



Psicologia em Estudo

ISSN: 1413-7372

revpsi@uem.br

Universidade Estadual de Maringá

Brasil

Evangelho Hernandez, José Augusto
Avaliação estrutural da escala de ajustamento diádico
Psicologia em Estudo, vol. 13, núm. 3, septiembre, 2008, pp. 593-601
Universidade Estadual de Maringá
Maringá, Brasil

Disponível em: <http://www.redalyc.org/articulo.oa?id=287122110021>

- ▶ Como citar este artigo
- ▶ Número completo
- ▶ Mais artigos
- ▶ Home da revista no Redalyc

 redalyc.org

Sistema de Informação Científica

Rede de Revistas Científicas da América Latina, Caribe, Espanha e Portugal
Projeto acadêmico sem fins lucrativos desenvolvido no âmbito da iniciativa Acesso Aberto

AVALIAÇÃO ESTRUTURAL DA ESCALA DE AJUSTAMENTO DIÁDICO

José Augusto Evangelho Hernandez*

RESUMO. O objetivo deste estudo foi avaliar a Escala de Ajustamento Diádico respondida por uma amostra não-probabilística de homens e mulheres brasileiros que estavam em relacionamento amoroso de diversos tipos. Os 542 sujeitos foram recrutados em diversos locais de Porto Alegre/RS e região metropolitana. Através da técnica estatística Análise Fatorial, este estudo realizou um exame da estrutura da escala. Os resultados obtidos foram comparados com o estudo original de construção do instrumento e outras confirmações subseqüentes. Através da comparação dos escores médios dos diferentes tipos de casais da amostra atual se pôde verificar o poder discriminativo do instrumento e, além disso, foi examinada sua fidedignidade. Apareceram evidências que dão razoável suporte à versão brasileira do instrumento para sua utilização na pesquisa e na clínica psicológica.

Palavras-chave: ajustamento diádico, relações conjugais, satisfação conjugal.

STRUCTURAL ASSESSMENT OF THE DYADIC ADJUSTMENT SCALE

ABSTRACT. The Dyadic Adjustment Scale answered by a non-probabilistic sample of Brazilian males and females involved in different types of love relationships is assessed. The 542 subjects were recruited in several sites in Porto Alegre RS Brazil and its metropolitan area. Current study examined the scale structure by the Factor Analysis statistics technique. Results were compared to the original construction of the instrument study and other subsequent confirmations. The comparison of average scores of different kinds of couples in current sample verified the discriminative power of the instrument and its reliability. Evidences support the instrument's Brazilian version in research and in Psychology clinics.

Key words: Dyadic adjustment, marital relations, marital satisfaction.

EVALUACIÓN DE LA ESCALA DE AJUSTE CONYUGAL

RESUMEN. El propósito del estudio presente fue evaluar la Escala de Ajuste Conyugal contestada por una muestra non-probabilistic de hombres y mujeres brasileños que estuvieron implicados con relaciones de amor de varias clases. Los 542 sujetos fueron reclutados en varios sitios en Porto Alegre/RS y su área metropolitana. Con la técnica de estadística del análisis factorial, este estudio examinó la estructura de la escala. Los resultados fueron comparados a la construcción original del instrumento y de otras confirmaciones subsecuentes. Comparando las puntuaciones promedio de las clases diferentes de parejas de la muestra presente, podemos verificar el poder discriminatorio del instrumento, además de esto, su fiabilidad fue examinada también. Pruebas mostradas, del apoyo razonable a la versión brasileña del instrumento para su uso en la investigación y en clínica de psicología.

Palabras-clave: Ajuste conyugal, relaciones conyugales, satisfacción conyugal.

Este trabalho examinou a Escala de Ajustamento Diádico (EAD), construída por Spanier (1976), para avaliar o ajustamento conjugal. Através da técnica estatística Análise Fatorial, o estudo atual explorou a estrutura do instrumento, observando o desempenho dos itens na função de representar os construtos consenso diádico, satisfação diária, coesão diária e expressão de afeto. Também foi realizada uma validação de critério (concorrente) desta

medida. Além disso, foram calculados os coeficientes de fidedignidade para cada uma das subescalas da EAD.

A investigação sobre ajustamento conjugal teve início em 1929 com o clássico estudo de Hamilton. A partir desse momento, inúmeras medidas foram desenvolvidas com o propósito de avaliar a qualidade do relacionamento conjugal. Um exame mais detido do desenvolvimento dessas medidas revelou que a maioria não apresentava um

* Doutor em Psicologia do Desenvolvimento. Docente da Instituição Educacional São Judas Tadeu e Universidade Federal do Rio Grande do Sul.

relatório demonstrativo de validade e de fidedignidade, tampouco um conceito subjacente suficientemente claro para a sua construção. Ademais, esses instrumentos foram especificamente designados para uso com diádes que estivessem formalmente casadas, não abrangendo outras possibilidades da relação amorosa. Apesar da preeminência que o conceito de ajustamento conjugal teve na evolução do estudo do casamento e do relacionamento familiar, Spanier e Cole (1975) também reconheceram a consistência das críticas que o classificavam como vago e ambíguo. Consequentemente, estes pesquisadores sentiram a necessidade de construir uma nova escala para medir o ajustamento conjugal.

O ajustamento conjugal está em constante mudança, com uma dimensão qualitativa que se pode avaliar, em qualquer ponto do tempo, numa direção de bem-ajustado a desajustado. Em outras palavras, ajustamento conjugal é um processo no qual o resultado é determinado pelo grau das diferenças diádicas incômodas, das tensões interpessoais e da ansiedade pessoal, da satisfação diária, da coesão diária e do consenso diádico sobre matérias importantes para o funcionamento da diáde. Esta é a definição de ajustamento conjugal que buscou representar uma síntese da produção científica na área até a metade dos anos 70.

A Escala de Ajustamento Diádico (EAD) de Spanier (1976) foi construída na perspectiva de melhorar a medida de ajustamento conjugal integrando definições nominais, definições operacionais e mensuração. Além disso, foi pioneira na inclusão de casais que coabitam independentemente da formalização de sua união.

Os procedimentos de Spanier (1976) para produzir a EAD começaram pela reunião dos itens utilizados nos instrumentos de medição existentes até aquele momento. Nesta etapa, foi recrutado um conjunto de 300 itens. Aqueles repetidos foram sumariamente eliminados, e os remanescentes, avaliados por três juízes, que adotaram o critério da relevância ou da proximidade com o conceito de ajustamento conjugal.

Na etapa seguinte, foram acrescentados alguns itens novos aos que sobreviveram ao consenso dos julgadores para abranger aspectos do ajustamento conjugal que ainda não estavam contemplados. Ainda, 25 itens com formulações verbais alternativas foram incluídos para testar se afetariam as respostas dos sujeitos. Ao final desta etapa, ficaram 200 itens, que foram reunidos num questionário, precedidos de algumas variáveis sociodemográficas (Spanier & Cole, 1975). Este instrumento foi respondido por 218 pessoas casadas, 94 divorciadas nos últimos doze meses (que responderam baseadas no último mês de relacionamento) e, também, por um pequeno grupo de indivíduos que coabitavam sem serem formalmente

casados, para testar a compreensão e a aplicabilidade dos itens em diádes não casadas.

No passo seguinte, os dados foram analisados através da estatística, e os itens que apresentaram baixa variância e alta assimetria (*skewness*) e os das formulações alternativas que apresentaram variações mínimas nas respostas foram todos eliminados. Após, foi executado o Teste *t* de Student para amostras independentes, comparando os escores médios de casados ($n = 218$) e divorciados ($n = 94$). Os itens que não apresentaram diferenças estatísticas significativas ($p < 0,01$) também foram retirados. No final, mantiveram-se 40 itens no instrumento que foram submetidos à Análise Fatorial para avaliar sua representatividade para os construtos teóricos e confirmar as dimensões pressupostas (em número de cinco). Como as dimensões previstas para a EAD seriam correlacionadas (não ortogonais), foi programada uma solução fatorial com rotação oblíqua (Spanier, 1976).

De acordo com o resultado da análise fatorial, Spanier (1976) reduziu sua proposta inicial de cinco para quatro dimensões de ajustamento diádico: (1) Consenso diádico, que está endereçada para a percepção individual de aspectos do relacionamento e do nível de concordância do casal sobre uma variedade de questões básicas, tais como: financeiras, de lazer, religiosas, de amizades, de convencionalidade, de filosofia de vida, de negócios com parentes, de metas e objetivos, de tempo alocado, de participação na tomada de decisão, de participação nas tarefas domésticas, de decisões sobre as carreiras profissionais; (2) satisfação diária, que examina as percepções individuais acerca da possibilidade do divórcio/separação, da evasão de casa, do arrependimento, das querelas, da implicância mútua, do bem-estar, da confiança, do beijo, da felicidade e do compromisso com o relacionamento; (3) coesão diária, que avalia o grau de compartilhamento emocional do casal e mede as percepções individuais relativas ao engajamento mútuo em interesses externos, à estimulação de idéias, à diversão conjunta, à discussão tranquila e ao trabalho conjunto em projetos; (4) expressão de afeto, que mede a percepção da concordância do casal sobre as presenças/buscas e ausências/recusas de demonstrações de afeto e de relações sexuais. Conforme a observação dos procedimentos adotados por Spanier (1976) para a construção da EAD, pode-se constatar que esta foi submetida a um processo de validação completo, abrangendo o conteúdo, o critério e o construto.

A história do desenvolvimento da EAD continua com sua primeira submissão à Análise Fatorial confirmatória com uma amostra de indivíduos recém-separados, feita por Spanier e Thompson (1982). Nos resultados, as subescalas *consenso*, *satisfação* e *coesão* apresentaram uma réplica razoável da estrutura original, mas os itens da subescala

satisfação não tiveram este desempenho. Além disso, na subescala *expressão de afeto*, dois de quatro itens mostraram carga fatorial fraca. Na explicação, os autores sugeriram que esses resultados diferentes dos originais poderiam ter sido afetados pelas características da amostra de 205 pessoas, sendo 50 separadas e 155 divorciadas, enquanto no estudo de Spanier (1976) os sujeitos eram de casamentos intactos e dissolvidos.

Concomitantemente, Sharpley e Cross (1982), analisando os itens da EAD, encontraram uma única dimensão subjacente numa amostra de 95 indivíduos casados (58 mulheres e 37 homens). Estes pesquisadores australianos concluíram que a estrutura multifatorial original não foi replicada e que as subescalas *expressão de afeto* e *satisfação* seriam as mais problemáticas. A discussão da uni- ou multidimensionalidade da EAD tem sido um ponto importante e controverso. Outros investigadores (Bouchard, Sabourin, Lussier, Wright & Boucher, 1991; Lim & Ivey, 2000) também não confirmaram os quatro fatores previstos por Spanier (1976) para a EAD, e Kazak, Jarmas e Snitzer (1988) encontraram indicativos fracos desses fatores. Por outro lado, Crane, Busby e Larson (1991) identificaram os quatro fatores previstos com dados de casais clinicamente desajustados, porém o mesmo não aconteceu com casais ajustados. Contudo, vários estudos têm apoiado a multidimensionalidade da escala (Kurdek, 1992; Sabourin, Lussier, Laplante & Wright, 1990; Shek, 1994) e a sua estabilidade e a de suas subescalas (Carey, Spector, Lantinga & Krauss, 1993). Ainda assim, diversos pesquisadores têm utilizado a EAD como medida global ou unidimensional de ajustamento conjugal (Halford & Osgarby, 1993; Hartman & Daly, 1983; Jacobson, Follette & Pagel, 1986; Lauer & Lauer, 1990).

Spanier (1976) encontrou os seguintes coeficientes Alfa de Cronbach relativos à fidedignidade da EAD: subescala *consenso diádico*, 0,90; *satisfação diádica*, 0,94; *coesão diádica*, 0,86; *expressão de afeto*, 0,73; e, a escala total (EAD), 0,96. Segundo Pasquali (2003), estes valores representam uma consistência interna esperada para um instrumento de medida.

Com relação à fidedignidade do instrumento, Spanier e Thompson (1982) apenas relataram o Coeficiente Alfa de Cronbach para a EAD total (0,91) e mais nenhuma referência às subescalas. Sharpley e Cross (1982) encontraram um Alfa de Cronbach de 0,96 para a EAD total. Carey et al. (1993), examinando a fidedignidade da EAD através do método de teste-reteste, com intervalo de duas semanas, obtiveram coeficientes de correlação de Pearson que variaram de 0,75 a 0,87 para a EAD total e suas subescalas e que confirmaram a estabilidade do instrumento.

Lim e Ivey (2000), usando uma amostra de chineses-americanos, relataram valores do Coeficiente Alfa de Cronbach de 0,93 para a EAD total, 0,91 para a subescala *consenso*, 0,83, para *satisfação*, 0,78, para *coesão* e 0,70 para *expressão de afeto*. Estes autores concluíram que a EAD é potencialmente útil para ser utilizada com amostras asiáticas. Mais recentemente, Graham, Liu e Jeziorki (2006) conduziram uma meta-análise para examinar a fidedignidade da Escala de Ajustamento Diádico entre 91 estudos publicados com 128 amostras e 25.035 participantes. Neste trabalho, foi encontrada considerável consistência interna média para a EAD total (0,91) e as subescalas *coesão* (0,78), *consenso* (0,87) e *satisfação* (0,84). A subescala *expressão de afeto* apresentou o Coeficiente Alfa de Cronbach médio mais baixo (0,71) entre todas as pesquisas consideradas. Os autores concluíram que, após 30 anos de existência, a EAD continua a ser um instrumento fortemente eficaz na pesquisa sobre relacionamento.

Menos de dez anos após a criação da EAD, Spanier (1985) já havia recebido mais de 1000 correspondências relatando o uso do instrumento. No primeiro ano do século 21, Prouty, Markowski e Barnes (2000) registraram que, desde sua criação, essa escala já foi utilizada em alguns milhares de estudos científicos. Nas últimas três décadas, embora tenha sido grande a utilização da EAD (Ahlborg, Persson & Hallberg, 2005; Aube & Koestner, 1995; Belsky & Isabella, 1985; Belsky, Spanier & Rovine, 1983; Davidson & Sollie, 1987; Dehle & Weiss, 2002; Dimitrovski, Levy-Shiff & Schattner-Zanany, 2002; Isaac & Shah, 2004; Lam et al., 2004; Langis, Sabourin, Lussier & Mathieu, 1994; Lim & Ivey, 2000; McGovern & Meyers, 2002; Prouty, Markowski & Barnes, 2000; Tomlinson & Irving, 1993; Wallace & Gotlib, 1990; Wilson, Larson, McCulloch & Stone, 1997), não se tem conhecimento do uso da mesma em pesquisas realizadas no Brasil, exceto um estudo exploratório de Magagnin et al. (2003). A EAD foi traduzida para, no mínimo, cinco idiomas: espanhol (Casas & Ortiz, 1985), francês (Baillargeon, Dubois & Marineau, 1986), chinês (Shek, 1995), turco (Fisiloglu & Demir, 2000) e português do Brasil (Magagnin et al., 2003).

Em vários países, a EAD tem auxiliado na avaliação da eficácia de terapias de casais (Adam & Cingras, 1982; Brock & Joanning, 1983; Cáceres & Cáceres, 2006; Eizaguirre, 2002; Figueiras, Machado & Alves, 2002; Jacobson, 1984; Jacobson & Follete, 1985; Laham, 1990; Peçanha, 2005; Perlin & Diniz, 2005; Prouty, Markowski & Barnes, 2000). Da mesma forma, a validação da EAD com dados brasileiros poderá contribuir na avaliação de casais em psicoterapia e na investigação psicológica dos relacionamentos íntimos. O presente trabalho examinou, através da Análise Fatorial e do Coeficiente Alfa de

Cronbach, a estrutura e a fidedignidade da EAD, respectivamente, com uma amostra de indivíduos (coabitantes e não coabitantes com seus parceiros). Análises Fatoriais convencionais, além de serem usadas para o desenvolvimento de novas escalas, podem ser utilizadas para validação de instrumentos existentes usando sujeitos diferentes daqueles que constituíram a amostra original da construção da escala (Burnett & Dart, 1997).

MÉTODO

Participantes

Participaram deste estudo 542 indivíduos que estavam em relacionamento amoroso heterossexual, condição necessária para responder ao instrumento. Foi realizada uma amostragem não probabilística, tipo de conveniência ou acidental. Esta ficou composta de 315 (58,1%) mulheres e 227 (41,9%) homens. A idade dos sujeitos variou de 14 a 63 anos, média de 28,4 anos. Os tipos de relação amorosa dos participantes se distribuíram em 1 (0,2%) amante, 13 (2,4%) companheiros, 175 (32,3%) casados, 34 (6,3%) noivos, 302 (55,7%) namorados; e 17 (3,1%) não identificaram o tipo de relacionamento. Relataram coabitar 196 (36,2%) pessoas, não coabitar 326 (60,1%); e 20 (3,7%) pessoas omitiram esta informação.

Instrumento

Foi examinada a EAD de Spanier (1976), composta por 32 itens que buscam representar o ajustamento conjugal através das dimensões *consenso diádico*, *satisfação diádica*, *coesão diádica* e *expressão de afeto*. O instrumento foi respondido por meio de uma escala tipo Likert variada com 5, 6 e 7 pontos, em geral, significando “nunca” e os 5, 6, ou 7 significando “todo o tempo”. Além disso, dois itens (29 e 30) tinham apenas duas opções (“sim” ou “não”). O escore total da escala pode variar de 0 a 151 pontos e é obtido pela soma dos escores nos quatro fatores: *consenso* (de 0 a 65), *satisfação* (de 0 a 50), *coesão* (de 0 a 24) e *expressão de afeto* (de 0 a 12).

Alguns itens contêm afirmações positivas e outros, negativas, sendo que os escores destes últimos foram revertidos antes do cálculo da pontuação. De acordo com Spanier (1976), os indivíduos que obtiverem 101 pontos ou menos devem ser classificados como desajustados ou em sofrimento no relacionamento conjugal, e os que alcançarem 102 pontos ou mais, como ajustados.

A tradução brasileira da EAD foi produzida da versão norte-americana original (Spanier, 1976) usando-se o método de *back translation*, no qual participaram dois tradutores bilíngües.

Procedimentos

O instrumento foi respondido em praças, *shoppings*, salas de aula (escolas e universidades), reuniões de pais (no momento da entrega de boletins escolares dos filhos), reuniões de casais (grupos religiosos) e residências. Os dados foram coletados em grupos e de forma individual conforme o local e situação em que os sujeitos se encontravam (por exemplo, em sala de aula e na praça, respectivamente). Todos os participantes foram devidamente informados dos objetivos da pesquisa, preencheram e assinaram o necessário Termo de Consentimento Livre e Esclarecido.

Os dados foram analisados por meio do SPSS, versão 15.0, com estatísticas descritivas, análise de variância e análise fatorial. Esta última deu informações sobre a estrutura interna da EAD, o peso dos seus fatores e a complexidade estrutural dos seus itens (validade de construto). Por meio da análise de variância foi testada a validade de critério da escala, comparando-se as médias dos grupos de participantes que coabitavam com os que não coabitavam. Além disso, a fidedignidade (consistência interna) da EAD e suas subescalas foram avaliadas pelo Coeficiente Alfa de Cronbach.

RESULTADOS

O teste Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) revelou uma medida de adequação amostral de 0,93. É desejável que o valor do índice KMO seja o mais próximo de 1. Isto quer dizer que o somatório dos coeficientes de correlação parcial entre as variáveis deve ser pequeno quando comparado ao somatório dos coeficientes de correlação observados. Seus valores críticos, segundo Kaiser (1974), são os seguintes: valores na casa dos 0,90: adequação ótima; na casa dos 0,80, adequação boa; dos 0,70, razoável; dos 0,60, medíocre; e, dos 0,50 ou menores, adequação imprópria dos dados para a análise fatorial.

O teste de esfericidade de Bartlett (1954) apresentou os seguintes valores, $\chi^2(496) = 3460,23$, $p = 0,000$. Esta técnica serve para testar a hipótese nula de que a matriz de correlação é uma matriz identidade. Se essa hipótese não fosse rejeitada, o uso do modelo de análise fatorial deveria ser reavaliado.

A solução fatorial inicial para componentes principais extraiu sete fatores com autovalores acima de 1, sendo esses responsáveis por 55,9% da variância total explicada. No entanto, o exame do *Scree Test* (Cattell, 1966) indicou que uma solução fatorial com quatro fatores poderia ser adequada, conforme pode ser observado na Figura 1.

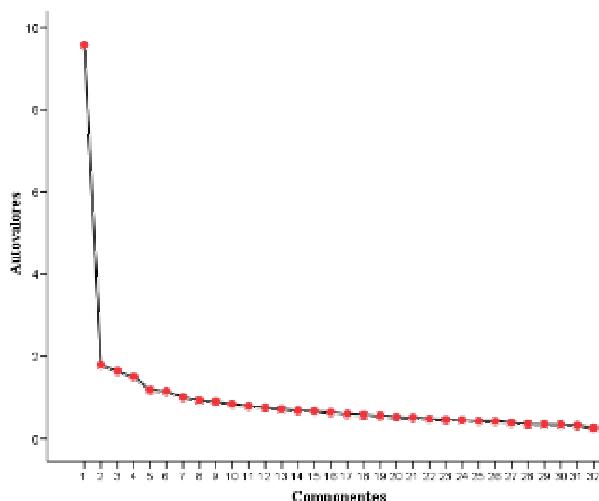


Figura 1. Scree Plot

Na seqüência, foi extraída uma solução para componentes principais com quatro fatores e rotação oblíqua (segundo o modelo de fatores correlacionados ou não ortogonais), explicando 45,3% da variância total. Os resultados desta técnica estatística revelaram que os treze

itens previstos por Spanier (1976) para a subescala *consenso diádico* carregaram mais forte no Fator 1 do que nos outros fatores, porém o item 13 apresentou cargas fatoriais fracas (menores do que 0,30) dispersas entre os quatro fatores, com um valor discretamente maior no Fator 4; dos dez itens determinados para a subescala *satisfação diádica*, sete itens carregaram com maior peso no Fator 2 do que nos outros fatores, mas os itens 23, 31 e 32, embora tenham apresentado cargas neste fator, carregaram mais forte no Fator 3; todos os cinco itens prescritos para a subescala *coesão diádica* carregaram mais forte no Fator 3 do que em outros fatores; e, por último, dos quatro itens determinados para a subescala *expressão de afeto*, somente o item 4 não apresentou carga maior no Fator 4, mas sim, no Fator 1. Como os itens, em geral, saturaram ao mesmo tempo nos quatro fatores, as cargas fatoriais menores que 0,30 foram excluídas da matriz fatorial, para facilitar a identificação das saturações predominantes (vide Tabela 1). O Coeficiente Alfa de Cronbach calculado para a EAD total foi de 0,93; os demais valores podem ser observados na Tabela 1.

Tabela 1. Matriz Rotada (oblíqua), Percentuais de Variância Explicada, Autovalores, Coeficientes Alfa de Cronbach, Médias e Desvios Padrão dos Fatores da EAD

Número e Conteúdo dos Itens \ Fatores	Consenso	Satisfação	Coesão	Expressão de Afeto
	1	2	3	4
01. Concordância sobre administração das finanças da família.	0,55			
02. Concordância sobre assuntos de recreação.	0,51			
03. Concordância sobre assuntos religiosos.	0,57			
04. Concordância sobre demonstrações de afeto.	0,43			0,33
05. Concordância sobre amigos.	0,59			
06. Concordância sobre relações sexuais.				0,65
07. Concordância sobre comportamento correto ou apropriado.	0,53			
08. Concordância sobre filosofia de vida.	0,65			
09. Concordância sobre em relação a negócios com parentes.	0,57			
10. Concordância sobre propósitos, metas e coisas importantes.	0,68			
11. Concordância sobre quantidade de tempo gasto juntos.	0,45			
12. Concordância sobre tomada de decisões importantes.	0,58			
13. Concordância sobre tarefas domésticas. *				
14. Concordância sobre atividades e tempo de lazer.	0,59			
15. Concordância sobre decisões profissionais.	0,62			
16. Considerar o término da relação.		0,76		
17. Sair de casa após uma briga.		0,83		
18. Pensar que entre os parceiros está tudo indo bem.		0,35		
19. Confiar no parceiro.	0,30	0,32		
20. Arrepender-se de ter casado.		0,61		
21. Frequência de brigas.		0,75		
22. Provocar irritação no parceiro.		0,63		
23. Beijar.			0,44	
24. Engajar-se juntos em projetos externos.			0,46	
25. Estimulação de troca de idéias.			0,80	
26. Rir juntos.			0,74	
27. Discutir com tranquilidade.			0,73	
28. Trabalhar juntos num projeto.			0,71	
29. Estar cansado demais para relações sexuais.				0,80
30. Não demonstrar amor.	0,33			0,43
31. Felicidade no casamento.	0,34	0,35		
32. Compromisso com o casamento.			0,31	
Autovalores	9,6	1,8	1,6	1,5
% de Variância Explicada	29,9	5,6	5,1	4,7
Alfas de Cronbach	0,86	0,86	0,76	0,62
Médias	44,6	32,6	15,4	9,1
Desvios Padrão	8,9	8,1	4,9	2,2

Nota: * cargas fatoriais abaixo de 0,30 foram excluídas.

Foi realizada a Análise de Variância *Oneway* tendo como variável independente a coabitAÇÃO (sim ou não). O objetivo deste teste foi realizar uma validação de critério para a EAD através da comparação entre grupos de pessoas com relação amorosa em contingências diversas (critério). O resultado revelou diferenças estatísticas significativas entre os escores médios da escala total entre os grupos que coabitavam ($n = 196$) e que não coabitavam ($n = 327$), $F(1, 522) = 32.541$; $p < 0,01$. Estes resultados mostraram que os indivíduos que coabitavam com os parceiros obtiveram na EAD total escores médios significativamente mais elevados do que os que não coabitavam.

DISCUSSÃO

A primeira extração fatorial para componentes principais com número de fatores indeterminado revelou sete fatores com autovalores maiores do que 1 para os itens da EAD, o que, em princípio, não confirmou a estrutura estabelecida por Spanier (1976); porém o *Scree Test* indicou a possibilidade da adoção dos quatro fatores, e em decorrência, os resultados ratificaram a proposta original na maior parte.

Todos os itens que deveriam representar o *consenso diádico* carregaram no primeiro fator extraído pela A Análise Fatorial. Este fator foi responsável pela maior parte da variância explicada, revelando-se o mais robusto da EAD (vide Tabela 1). Apenas o item 13 (“concordância sobre tarefas domésticas”) que teve sua carga fatorial dividida entre os quatro fatores, não se mostrou um representante nítido do *consenso diádico*.

A dimensão *satisfação diádica* pode ser identificada com clareza no segundo fator extraído. Nove dos dez itens previstos na solução original para representar esta dimensão saturaram neste fator, somente o item 23 (freqüência de beijo) não teve o mesmo comportamento. Spanier e Thompson (1982) comentaram que este mesmo item não teve o desempenho esperado e Busby et al. (1995) relataram que o item 23 não se agrupou no fator *satisfação* e decidiram removê-lo da versão revisada da EAD que produziram. Além disso, os itens 31 e 32 carregaram simultaneamente nos outros fatores; contudo, Spanier (1976) explicou que estes itens representam indicadores globais do ajustamento diádico, é esperado que dispersem suas cargas entre vários fatores da EAD. Nesta característica particular, destaca-se o item 32, que mede o ajustamento do indivíduo com o relacionamento e não a percepção dele sobre o funcionamento do relacionamento.

A dimensão *coesão diádica* pode ser nitidamente identificada com o terceiro fator extraído, haja vista que todos os itens previstos para esta dimensão apresentaram suas cargas predominantes no fator 3. Da mesma forma, a dimensão *expressão de afeto* pode ser identificada com clareza como o quarto fator extraído.

No trabalho atual, constatou-se que a maioria dos itens apresentou saturações acima de 0,30, simultaneamente, em vários fatores, o que também foi encontrado por Spanier e Thompson (1982). Alguns pesquisadores sustentaram a idéia de que a EAD seja um instrumento unidimensional (Bouchard et al., 1991; Lim & Ivey, 2000; Sharpley & Cross, 1982); contudo, Spanier (1976) salientou que os fatores do seu modelo de ajustamento diádico foram pensados para serem inter-relacionados. Spanier e Thompson (1982) comentaram que as intercorrelações entre os itens da EAD são esperadas em se tratando de dimensões de um conceito global, como o ajustamento diádico.

Conforme Pasquali (2003), o Coeficiente Alfa de Cronbach é um dos vários testes que verificam a consistência interna dos itens de um instrumento. A consistência interna corresponde ao grau de congruência que um item tem com os outros itens do instrumento de medida que está sendo avaliado. Em outras palavras, este coeficiente reflete o grau de covariância dos itens entre si. Quando a variância individual dos itens for pequena e a que eles produzem juntos for grande haverá maior consistência interna. O Coeficiente Alfa varia de 0 (ausência total de consistência interna) a 1 (consistência interna total). No estudo atual, a fidedignidade dos escores da EAD medida pelo Alfa de Cronbach foi comparada com as medidas encontradas em estudos anteriores (Carey et al., 1993; Fisiloglu & Demir, 2000; Graham, Liu & Jeziorki, 2006; Lim & Ivey, 2000; Shek, 1994; Spanier, 1976; Spanier & Thompson, 1982). Os níveis de consistência interna encontrados para a EAD total e suas subescalas, no presente estudo são similares aos produzidos nos anteriores, ou seja, classificados numa escala de razoáveis a ótimos.

Segundo Menezes (1998), a validade de critério procura avaliar o grau em que o instrumento discrimina grupos de pessoas que diferem em determinada característica de acordo com um critério-padrão. A validade de critério, concorrente, é caracterizada pela aplicação simultânea do instrumento e do critério. A validade de critério de um instrumento é estimada estatisticamente. Para avaliar a validade de critério da EAD, Spanier (1976) adotou como critério o tipo de relação, utilizando os escores

totais médios no instrumento de 218 pessoas casadas e 94 divorciadas, respectivamente, 114,8 e 70,7. Através do teste *t* de Student, descobriu-se que estas médias eram significativamente diferentes entre si ($p < 0,01$). Shek (1994) adotou como critério o ajustamento conjugal. Foram considerados os escores totais médios na EAD de pessoas anteriormente classificadas como conjugalmente ajustadas ($n = 91$) e desajustadas ($n = 81$), respectivamente, 107,1 e 59,4. A comparação entre estas duas médias revelou diferenças estatísticas significativas entre elas ($p < 0,01$). Logicamente, indivíduos conjugalmente desajustados deveriam apresentar escores menores na EAD.

O critério adotado para a validação da versão brasileira da EAD foi a condição de coabitAÇÃO com o parceiro. Esta requereria, de forma mais abrangente, o ajustamento diádico, devido à maior interdependência do casal. Seria esperado daqueles que não coabitam um menor ajustamento, haja vista que isso não oportunizaria aos parceiros experimentar, em intensidade e número, a convivência. Assim, haveria necessidade de os que coabitam desenvolverem um maior ajustamento. Os escores médios totais da EAD para os coabitantes ($n = 196$) e não coabitantes ($n = 327$) foram, respectivamente, 107,5 e 97,8. ANOVA apurou diferenças estatísticas significativas ($p < 0,01$) entre estas médias. Já que essa versão da EAD mostrou eficácia para discriminar o critério adotado, observar-se que a mesma teve validade de critério (concorrente).

CONCLUSÃO

Embora o fator *consenso diádico* tenha se mostrado o mais forte do instrumento, os outros três (satisfação diádica, coesão diádica e expressão de afeto) marcaram presença nítida, o que confirmou a multifatorialidade da EAD. Os 32 itens que compõem a versão brasileira da escala se ajustaram razoavelmente a uma solução de quatro fatores com os dados de indivíduos brasileiros.

Sem dúvida, o comportamento de alguns itens não foi o esperado para o instrumento. Nesse caso, devem-se considerar as observações de Spanier (1976), que, mesmo defendendo a EAD, reconheceu a possibilidade de melhorar alguns de seus itens em futuras investigações. Seria, portanto, importante que novas análises fossem realizadas com esse objetivo.

Considerando-se o desempenho apresentado pelos itens da EAD na análise fatorial, somado à eficácia discriminativa do instrumento em relação ao critério adotado, conclui-se que o instrumento forneceu uma medida confiável e válida para avaliar ajustamento

diádico no Brasil em atividades de investigação psicológica.

REFERÊNCIAS

- Adam, D. & Cingras, M. (1982). Short-and long-term effects of a marital enrichment program upon couple functioning. *Journal of Sex and Marital Therapy*, 8(2), 97-118.
- Ahlborg, T., Persson, L-O. & Hallberg, L. R-M. (2005). Assessing the quality of the dyadic relationship in first-time parents: Development of a new instrument. *Journal of Family Nursing*, 11(1), 19-38.
- Aube, J. & Koestner, R. (1995). Gender characteristics and relationship adjustment: Another look at similarity-complementarity hypotheses. *Journal of Personality*, 63(4), 879-904.
- Baillargeon, J., Dubois, G. & Marineau, R. (1986). Traduction française de l'Echelle d'ajustement dyadique/French translation of the Dyadic Adjustment Scale. *Canadian Journal of Behavioural Science*, 18(1), 25-34.
- Bartlett, M. S. (1954). A note on the multiplying factors for various chi square approximations. *Journal of the Royal Statistics Society*, 16(Series B), 296-298.
- Belsky, J., Spanier, G. B. & Rovine, M. (1983). Stability and change in marriage across the transition to parenthood. *Journal of Marriage and the Family*, 45(3), 567-577.
- Belsky, J. & Isabella, R. A. (1985). Marital and parent-child relationships in family of origin and marital change following the birth of a baby: A retrospective analysis. *Child Development*, 56(2), 342-349.
- Bouchard, G., Sabourin, S., Lussier, Y., Wright, J. & Boucher, C. (1991). La structure factorielle de la version française de l'échelle d'ajustement dyadique. *Revue Canadienne Des Sciences Du Comportement*, 18(1), 25-34.
- Brock, G. & Joanning, H. (1983). A comparison of the relationship enhancement program and the Minnesota couple communication program. *Journal of Marital and Family Therapy*, 9(4), 413-421.
- Burnett, P. C. & Dart, B. C. (1997). Conventional versus confirmatory factor analysis: Methods for validating the structure of existing scales. *Journal of Research and Development in Education*, 30(2), 126-132.
- Busby, D., Christensen, C., Crane, D. & Larson, J. (1995). A revision of the Dyadic Adjustment Scale for use with distressed and non-distressed couples: Construct hierarchy and multi-dimensional scales. *Journal of Marital and Family Therapy*, 21(3), 289-308.
- Cáceres, A. & Cáceres, J. (2006). Violencia en relaciones íntimas en dos etapas evolutivas. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 6(2), 271-284.
- Carey, M. P., Spector, I. P., Lantinga, L. J. & Krauss, D. J. (1993). Reliability of the Dyadic Adjustment Scale. *Psychological Assessment*, 5(22), 238-240.
- Casas, J. & Ortiz, S. (1985). Exploring the applicability of the Dyadic Adjustment Scale for assessing level of marital adjustment with Mexican Americans. *Journal of Marriage and the Family*, 47(4), 1025-1027.

- Cattell, R. B. (1966). The Scree Test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 1(2), 245-276.
- Crane, D., Busby, D. & Larson, J. (1991). A factor analysis of the dyadic adjustment scale with distressed and non-distressed couples. *The American Journal of Family Therapy*, 19(1), 60-66.
- Davidson, B. & Sollie, D. L. (1987). Sex-role orientation and marital adjustment. *Social Behavior and Personality*, 15(1), 59-69.
- Dehle, C. & Weiss, R. L. (2002). Associations between anxiety and marital adjustment. *The Journal of Psychology*, 136(3), 328-338.
- Dimitrovski, L., Levy-Shiff, R. & Schattner-Zanany, I. (2002). Dimensions of depression and perfectionism in pregnant and nonpregnant women: Their levels and interrelationships and their relationship to marital satisfaction. *The Journal of Psychology*, 136(3), 631-646.
- Eizaguirre, A. E. (2002). Alexitimia y relaciones de pareja. *Psicothema*, 14(4), 760-764.
- Figueiras, J. M., Machado, V. A. & Alves, N. C. (2002). Os modelos de senso-comum das céfaléias crônicas nos casais: relação com o ajustamento marital. *Análise Psicológica*, 1(XX), 77-90.
- 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(3), 214-218.
- Graham, J. M., Liu, Y. & Jeziorski, J. L. (2006). The Dyadic Adjustment Scale: A reliability generalization meta-analysis. *Journal of Marriage and Family*, 68(3), 701-717.
- Halford, W. K. & Osgarby, S. M. (1993). Alcohol abuse in clients presenting with marital problems. *Journal of Family Psychology*, 6(33), 245-254.
- Hamilton, G. (1929). *A research in marriage*. New York: Boni.
- Hartman, L. M. & Daly, E. M. (1983). Relationship factors in the treatment of sexual dysfunction. *Behavioral Research Therapy*, 21(2), 153-160.
- Isaac, R. & Shah, A. (2004). Sex roles and marital adjustment in Indian couples. *International Journal of Social Psychiatry*, 50(2), 129-141.
- Jacobson, N. S. (1984). A component analysis of behavioral marital therapy: The relative effectiveness of behavior exchange and communication/problem-solving training. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 52(1), 295-305.
- Jacobson, N. S. & Follette, W. C. (1985). Clinical significance of improvement resulting from two behavioral marital therapy components. *Behavior Therapy*, 16(3), 249-262.
- Jacobson, N. S., Follette, W. C. & Pagel, M. (1986). Predicting who will benefit from behavioral marital therapy. *Journal of Consulting and Clinical Psychology*, 54(4), 518-522.
- Kaiser, H. (1974). An index of factor simplicity. *Psychometrika*, 3(1), 31-36.
- Kazak, A., Jarmas, A. & Snitzer, L. (1988). The assessment of marital satisfaction: An evaluation of the Dyadic Adjustment Scale. *Journal of Family Psychology*, 2(2), 82-91.
- Kurdek, L. A. (1992). Dimensionality of the Dyadic Adjustment Scale: Evidence from heterosexual and homosexual couples. *Journal of Family Psychology*, 6(11), 22-35.
- Laham, J. W. (1990). Family-of-origin intervention: An intergenerational approach to enhancing marital adjustment. *Journal of Contemporary Psychotherapy*, 20(4), 211-222.
- Lam, P. M., Cheung, G. W. Y., Shek, D. T. L., Lee, D. T. S., Haines, C. & Chung, T. K. H. (2004). Psychological well-being and the dyadic relationship of Chinese menopausal women (and their spouses) attending hormone replacement clinics. *Gynecological Endocrinology*, 18(4), 206-211.
- Langis, J., Sabourin, S., Lussier, Y. & Mathieu, M. (1994). Masculinity, femininity, and marital satisfaction: An examination of theoretical models. *Journal of Personality*, 62(3), 393-414.
- Lauer, R. H. & Lauer, J. C. (1990). The long-term marriage: Perceptions of stability and satisfaction. *International Journal on Aging and Human Development*, 31(3), 189-195.
- Lim, B. K. & Ivey, D. (2000). The assessment of marital adjustment with Chinese populations: A study of the psychometrics properties of the Dyadic Adjustment Scale. *Contemporary Family Therapy*, 22(4), 453-465.
- Magagnin, C., Körbes, J. M., Hernandez, J. A. E., Cafruni, S., Rodrigues, M. T. & Zarpelon, M. (2003). Da conjugabilidade a parentalidade: gravidez, ajustamento e satisfação conjugal. *Aletheia*, 17/18, 41-52.
- McGovern, J. M. & Meyers, S. A. (2002). Relationships between sex-role attitudes, division of household tasks, and marital adjustment. *Contemporary Family Therapy*, 24(4), 601-618.
- Menezes, P. R. (1998). Validade e confiabilidade das escalas de avaliação em psiquiatria. *Revista de Psiquiatria Clínica*, 25(5). Recuperado em 20 de fevereiro de 2008 de <http://www.hcnet.usp.br/ipq/revista/r255/conc255b.htm>
- Pasquali, L. (2003). *Psicometria: teoria dos testes na Psicologia e na Educação*. Petrópolis: Vozes.
- Peçanha, R. F. (2005). Desenvolvimento de um protocolo piloto de tratamento cognitivo-comportamental para casais. Dissertação de Mestrado, Programa de Pós-Graduação em Psicologia, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro. Recuperado em 30 de agosto de 2007 de http://teses.ufrj.br/IP_m/RaphaelFischerPecanha.pdf
- Perlin, G. & Diniz, G. (2005). Casais que trabalham e são felizes: mito ou realidade? *Psicologia Clínica*, 17(2), 15-29.
- Prouty, A. M., Markowski, E. M. & Barnes, H. L. (2000). Using the Dyadic Adjustment Scale in marital therapy: An exploratory study. *The Family Journal: Counseling and Therapy for Couples and Families*, 8(3), 250-257.
- 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(3), 333-337.
- Sharpley, C. F. & Cross, D. G. (1982). A psychometric evaluation of the Spanier Dyadic Adjustment Scale. *Journal of Marriage and the Family*, 44(3), 739-741.
- Shek, D. T. L. (1994). Psychometric properties of the Chinese version of the Dyadic Adjustment Scale. *Psychologia: An International Journal of Psychology in the Orient*, 37(1), 7-17.
- Shek, D. T. L. (1995). The Chinese version of the Dyadic Adjustment Scale: Does language make a difference? *Journal of Clinical Psychology*, 51(6), 802-811.

- 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(1), 15-28.
- Spanier, G. B. & Cole, C. L. (1975). Marital Adjustment over the Family Life Cycle: The Issue of Curvilinearity. *Journal of Marriage and the Family*, 37(2), 263-275.
- Spanier, G. B. & Thompson, L. (1982). A confirmatory analysis of the Dyadic Adjustment Scale. *Journal of Marriage and the Family*, 44(3), 731-738.
- Spanier, G. B. (1985). Improve, refine, recast, expand, clarify--don't abandon. *Journal of Marriage and the Family*, (47)4, 1073-1074.
- Tomlinson, P. S. & Irwin, B. (1993). Qualitative study of women's reports of family adaptation pattern four years following transition to parenthood. *Issues in Mental Health Nursing*, 14(2), 119-138.
- Wallace, P. M. & Gotlib, I. H. (1990). Marital adjustment during the transition to parenthood: Stability and predictors of change. *Journal of Marriage and Family*, 52(1), 21-30.
- Wilson, S. M., Larson, J. H., McCulloch, B. J. & Stone, K. L. (1997). Dyadic adjustment: An ecosystemic examination. *The American Journal of Family Therapy*, 25(4), 291-306.

Recebido em 19/11/2006
Aceito em 14/05/2007

Endereço para correspondência : José Augusto Evangelho Hernandez. Rua Dr. Ernesto Di Primio Beck, 240, Vila João Pessoa, CEP 91510-490, Porto Alegre-RS. E-mail: hernandz@portoweb.com.br