectantes e uma amostra de casais não-expectantes. Para os dois estudos tinham sido definidos os seguintes critérios de inclusão: que

os participantes estivessem casados ou a viver maritalmente há pelo menos seis meses; que tivessem pelo menos 18 anos; e, para os casais não-expectantes, que não estivessem na fase de pós-parto (i.e., primeiros 12 meses depois do nascimento). O recrutamento foi feito com recurso a colaboradores em contacto com casais elegíveis; no caso dos casais expectantes, maioritariamente profissionais em serviços de obstetria; nos restantes casos, colaboradores informais na comunidade. O consentimento informado foi obtido pelos colaboradores na amostragem, mediante apresentação de carta com a explicação dos objectivos e procedimento do estudo. Num dos estudos, a DAS foi preenchida uma única vez, no fim de uma sessão experimental em casa de cada casal. No segundo estudo, de natureza longitudinal, a escala foi administrada duas vezes, sempre durante a gravidez para os casais expectantes; os questionários foram entregues separadamente a cada elemento do casal e devolvidos no prazo de uma semana através de deslocações da investigadora principal (R.G.) a casa dos participantes; o tempo médio entre avaliações foi 19 semanas (intervalo: 11-26 semanas). Neste sub-grupo de participantes ($n=73$), o segundo preenchimento foi considerado como re-teste para análise da estabilidade temporal das notas; nas restantes análises consideraram-se as respostas da primeira avaliação.

Todos os participantes responderam também ao Inventário de Depressão de Beck (BDI; versão original: *Beck Depression Inventory*, Beck, Ward, Mendelson, Mock & Urbaugh, 1961; versão portuguesa: Vaz-Serra & Abreu, 1973²), que avalia o nível de sintomatologia depressiva, e ao Inventário de Ansiedade Estado-Traço – Forma Y (STAI-Y; versão original: *State-Trait Anxiety Inventory*, Spielberger, 1983; versão portuguesa: Silva, 2003), que avalia o nível de ansiedade. Adicionalmente, 30 mulheres expectantes que participaram no estudo longitudinal responderam à Escala de Confirmação

² A versão portuguesa do BDI de Vaz-Serra e Abreu (1973) possui boas características psicométricas e tem sido extensivamente usada na investigação no nosso país. Não obstante, existe uma versão portuguesa do BDI mais recente, da autoria de McIntyre e Soares (1999).

das Expectativas Maternas de Suporte (ECS; versão original: *Expectancy Confirmation Scale*, Levitt, Coffman, Guacci-Franco, & Loveless, 1993, 1994; versão portuguesa: Gomez & Leal, 2007) depois do nascimento dos bebés. A ECS mede o nível de envolvimento paterno no pós-parto de acordo com a avaliação materna e foi administrada em média 105 dias (intervalo: 89-141 dias) depois do nascimento. As informações socio-demográficas foram recolhidas através de um questionário construído para o efeito, constituído por perguntas de resposta curta ou alternativa.

A recolha do total de dados decorreu entre Abril de 2005 e Outubro de 2006.

Análise dos dados

As questões relativas à validade foram tratadas como um processo único (Eignor, 2001). De forma a verificar a estrutura dimensional da DAS na nossa amostra, testaram-se, através de análises factoriais confirmatórias (ACF), os dois principais modelos teóricos que foram propostos para a versão americana e que têm estado em discussão na literatura (Busby *et al.*, 1995; Vandeleur *et al.*, 2003): estrutura multidimensional hierárquica, de acordo com a proposta original de Spanier (1976), e estrutura unidimensional posteriormente sugerida por Sharpley e Cross (1982). O modelo multidimensional hierárquico foi especificado restringindo a regressão dos itens ao respectivo factor e fazendo regredir os quatro factores primários ao factor de segunda ordem (AC) (Byrne, 1995; MacCallum, 1995). Para o modelo unidimensional, fizeram-se regredir os 32 itens num único factor (AC). De forma a estabelecer uma escala de mensuração dos factores primários nos modelos, o coeficiente de regressão não estandardizado foi igualizado a 1 num dos itens para cada factor primário; no modelo hierárquico, a variância do factor de segunda ordem foi igualizada a 1 (MacCallum, 1995). Os parâmetros foram estimados pelo método dos Mínimos Quadrados não Ponderados (*Unweighed Least Squares*, ULS), dado que os itens da DAS tendem a apresentar uma distribuição enviezada (Kurdek *et al.*, 1992) e o mesmo se observou na nossa amostra. Este método não assume a

hipótese de distribuição normal multivariada dos dados, ao contrário do método da Máxima Verosimilhança (*Maximum Likelihood*, ML) (Curran, West, & Finch, 1996). Não obstante, e de acordo com a recomendação de Hoyle e Panter (1995), apresentam-se também os resultados estimados por ML, já que este método permite o teste estatístico formal do modelo e constitui, de entre os vários métodos disponíveis, aquele que tem sido mais largamente investigado. Para avaliar o ajustamento dos modelos aos dados, foram considerados os seguintes indicadores:

- χ^2 e razão $\chi^2/g.l.$ (qui-quadrado/graus de liberdade): O teste do χ^2 constitui o teste formal da equivalência entre a matriz de covariância implícita e a matriz de covariância observada (Hoyle, 1995; Curran, West & Finch, 1996). A rejeição da hipótese nula ($p < .05$) significa que o modelo não se ajusta aos dados. Contudo, o teste do χ^2 é largamente reconhecido como sendo problemático, dada a forte sensibilidade desta estatística ao tamanho da amostra, a desvios da normalidade e à complexidade (i.e., número de parâmetros estimados) do modelo (Curran *et al.*, 1996; Hoyle, 1995). A razão $\chi^2/g.l.$ tem sido aceite como um indicador menos enviezado. Para este quociente, valores iguais ou inferiores a 5.0 ou, numa posição mais conservativa, a 3.0, são considerados indicativos de um bom ajustamento (Byrne, 1990).
- Índice da Bondade do Ajustamento (*Goodness of Fit Index*, GFI) e Índice da Bondade do Ajustamento Ajustado (*Adjusted Goodness of Fit Index*, AGFI): Tal como outros índices subjectivos que assentam na mesma lógica, o GFI é um indicador do incremento do ajustamento do modelo em relação a um modelo hipotético independente ou nulo (i.e., no qual nenhuma relação entre as variáveis existe); é referido como AGFI quando é ajustado em relação ao número de variáveis observadas (Hoyle, 1995). Estas medidas variam entre 0 a 1. O valor .90 é largamente aceite como ponto de corte a partir do qual se pode concluir que o modelo é consistente com os dados, e valores acima de .95 são considerados

indicativos de um ajustamento muito bom (Hoyle, 1995; Tabachnik & Fidell, 2001). Contudo, para valores estimados com métodos que pressupõem a multinormalidade dos dados, como o ML, tem sido demonstrado que o critério de .90 como valor mínimo a atingir pode conduzir a erros Tipo I (i.e., rejeição de modelos ‘bons’) perante desvios à normalidade ou amostras relativamente pequenas ($N < 500$) (Hu & Bentler, 1995).

- Média Quadrática Residual (*Root Mean Square Residual*, RMS): Esta medida refere-se à equivalência entre a matriz de covariância residual implícita (teoricamente nula, i.e., a média dos resíduos é igual a zero) e a matriz de covariância residual observada. Considera-se que valores inferiores a .05 indicam um nível de equivalência bom, e entre .05 e .08 um nível de equivalência razoável (Joreskog & Sörbom, 1989).

De forma a reunir dados adicionais sobre a validade da DAS, determinou-se também a consistência interna das sub-escalas e da escala global através do cálculo do coeficiente alfa de Cronbach (α), e foi analisada a inter-correlação das notas. A estabilidade temporal foi avaliada na sub-amostra de participantes que responderam duas vezes à DAS calculando a correlação entre os valores do teste e do re-teste. As notas médias foram comparadas em função do estado reprodutivo (expectante/não-expectante) e experiência parental (com ou sem filhos) através de análises multivariadas de variância (MANOVA). Na amostra de 103 casais, a concordância entre as notas dos dois parceiros foi avaliada através de análise correlacional. Avaliou-se ainda a correlação com as notas no BDI, STAI-Y e ECE em cada género separadamente. Sete homens e oito mulheres foram excluídos das análises com o BDI devido a preenchimento incompleto do questionário. No cálculo de correlações foram utilizados testes Pearson.

As ACF foram realizadas com o programa estatístico AMOS v.16; as restantes análises foram feitas com o SPSS v.15. O nível de significância estatística considerado nas análises foi .05.

A mediana das notas situou-se acima do ponto médio da escala para os 30 itens não-dicotómicos da DAS (i.e., todos os itens excepto os itens 29 e 30). Para a maioria destes itens a opção com valor 0 (por ex., “sempre em desacordo” nos itens 1-15 ou “muito infeliz” no item 31) nunca foi escolhida, e para uma minoria apenas foram escolhidas as opções a partir do ponto médio da escala. Estes resultados indicam um enviezamento das notas para o extremo positivo da escala, o que era esperado tendo em conta as características da amostra (constituída maioritariamente por casais nos primeiros anos da relação e sem filhos) e a própria natureza do construto em avaliação (no sentido em que não se espera que o casal mantenha a relação se o nível de ajustamento conjugal for muito baixo).

Os resultados principais das análises factoriais confirmatórias (AFC) são apresentados no Quadro 1 (peso factorial dos itens) e no Quadro 2 (índices de ajustamento) para cada um dos modelos testados. Constata-se que o ajustamento dos dois modelos foi sub-estimado com o método de estimação da Máxima Verosimilhança (ML), em comparação com o método alternativo dos Mínimos Quadrados não Ponderados (ULS), resultados que eram esperados dada a distribuição assimétrica das notas. Como já referido, o primeiro método, ao contrário do segundo, assume a hipótese de distribuição normal multivariada dos dados. Os valores obtidos com o estimador ULS para os vários índices de ajustamento alternativos ao teste do χ^2 indicam que o modelo multidimensional hierárquico provê uma representação adequada dos dados, se assumirmos os critérios de referência antes mencionados. Conforme a aceitação deste modelo pressupõe, os valores respeitantes ao modelo unidimensional indicam também um bom nível de ajustamento. Contudo, o modelo hierárquico produziu valores do χ^2 , razão $\chi^2/g.l.$ e RMR mais baixos, e valores do GFI e AGFI mais altos, o que permite concluir que este modelo provê uma melhor representação dos dados do que o modelo unidimensional (Curran *et al.*, 1996). Os resultados apresentados no Quadro 1, relativos aos coeficientes de regressão dos itens nos factores, permitem duas

QUADRO 1
Estrutura interna da DAS: Pesos factoriais estandardizados

Descrição dos Itens	Modelo				
	Hierárquico			Unidimensional	
	Factor	ULS ¹	ML ¹	ULS ¹	ML ¹
<i>(itens 1-15: Grau aproximado de concordância em relação a)</i>					
1. <i>Finanças familiares</i>	I	.595	.590***	.561	.591***
2. <i>Aspectos ligados a divertimentos</i>	I	.569	.537***	.539	.513***
3. <i>Religião</i>	I	.306	.325***	.286	.288***
5. <i>Amigos</i>	I	.564	.575***	.523	.529***
7. <i>Convencionalismo</i>	I	.534	.568***	.491	.514***
8. <i>Filosofia de vida</i>	I	.687	.688***	.647	.663***
9. <i>Formas de lidar com familiares</i>	I	.560	.587***	.518	.533***
10. <i>Objectivos e coisas consideradas importantes</i>	I	.542	.560***	.509	.524***
11. <i>Quantidade de tempo passado em conjunto</i>	I	.505	.489***	.480	.477***
12. <i>Tomada de decisões importantes</i>	I	.587	.598***	.549	.568***
13. <i>Tarefas domésticas</i>	I	.549	.528***	.515	.533***
14. <i>Interesses e actividades nos tempos-livres</i>	I	.555	.507***	.533	.517***
15. <i>Decisões profissionais</i>	I	.553	.579***	.513	.533***
16. <i>Com que frequência fala sobre, ou tem considerado, o divórcio, a separação ou o fim da relação</i>	II	.690	.737***	.627	.675***
17. <i>Com que frequência você ou o seu companheiro(a) sai de casa depois de uma discussão</i>	II	.541	.564***	.498	.523***
18. <i>Considera que, de forma geral, as coisas com o seu companheiro(a) correm bem</i>	II	.786	.760***	.726	.739***
19. <i>Confia no seu companheiro(a)</i>	II	.540	.569***	.495	.524***
20. <i>Alguma vez lamenta ter-se casado (ou viver junto)</i>	II	.590	.612***	.542	.564***
21. <i>Com que frequência você e o seu companheiro(a) discutem</i>	II	.636	.607***	.589	.597***
22. <i>Com que frequência você ou o seu companheiro(a) deixa o outro com "os nervos à flor da pele"</i>	II	.584	.573***	.539	.549***
23. <i>Costuma beijar o seu companheiro(a)</i>	II	.453	.390***	.430	.404***
31. <i>Considerando a relação na globalidade, ... o grau de felicidade que a caracteriza</i>	II	.652	.642***	.601	.609***
32. <i>Qual das seguintes afirmações descreve melhor o que sente sobre o futuro da sua relação conjugal</i>	II	.247	.257***	.226	.240**
24. <i>Você e o seu companheiro(a) têm actividades e interesses fora de casa em que se envolvem juntos</i>	III	.352	.368***	.229	.196**
<i>(Itens 25-28: Com que frequência acontece)</i>					
25. <i>Terem uma troca de ideias estimulante</i>	III	.780	.796***	.495	.436***
26. <i>Rirem em conjunto</i>	III	.721	.694***	.510	.436***
27. <i>Discutirem calmamente um assunto</i>	III	.719	.677***	.469	.402***
28. <i>Trabalharem juntos num projecto</i>	III	.385	.398***	.240	.206**
4. <i>(Grau de concordância) Demonstrações de afecto</i>	IV	.820	.790***	.606	.595***
6. <i>(Grau de concordância) Relações sexuais</i>	IV	.655	.675***	.485	.485***
<i>(Itens 29-30: Tem havido problemas relativamente a)</i>					
29. <i>Ter relações sexuais</i>	IV	.324	.332***	.221	.221**
30. <i>Falta de demonstração de amor</i>	IV	.529	.488***	.397	.397***
Consenso	AC	.884	.895***	–	–
Satisfação	AC	.944	.938***	–	–
Coesão	AC	.525	.527***	–	–
Expressão de Afecto (EA)	AC	.748	.741***	–	–

Nota: ¹Método de estimação; ** $p < .01$, *** $p < .001$ para o respectivo valor não-estandardizado; I – Consenso; II – Satisfação; III – Coesão; IV – Expressão de Afecto; AC – Ajustamento Conjugal.

observações adicionais que discutiremos na secção final considerando o conjunto dos dados. Embora os valores sejam estatisticamente significativos, os itens 3, 24, 28, 29 e 32 apresentam pesos factoriais baixos (<.3) (Hattie, 1981) no factor geral de ajustamento conjugal (AC) (a este respeito, note-se que o teste da estrutura unidimensional e o teste da estrutura hierárquica geraram valores idênticos para a regressão dos itens no factor de AC; por questões de economia de espaço, apenas são apresentados os valores na solução unidimensional). No que respeita à regressão dos quatro factores primários no factor de geral de AC, verifica-se que ela é máxima, e bastante elevada, para o factor de Satisfação, o que indica o peso determinante desta dimensão no nível global de AC; pelo contrário, o factor de Coesão surge como o menos relevante, e relativamente pouco significativo em comparação com os restantes três factores primários.

QUADRO 2

Estrutura interna da DAS: Índices de ajustamento

Índice	Modelo			
	Hierárquico		Unidimensional	
	ULS ¹	ML ¹	ULS ¹	ML ¹
	144.239	743.274	287.020	984.175
χ^2	g.l. 460	g.l. 460	g.l. 464	g.l. 464
	–	$p<.0001$	–	$p<.0001$
$\chi^2/g.l.$	0.314	1.616	0.619	2.121
GFI	.965	.822	.930	.762
AGFI	.960	.795	.920	.729
RMS	.036	.038	.051	.053

Nota: ¹Método de estimação.

Uma vez que as AFC indicaram que o modelo multidimensional provê uma boa representação dos dados, nas restantes análises prosseguiu-se assumindo este modelo. O Quadro 3 mostra os valores da correlação inter-escalas. As correlações entre as notas das quatro sub-escalas apresentam valores moderados, o que sugere que os quatro factores, embora interrelacionados, são relativamente distintos entre si. De forma a determinar a consistência interna das escalas, calculou-se o coeficiente alfa de Cronbach (α); os valores obtidos foram .849, .827, .720 e .655 para as sub-

escalas de Consenso, Satisfação, Coesão e EA respectivamente, e .897 para a escala global. No que respeita à estabilidade teste-reteste das notas, obtiveram-se os seguintes coeficientes de correlação (r): Consenso, $r=.742$; Satisfação, $r=.800$; Coesão, $r=.541$; EA, $r=.779$; Escala Global, $r=.754$ ($p=.000$, $n=73$ para todas as notas).

QUADRO 3

Correlação inter-escalas

	Total	Consenso	Satisfação	Coesão	EA
Total		.896(*)	.857(*)	.625(*)	.658(*)
Consenso	.896(*)		.691***	.323***	.547***
Satisfação	.857(*)	.691***		.418***	.476***
Coesão	.625(*)	.323***	.418***		.289***
EA	.658(*)	.547***	.476***	.289***	

Nota: *** $p<.001$, $n=207$.

No Quadro 4 apresentam-se as médias e *d.p.* das notas na amostra total e nos sub-grupos relativos ao género, estado reprodutivo e experiência parental. Como era esperado, as notas médias na amostra total revelam um enriquecimento para o extremo positivo da escala. Tendo-se definido as cinco notas como variáveis dependentes e a experiência parental como variável independente, a MANOVA indicou diferenças significativas entre participantes com e sem experiência parental em todas as notas com excepção da nota de Expressão de Afecto (EA) [teste multivariado: $F(4,202)=3.781$, $p=.005$; testes univariados: Consenso: $F(1,205)=8.486$, $p=.004$; Satisfação: $F(1,205)=10.290$, $p=.002$; Coesão: $F(1,205)=9.022$, $p=.003$; EA: $F(1,205)=1.801$, $p=.181$; Escala Global: $F(1,205)=12.812$, $p=.000$]; como pode verificar-se no Quadro 4, as notas foram mais elevadas nos participantes que não tinham filhos. No que respeita ao estado reprodutivo, a análise revelou que a diferença entre sub-grupos era apenas estatisticamente significativa para a nota de EA, a qual foi mais alta no grupo expectante do que no grupo não expectante [teste multivariado: $F(4,202)=3.087$, $p=.017$; testes univariados: Consenso: $F(1,205)=0.001$, $p=.973$; Satisfação: $F(1,205)=0.040$, $p=.842$; Coesão: $F(1,205)=3.314$, $p=.070$; EA: $F(1,205)=4.471$, $p=.036$; Escala Global: $F(1,205)=0.025$, $p=.874$].

QUADRO 4

Estatísticas descritivas (média ±d.p.) das notas nos vários sub-grupos

Grupo	n	Escala Global	Consenso	Satisfação	Coesão	EA
Expectantes	120	118.43 ±12.8	51.02±6.4	42.04±4.3	15.64±3.4	9.73±1.7
Não-Expectantes	87	118.70 ±11.6	51.05±5.9	41.93±3.4	16.54±3.6	9.18±1.9
Mulheres	103	119.22 ±11.8	51.60±5.8	41.99±3.8	15.97±3.5	9.66±1.8
Homens	104	117.87 ±12.8	50.46±6.5	42.00±4.0	16.07±3.6	9.34±1.9
Com EP	58	113.78 ±14.6	49.07±7.4	40.62±4.8	14.86±3.9	9.22±2.0
Sem EP	149	120.40 ±10.8	51.79±5.4	42.53±3.4	16.47±3.3	9.60±1.7
Total	207	118.54 ±12.3	51.03±6.2	42.00±3.9	16.02±3.5	9.50±1.8

Nota: EP – Experiência Parental.

Os coeficientes de correlação entre as notas dos dois parceiros foram .447, .628, .517 e .580 para as sub-escalas de Consenso, Satisfação, Coesão e EA, respectivamente, e .616 para a escala global, todos eles estatisticamente significativos ($p=.000$ para todas as notas, $n=103$). No Quadro 5 apresentam-se os resultados da correlação com as notas do BDI, do STAI-Y e da ECS, separadamente para cada género. Conforme teoricamente esperável, as notas associaram-se negativamente ao nível de sintomatologia depressiva e de ansiedade e positivamente ao nível de envolvimento paterno depois do nascimento, embora a força destas associações apresente alguma variação com o género. A força das correlações com as restantes medidas difere também entre as sub-escalas da DAS, o que reforça a indicação de relativa independência entre os sub-constructos avaliados pela DAS. Em convergência com os dados anteriores, observa-se que as correlações são mais fracas para a nota de Coesão, a qual apenas se correlaciona significativamente com as notas do STAI-Y nas mulheres e com a nota do BDI nos homens.

DISCUSSÃO

Os resultados deste estudo indicam que a versão portuguesa da DAS apresenta características psicométricas equivalentes às da versão original. Os valores médios obtidos para as várias notas da DAS foram semelhantes àqueles que têm sido encontrados em amostras com características semelhantes (por ex., Dulude, Bélanger, Wright, & Sabourin, 2002, reportaram uma nota média global de 117 numa amostra de mulheres no terceiro trimestre da gravidez; e no estudo de Kurdek, 1992, o respectivo valor foi 120 numa amostra de 538 casais). Os valores da consistência interna, correlações teste-reteste, correlações inter-escalas e correlação entre as notas dos dois parceiros foram também genericamente adequados e em conformidade com o que tem sido reportado na literatura (por ex., no estudo de Kurdek, 1992, a correlação teste-reteste variou entre .56 e .65 para as sub-escalas e foi .69 para a escala global; no estudo de Rossier *et al.*, 2006, a correlação entre parceiros variou entre .43 e .71 para as sub-escalas e foi .64 para a escala global). Como

QUADRO 5

Correlação entre as notas da DAS e as notas do BDI, STAI-Y e ECS

	Mulheres			Homens		
	BDI (n=95)	STAI-Y (n=103)	ECS (n=30)	BDI (n=97)	STAI-Y (n=104)	ECS (n=30)
Escala Global	-.270**	-.457***	.576**	-.414***	-.461***	.462**
Consenso	-.217*	-.360***	.596**	-.283**	-.455***	.442**
Satisfação	-.254*	-.404***	.525**	-.445***	-.393***	.381*
Coesão	n.s.	-.309**	n.s.	-.311**	n.s.	n.s.
EA	-.281**	-.369***	n.s.	-.330**	-.373***	.483**

Nota: * $p<.05$; ** $p<.01$; *** $p<.001$; n.s. – não-significativo ($p>.05$).

era esperado tendo em conta estudos prévios, observou-se ainda que os participantes com filhos perceberam significativamente menos qualidade conjugal do que os participantes sem experiência parental, e que as notas se associaram negativamente aos níveis de sintomatologia depressiva e de ansiedade e positivamente ao nível de envolvimento paterno. Estes resultados não são contra-intuitivos e, no que respeita à escala global, convergem com os de centenas de estudos prévios que indicam que a DAS pode ser considerada uma medida válida para medir o nível de ajustamento conjugal (AC) em termos globais.

Como referimos anteriormente, a possibilidade da DAS medir quatro sub-dimensões conceptualmente distintas do AC tem sido menos consensual. Os estudos com análises factoriais confirmatórias têm indicado que o modelo é empiricamente válido, embora o *loading* dos itens nos factores não seja perfeito. Neste estudo, a estrutura de quatro factores foi claramente identificada nas análises factoriais confirmatórias e mostrou-se mais satisfatória do que um modelo unidimensional do AC. No entanto, à semelhança de análises anteriores, constatou-se que alguns itens obtiveram pesos factoriais baixos e que globalmente a nota de Coesão apresentou um comportamento menos sólido do que as restantes notas (considerando que apresentou níveis mais baixos de estabilidade temporal e concordância entre parceiros, bem como pior poder discriminativo; no estudo de Kurdek, 1992, verificou-se também que esta era a única sub-escala que não diferenciava entre casais casados e casais separados/divorciados).

É provável que o baixo peso factorial do item 3 (*grau aproximado de concordância em relação a religião*) na nossa amostra reflecta características associadas a menor religiosidade, nomeadamente idade relativamente jovem e nível educacional alto. Será importante verificar a relevância deste item em estudos futuros que incluam uma maior diversidade de participantes. No que respeita aos itens 24 (*Você e o seu companheiro(a) têm actividades e interesses fora de casa em que se envolvem juntos*) e 28 (*Com que frequência acontece trabalharem juntos num projecto*), ambos pertencentes à sub-

-escala de Coesão, o seu baixo peso factorial poderá reflectir também diferenças culturais relativamente à amostra do estudo original de Spanier (1976); contudo, uma explicação alternativa para os resultados obtidos é o facto do seu conteúdo não ser completamente claro (*trabalhar num projecto* ou *ter actividades e interesses fora de casa* não define claramente o conteúdo da situação e pode ser entendido de formas diferentes). Em coerência com esta explicação, verificou-se que o item 14 (*grau aproximado de concordância em relação a interesses e actividades nos tempos livres*), cujo conteúdo é próximo mas mais claro, obteve um peso factorial mais significativo. Estes resultados sugerem que a eliminação daqueles dois itens, ou a sua reformulação, poderia contribuir para melhorar o comportamento psicométrico da sub-escala de Coesão. Quanto ao item 32 (*Qual das seguintes afirmações descreve melhor o que sente sobre o futuro da sua relação conjugal*), relacionado com o nível de compromisso e percepção subjectiva do futuro da relação, pensamos que a sua baixa carga factorial resulta do facto das duas primeiras opções de resposta poderem sugerir dependência ou auto-sacrifício na relação (Kurdek, 1992). Em função deste aspecto, pensamos que a DAS poderia ser melhorada também com a reformulação ou eliminação destas duas opções de resposta (opção 1: *Quero absolutamente que a minha relação tenha sucesso e 'faria praticamente tudo o que fosse necessário' para isso acontecer*; opção 2: *Quero muito que a minha relação tenha sucesso e 'farei tudo o que possa' para isso acontecer*). Finalmente, o item 29 (*Tem havido problemas na relação relativamente a relações sexuais*), da sub-escala de Expressão de Afecto (EA), obteve também um peso factorial pouco significativo na nossa amostra. O mesmo tem sido reportado por outros autores, bem como níveis relativamente baixos de consistência interna para a sub-escala de EA (Graham, Liu, & Jeziorski, 2006) (nomeadamente, $\alpha < .70$, embora não exista a este respeito um critério estável de apreciação; Clark & Watson, 1995). Estes resultados parecem dever-se à restrição de variabilidade da pontuação nesta escala, composta por apenas 4 itens, dois dos quais (incluindo o item 29) são dicotómicos. É

provável que o ajustamento destes dois itens, no sentido de aumentar a variabilidade da sua pontuação, contribuisse para aumentar a consistência interna da escala de EA, a qual, de resto, é justificada neste estudo (considerando, por exemplo, que a nota média de EA foi mais alta no grupo expectante do que no grupo não-expectante, observação que não é contra-intuitiva se pensarmos que a redução da frequência de relações sexuais é considerada normal durante a gravidez; Colman & Colman, 1991). Enfim, os resultados sugerem que a DAS poderia ser melhorada com a reformulação ou eliminação de alguns itens, mas a eficácia destas alterações à versão original terá que ser testada empiricamente.

Como assinalaram Vitória, Almeida, e Primi (2006), as implicações da não unidimensionalidade de um instrumento dependem de como ele é analisado e de como os dados vão ser utilizados. Tendo em conta os resultados menos sólidos obtidos neste e noutros estudos para a sub-escala de Coesão, recomendamos que esta não seja usada isoladamente. Recordamos ainda que o uso de qualquer medida de avaliação psicológica tem que ser precedido de uma consideração informada do que ele pode e não pode fornecer; no caso da DAS, entrevistas clínicas e o uso conjunto de outras medidas deverão ajudar a pôr em contexto os méritos e limites da escala.

A observação de que a nota de Satisfação apresenta uma elevada correlação com a nota global (.86 neste estudo) e forte poder discriminativo de forma consistente ao longo dos estudos (e.g., Kurdek, 1992; Sabourin *et al.*, 1990) sugere-nos que esta sub-escala pode ser utilizada como versão curta da DAS quando o objectivo for avaliar globalmente o AC. Esta sub-escala, com 10 itens apenas, tem naturalmente maior capacidade discriminativa do que a chamada *single-item version* da DAS (i.e., o uso isolado do item 31 da escala, sugerido por Sharpley & Cross, 1982, que verificaram que este item permitia identificar correctamente os casais classificados como tendo ou não dificuldades de ajustamento em 65% dos casos).

Para a população americana, Crane, Allgood, Larson, e Griffin (1990) concluíram que a nota 107 na escala global equivale à nota 100 no MAT e pode ser usada como ponto de corte para

classificar casais com e sem dificuldades de ajustamento. Embora a avaliação rigorosa do *distress* conjugal e do potencial de divórcio não dispense o julgamento clínico (Whiting & Crane, 2003), estudos futuros com grupos de pessoas recentemente separadas ou em terapia conjugal poderão ajudar a estabelecer um ponto de corte para a versão portuguesa da DAS e, assim, a torná-la mais informativa e útil.

REFERÊNCIAS

- Aluja, A., Barrio, V., & Garcia, L. F. (2007). Personality, social values and marital satisfaction as predictors of parents' rearing styles. *International Journal of Clinical and Health Psychology, 7*, 725-737.
- Beck, A. T., Ward, C. H., Mendelson, M., Mock, J., & Erbaugh, J. (1961). An inventory for measuring depression. *Archives of General Psychiatry, 4*, 561-571.
- Bonney, J. F., Kelley, M. L., & Levant, R. F. (1999). A model of father's behavioral involvement in childcare in dual-earner families. *Journal of Family Psychology, 13*, 401-415.
- Busby, D. M., Christensen, C., Crane, D. R., & Larson, J. H. (1995). A revision of the Dyadic Adjustment Scale for use with distressed and nondistressed couples: Construct hierarchy and multidimensional scales. *Journal of Marital and Family Therapy, 21*, 289-308.
- Byrne, B. M. (1990). *A primer guide for LISREL*. New York: Springer.
- Byrne, B. M. (1995). One application of Structural Equation Modeling from two perspectives: Exploring the EQS and LISREL strategies. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural Equation Modeling: Concepts, issues and applications* (pp. 138-157). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment, 7*, 309-319.
- Colman, L.L., & Colman, A.D. (1991). *Pregnancy: The psychological experience* (Rev. and expanded ed.). NY: The Noonday Press.
- Crane, D. R., Busby, D. M., & Larson, J. H. (1991). A factor analysis of the Dyadic Adjustment Scale with distressed and nondistressed couples. *American Journal of Family Therapy, 19*, 60-66.
- Crane, D. R., Middleton, K. C., & Bean, R. A. (2000). Establishing criterion scores for the Kansas Marital Satisfaction Scale and the Revised Dyadic Adjustment Scale. *American Journal of Family Therapy, 28*, 53-60.

- Crane, D. R., Allgood, S. M., Larson, J. H., & Griffin, W. (1990). Assessing marital quality with distressed and nondistressed couples: A comparison and equivalency table for three frequently used measures. *Journal of Marriage and the Family, 52*, 87-93.
- Curran, P. J., West, S. G., & Finch, J. F. (1996). The robustness of test statistics to nonnormality and specification error in C.F.A. *Psychological Methods, 1*, 16-29.
- Delmore-Ko, P., Pancer, S., Hunsberger, B., & Pratt, M. (2000). Becoming a parent: The relation between prenatal expectations and postnatal experience. *Journal of Family Psychology, 14*, 625-640.
- Dimitrovsky, L., Levy-Shiff, R., & Schattner-Zanany, I. (2002). Dimensions of depression and perfectionism in pregnant and non-pregnant women: Their levels and interrelationships and their relationship to marital satisfaction. *Journal of Psychology, 136*, 631-646.
- Dinkel, A., & Balck, F. (2006). Psychometric analysis of the German Dyadic Adjustment Scale. *Zeitschrift für Psychologie, 214*, 1-9.
- Dulude, D., Bélanger, C., Wright, J., & Sabourin, S. (2002). High-risk pregnancies, psychological distress and dyadic adjustment. *Journal of Reproductive and Infant Psychology, 20*, 101-123.
- Dyer, D. E. (1983). *Courtship, marriage and family: American style*. Homewood, IL: The Dorsey Press.
- Eignor, D.R. (2001). Standarts for the development and use of tests: 'The standarts for educational and psychological testing'. *European Journal of Psychological Assessment, 17*, 157-163.
- Fisiloglu, H., & Demir, A. (2000). Applicability of the Dyadic Adjustment Scale for measurement of marital quality with Turkish couples. *European Journal of Psychological Assessment, 16*, 214-218.
- Gomez, R., & Leal, I. (2007). Envolvimento paterno no pós-parto: Estudo de validação da escala de confirmação das expectativas maternas de suporte. *Psicologia: Teoria, Investigação e Prática, 12*, 305-317.
- Graham, J. M., Liu, Y. J., & Jeziorski, J. L. (2006). The dyadic adjustment scale: A reliability generalization meta-analysis. *Journal of Marriage and the Family, 68*, 701-717.
- Gurman, S.A. (1975). Evaluating the outcomes of couple groups. In A. S. Gurman & D. G. Rice (Eds.), *Couples in conflict* (pp. 192-206). New York: Jason Aranson.
- Hambleton, R. K. (2001). The next generation of the ITC test translation and adaptation guidelines. *European Journal of Psychological Assessment, 17*, 164-172.
- Hancock, G. R., & Mueller, R. O. (2001). Rethinking construct reliability within latent variable systems. In R. Cudek, S. du Toit, & D. Sörbom (Eds.), *Structural equation modeling: Present and future* (pp. 195-216). Lincolnwood, IL: Scientific Software International Inc.
- Hattie, J. (1981). A four-stage factor analytic approach to study behavioral domains. *Applied Psychological Measurements, 5*, 77-88.
- Hoyle, R. H. (1995). The structural equation modeling approach. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues and applications* (pp. 1-15). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Hoyle, R. H., & Panter, A. T. (1995). Writing about structural equation models. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues and applications* (pp. 158-176). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Hu, L., & Bentler, P. M. (1995). Evaluating model fit. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues and applications* (pp. 76-99). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Hunsley, J., Best, M., Lefebvre, M., & Vito, D. (2001). The seven-item short form of the Dyadic Adjustment Scale: Further evidence for construct validity. *American Journal of Family Therapy, 29*, 325-335.
- Hunsley, J., Pinsent, C., Lefebvre, M., James-Tanner, S., & Vito, D. (1995). Construct validity of the short forms of the Dyadic Adjustment Scale. *American Journal of Family Relations, 44*, 231-237.
- Johnson, D. R., Amoloza, T. O., & Booth, A. (1992). Stability and developmental change in marital quality: A three-wave panel analysis. *Journal of Marriage and the Family, 54*, 582-94.
- Joreskog, K. G., & Sörbom, D. (1989). *LISREL 7: A guide to the program and applications* (2nd ed.). Chicago: SPSS.
- Kazac, A. E., Jarmas, A., & Snitzer, L. (1988). The assessment of marital satisfaction: An evaluation of the Dyadic Adjustment Scale. *Journal of Family Psychology, 2*, 82-91.
- Kurdek, L.A. (1992). Dimensionality of the Dyadic Adjustment Scale: Evidence from heterosexual and homosexual couples. *Journal of Family Psychology, 6*, 22-35.
- Locke, H. J., & Wallace, K. M. (1959). Short marital adjustment and prediction tests: Their reliability and validity. *Marriage and Family Living, 21*, 251-255.
- Levitt, M. J., Coffman, S., Guacci-Franco, N., & Loveless, S. C. (1993). Social support and relationship change after childbirth: An expectancy model. *Health Care for Women International, 14*, 502-512.

- Levitt, M. J., Coffman, S., Guacci-Franco, N., & Loveless, S. C. (1994). Attachment relationships and life transitions. In M. R. Sperling & W. H. Berman (Eds.), *Attachment in adults: Clinical and developmental perspectives* (pp. 232-255). New York: Guilford.
- Matthey, S., Barnett, B., Ungerer, J., & Waters, B. (2000). Paternal and maternal depressed mood during the transition to parenthood. *Journal of Affective Disorders, 60*, 75-85.
- MacCallum, R. C. (1995). Model specification: Procedures, strategies and related issues. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues and applications* (pp. 16-36). Thousand Oaks, CA: Sage.
- McIntyre, T., & Araújo-Soares, V. (1999). Inventário de Depressão de Beck: Estudo de validade numa amostra de doentes com dor crónica. In A. P. Soares, S. Araújo, & S. Caires (Eds.), *Avaliação Psicológica: Formas e Contextos – Volume VI* (pp. 245-255). Braga: APPORT.
- Mulaik, S. A., & James, L. R. (1995). Objectivity and reasoning in science and structural equation modeling. In R. H. Hoyle (Ed.), *Structural equation modeling: Concepts, issues and applications* (pp. 118-137). Thousand Oaks, CA: Sage.
- Narciso, I. S. B. (2001). *Conjugalidades satisfeitas mas não perfeitas: A procura do padrão que liga*. Dissertação de doutoramento não publicada. Faculdade de Psicologia e de Educação da Universidade de Lisboa.
- O'Hara, M., Zekoski, E., Philipps, L., & Wright, E. (1990). Controlled prospective study of postpartum mood disorders: Comparison of childbearing and nonchildbearing women. *Journal of Abnormal Psychology, 99*, 3-15.
- Rosen-Grandon, J. R., Myers, J. E., & Hattie, J. A. (2004). The relationship between marital characteristics, marital interaction processes and marital satisfaction. *Journal of Counseling and Development, 82*, 58-68.
- Rossier, J., Rigozzi, C., Charvoz, L., & Bodenmann, G. (2006). Marital satisfaction: Psychometric properties of the PFB and comparison with the DAS. *Swiss Journal of Psychology, 61*, 55-63.
- Sabourin, S., Valois, P., & Lussier, Y. (2005). Development and validation of a brief version of the Dyadic Adjustment Scale with a nonparametric item analysis model. *Psychological Assessment, 17*, 15-27.
- Sabourin, S., Lussier, Y., Laplante, B., & Wright, J. (1990). Unidimensional and multidimensional models of dyadic adjustment: A hierarchical reconciliation. *Psychological Assessment: A Journal of Consulting and Clinical Psychology, 2*, 333-337.
- Schumm, W. R., Scanlon, E. D., Crow, C. L., Green, D. N., & Buckler, D.L. (1983). Characteristics of the Kansas Marital Satisfaction Scale in a sample of 79 married couples. *Psychological Reports, 53*, 583-588.
- Sharpley, C.F., & Cross, D.G. (1982). A psychometric evaluation of the Spanier Dyadic Adjustment Scale. *Journal of Marriage and the Family, 44*, 739-741.
- Shek, D. T. L. (1995). The Chinese version of the Dyadic Adjustment Scale: Does language make a difference? *Journal of Clinical Psychology, 51*, 802-811.
- Silva, D. R. (2003). O Inventário de Estado-Traço de Ansiedade (S.T.A.I.). In M. M. Gonçalves, M. R. Simões, L. S. Almeida, & C. Machado (Eds.), *Avaliação Psicológica: Instrumentos validados para a população portuguesa* (vol. 1, pp. 45-63). Coimbra: Quarteto.
- Spanier, G. B. (1976). Measuring dyadic adjustment: New scales for assessing the quality of marriage and similar dyads. *Journal of Marriage and the Family, 38*, 15-28.
- Spielberger, C. D. (1983). *Manual for the State-Trait Anxiety Inventory (STAI)*. Palo Alto, CA: Consulting Psychologists Press.
- Tabachnik, B. G., & Fidell, L. S. (2001). *Using multivariate statistics*. Needham Heights, MA: Allyn & Bacon.
- Tavares, L. (1990). Depressão e relacionamento conjugal durante a gravidez e o pós-parto. *Análise Psicológica, 4*, 389-398.
- Thompson, L., & Spanier, G. B. (1983). The end of marriage and acceptance of marital termination. *Journal of Marriage and the Family, 45*, 103-113.
- Touliatos, J., Perimutter, B. F., & Straus, M. A. (Eds.). (2001). *Handbook of family measurements techniques* (vol. 1). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Vandeleur, C. L., Fenton, B. T., Ferrero, F., & Preisig, M. (2003). Construct validity of the French version of the Dyadic Adjustment Scale. *Swiss Journal of Psychology, 62*, 167-175.
- Vaz-Serra, A., & Abreu, J. (1973). Aferição dos quadros clínicos depressivos I: Ensaio de aplicação do 'Inventário Depressivo de Beck' a uma amostra portuguesa de doentes deprimidos. *Coimbra Médica, 20*, 623-644.
- Vitória, F., Almeida, L. S., & Primi, R. (2006). Unidimensionalidade em testes psicológicos: Conceito, estratégias e dificuldades na sua avaliação. *PSIC – Revista de Psicologia da Vetor Editora, 7*, 1-7.
- Whiting, J. B., & Crane, D. R. (2003). Distress and divorce: Establishing cut-off scores for the Marital Status Inventory. *Contemporary Family Therapy, 25*, 195-205.

RESUMO

A *Dyadic Adjustment Scale* (DAS; Spanier, 1976) é considerada uma das melhores medidas de avaliação da qualidade da relação conjugal. O objectivo deste estudo foi analisar o comportamento psicométrico da versão portuguesa da DAS. A amostra incluiu um total de 207 participantes (103 mulheres e 104 homens) casados ou a viver maritalmente com o companheiro/a há pelo menos seis meses. Os resultados de análises factoriais confirmatórias revelaram um bom ajustamento da estrutura multidimensional originalmente proposta. O alfa para a escala global de 32 itens foi .897, e variou entre .655 e .849 para as quatro sub-escalas. Os restantes dados (incluindo sobre a fidelidade teste-reteste e associação das notas com várias variáveis) indicaram também que a versão portuguesa da DAS apresenta características psicométricas equivalentes às da versão original. Adicionalmente, os resultados deste estudo sugerem que a sub-escala de Satisfação (10 itens) pode ser usada como uma versão curta da DAS quando o objectivo for avaliar o ajustamento conjugal em termos globais.

Palavras-chave: Avaliação psicológica, Casamento, Família, Relação marital, Terapia de casal.

ABSTRACT

The *Dyadic Adjustment Scale* (DAS; Spanier, 1976) is considered to be one of the best measures of marital quality. The goal of this study was to analyze the psychometric properties of the Portuguese version of the DAS. The sample was constituted of 207 participants (103 women and 104 men) who were married to or cohabiting with the partner for at least six months. Confirmatory factor analyses revealed a good fit of the multidimensional factor structure proposed originally. The alpha was .897 for the global scale, and varied between .655 and .849 for the four sub-scales. Additional analyses (including of test-retest reliability and the association of scores with various variables) provided further evidence for similar psychometric properties of the Portuguese version of the DAS as compared to the original version. The results of the present study also suggest that the Satisfaction sub-scale (10 items) can be used as a short-form of the original DAS when the aim is to evaluate marital adjustment in global terms.

Key words: Couples, Family, Marital therapy; Marriage, Psychological assessment.