

# Validação da Escala de Representações Mentais de Prestação de Cuidados para a população portuguesa: Um estudo numa amostra de pais de bebés de um mês de idade

## Validation of the Portuguese version of the Mental Representation of Caregiving Scale: A study with a sample of parents of one-month-old babies

ANA FONSECA<sup>1</sup>, BÁRBARA NAZARÉ<sup>2</sup> Y MARIA CRISTINA CANAVARRO<sup>3</sup>

### RESUMO

Este trabalho pretende apresentar os resultados da validação da versão portuguesa da Escala de Representações Mentais de Prestação de Cuidados (ERMPC; versão original, Mental Representation of Caregiving Scale).

Uma amostra de 500 participantes (267 mulheres), que foram pais há cerca de um mês de um bebé saudável, preencheu uma ficha de dados sociodemográficos, a ERMPC, a Escala de Vinculação no Adulto, o Questionário de Confiança Parental e escalas visuais analógicas para avaliar a experiência de parentalidade.

A versão portuguesa da ERMPC organiza-se em quatro dimensões: 1) Capaci-

---

1 Mestre em Psicologia Clínica (Mestrado Integrado). Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra. Aluna de Doutoramento em Psicologia Clínica (FCT – SFRH/BD/47053/2008) no Programa Inter-Universitário de Doutoramento em Psicologia Clínica das Faculdades de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra e de Psicologia da Universidade de Lisboa. Rua dos Covões, N. 17, 3750-465 Fermentelos - Águeda. Telefone: +351 91 772 77 09 Email: ana.fonseca77@gmail.com

2 Mestre em Psicologia Clínica (Mestrado Integrado)

Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra

Aluna de Doutoramento em Psicologia da Saúde (FCT – SFRH/BD/43204/2008) na Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra.

3 Doutorada em Psicologia Clínica. Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra Professora Catedrática na Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra.

dade e disponibilidade para a prestação de cuidados; 2) Capacidade de reconhecer as necessidades dos outros; 3) Motivações focadas no self para prestar cuidados; e 4) Avaliação dos outros como merecedores de ajuda. A ERMPC apresenta bons indicadores de fiabilidade e de validade. A escala mostrou-se adequada para utilização na população portuguesa, tanto em contexto de investigação como em contexto clínico.

**Palavras-chave:** Escala de representações mentais de prestação de cuidados; Fiabilidade; Prestação de cuidados; Representações mentais; Validade.

## **ABSTRACT:**

The representational models of caregiving drive the caregiving behavioral system, particularly in the case of parent-child interactions. This study aims to present the validation results of the Portuguese version of the Mental Representation of Caregiving Scale (ERMPC).

A sample of 500 participants (267 women), parents of one-month-old healthy babies, filled out a form with sociodemographic and clinical data, the ERMPC, the Adult Attachment Scale, the Confidence Parental Questionnaire and visual analogue scales assessing the parenthood experience.

The Portuguese version of the ERMPC comprises the following dimensions: 1) Ability and availability to provide effective care; 2) Ability to recognize the others' needs; 3) Self-focused motivations to provide care; and 4) Appraisal of others as worthy of help. The ERMPC presents good reliability and validity indices. These results indicate the suitability of using this scale in the Portuguese population, both in clinical and research contexts.

**Key-words:** Mental Representations of Caregiving Scale; Reliability; Caregiving; Mental representations; Validity.

## **INTRODUÇÃO**

A teoria da Vinculação (Bowlby, 1969/1982) constituiu um contributo revolucionário na compreensão da interação entre a criança e a figura parental, de que destaca o reconheci-

to dos mecanismos que determinam o comportamento da figura parental (George & Solomon, 1996). Esta teoria preconiza que o comportamento da figura parental é organizado por um

sistema comportamental, recíproco ao sistema comportamental de vinculação: o sistema comportamental de prestação de cuidados (Bowlby, 1969/1982; George & Solomon, 1996, 1999).

A função biológica do sistema comportamental de prestação de cuidados traduz-se, num primeiro momento, na protecção da criança em condições de ameaça/perigo (Solomon & George, 1996), tendo-se estendido, através de processos de educação e socialização, para incluir a preocupação genuína com as pessoas que precisam de ajuda ou que estão em sofrimento (de forma temporária ou crónica). Este sistema comportamental é, assim, um sistema altruísta, focado no bem-estar dos outros e no seu desenvolvimento, e não no bem-estar ou no estado emocional do próprio indivíduo (Mikulincer & Shaver, 2007).

A activação do sistema comportamental de prestação de cuidados ocorre quando pistas internas ou externas indicam ao indivíduo que a outra pessoa está em perigo ou que precisa de ajuda (i.e., quando a figura parental percebe as situações como ameaçadoras para a criança), enquanto a sua desactivação está associada a sinais de que a pessoa está bem e em segurança. É a avaliação que a pessoa faz das pistas que recebe, e não a necessidade efectiva da outra pessoa, que activa o sistema comportamental de prestação de cuidados. Quando activado, este sistema orienta

a utilização de um relatório de comportamentos que visam a protecção ou o alívio do sofrimento da pessoa (e.g., no caso da figura parental, agarrar e manter-se próximo da criança ou, em interacções entre adultos, mostrar interesse pelos problemas da pessoa e proporcionar ajuda instrumental; George & Solomon, 1999; Mikulincer & Shaver, 2007; Solomon & George, 1996).

### **Representações mentais de prestação de cuidados**

A activação e a orientação do funcionamento do sistema comportamental de prestação de cuidados têm subjacentes processos cognitivos (Mikulincer & Shaver, 2007). As experiências prévias de interacções de prestação de cuidados vão sendo codificadas e integradas em representações mentais cognitivas – as representações mentais de prestação de cuidados – que orientam os comportamentos de prestação de cuidados quando o sistema comportamental é activado, influenciando também as expectativas e os sentimentos do prestador de cuidados (Bell & Richard, 2000; Solomon & George, 1996). Assim, estas representações mentais constituem o factor explicativo das diferenças inter-individuais ao nível da prestação de cuidados e, simultaneamente, da continuidade intra-individual ao nível das interacções de prestação de cuidados (Mikulincer & Shaver, 2007).

George e Solomon (1989, 1996) caracterizam as representações mentais de prestação de cuidados como incluindo avaliações: a) do *self* enquanto prestador de cuidados (disponibilidade para responder, capacidade de entender os sinais do outro e eficácia das estratégias de prestação de cuidados); e b) do outro, enquanto indivíduo que quer e/ou merece ser cuidado e que sinaliza ou não a necessidade de cuidado. Avaliações positivas do *self* (enquanto disponível e eficaz na prestação de cuidados e capaz de identificar os sinais de ajuda), do outro (enquanto merecedor de ajuda) e da relação entre o *self* e o outro estão associadas a interações de prestação de cuidados mais positivas e eficazes.

A disponibilidade do prestador de cuidados para responder a sinais de ajuda está associada a aspectos motivacionais. A prestação de cuidados eficaz associa-se à disponibilidade genuína do indivíduo para prestar cuidados (motivações altruístas). Por outro lado, se o indivíduo não se percebe como disponível para ajudar os outros, o seu comportamento de prestação de cuidados será orientado por motivações focadas no *self* (motivações egoístas, como conseguir recompensas ou evitar consequências negativas) e pelas suas necessidades, em detrimento do bem-estar e das necessidades dos outros, ao contrário do que caracteriza o sistema comportamental de prestação de cuida-

dos (Feeney & Collins, 2001; Reizer & Mikulincer, 2007).

### **Representações mentais de prestação de cuidados e transição para a parentalidade**

A transição para a parentalidade implica uma mudança de perspectiva de criança (aquela que é vinculada) para uma perspectiva de figura cuidadora (aquela que presta cuidados), que é acompanhada pelo desenvolvimento de representações mentais: a) de si próprios enquanto prestadores de cuidados (com base nos modelos internos dinâmicos do *self* como tendo ou não capacidade e valor); b) da criança como receptora de cuidados (a partir dos modelos internos dinâmicos dos outros); e c) da relação pais-criança (George & Solomon, 1996, 1999; Mikulincer & Shaver, 2007).

### **A Escala de Representações Mentais de Prestação de Cuidados**

A Escala de Representações Mentais de Prestação de Cuidados - ERMPC (*Mental Representation of Caregiving Scale*) foi desenvolvida por Reizer e Mikulincer (2007), para colmatar a lacuna existente no âmbito da avaliação das representações mentais de prestação de cuidados.

De facto, para além da entrevista desenvolvida por George e Solomon

(1996) para avaliar a prestação de cuidados no contexto da relação pais-criança, apenas Kunce e Shaver (1994) e Feeney e Collins (2003) desenvolveram instrumentos de auto-resposta que se focaram na avaliação das interações de prestação de cuidados. A escala de Kunce e Shaver (1994; *Caregiving Questionnaire*) avalia atitudes de prestação de cuidados em relações românticas, incluindo quatro dimensões: manutenção da proximidade, sensibilidade aos sinais de pedido de ajuda do parceiro, prestação de cuidados controladora e prestação de cuidados compulsiva. Por outro lado, a escala de Feeney e Collins (2003; *Motivations for Caregiving Questionnaire*) centrou-se na avaliação das motivações para a prestação de cuidados (e.g., motivações egoístas e motivações altruístas). No entanto, e conforme referido por Reizer e Mikulincer (2007), estas escalas apresentam duas restrições: 1) foram construídas especificamente para avaliar as interações de prestação de cuidados no contexto de relações românticas; e 2) não incluem as dimensões de avaliação do *self* e do outro, que constituem as representações mentais de prestação de cuidados.

Com base na conceptualização teórica e nas escalas existentes, e na tentativa de superar as restrições que estas apresentavam, foi desenvolvida a ERMPC, cuja construção e validação foi apresentada em cinco estudos (Reizer & Mikulincer, 2007).

No primeiro estudo, com uma amostra de 841 participantes (526 mulheres), foi definida a versão final da ERMPC, com 27 itens, respondidos numa escala tipo Likert (de 1 = *Discordo muito* a 7 = *Concordo muito*), e organizados em cinco dimensões: 1) capacidade percebida para reconhecer as necessidades do outro; 2) capacidade percebida para proporcionar uma ajuda eficaz; 3) avaliação do outro como merecedor de ajuda; 4) motivações egoístas para prestar ajuda; e 5) motivações altruístas para prestar ajuda. Os coeficientes de consistência interna das dimensões oscilaram entre .75 e .80.

De forma geral, os restantes estudos atestam as boas características psicométricas da escala. Os coeficientes de fiabilidade foram semelhantes aos encontrados no primeiro estudo. No que respeita à validade, foram também encontradas associações significativas entre dimensões da escala e constructos como vinculação evitante ou ansiosa, preocupação empática e benevolência (procura da preservação e da melhoria do bem-estar de pessoas próximas).

No último estudo realizado, os autores procuraram examinar a validade de constructo da escala no contexto da relação pais-criança, numa amostra de adultos recém-casados sem filhos (N = 110 casais). Os resultados mostraram que representações mentais de prestação de cuidados mais positivas e menos motivações egoístas para prestar

ajuda estavam associadas a um maior desejo de parentalidade, a sentimentos positivos e expectativas de auto-eficácia relativas à parentalidade, suportando a sua validade de constructo neste contexto.

## Objectivos

O presente estudo teve como objectivos analisar a estrutura factorial e examinar as características psicométricas da versão portuguesa da ERMPC. Para isso, recorreremos a uma amostra de mulheres e homens da população portuguesa que, há cerca de um mês, foram pais de um bebé saudável, por este ser um contexto privilegiado de interacções de prestação de cuidados e, consequentemente, de activação do sistema comportamental de prestação de cuidados e das representações mentais que lhe estão subjacentes.

## MÉTODO

### Procedimento e amostra

Este estudo faz parte de um estudo longitudinal mais vasto (denominado “*Transição para a parentalidade em casais com indicação para diagnóstico pré-natal*”), que foi aprovado pela Comissão de Ética dos Hospitais da Universidade de Coimbra. A amostra foi recolhida nas consultas de Diagnóstico Pré-Natal e de Obstetrícia da Materni-

dade Dr. Daniel de Matos. Os participantes foram inicialmente contactados durante o segundo trimestre de gravidez (primeiro momento de avaliação); após serem explicados os objectivos da investigação, aqueles que aceitaram participar preencheram o formulário de consentimento informado. Cada casal recebeu dois protocolos de avaliação (um para cada membro), tendo-lhes sido pedido que os devolvessem preenchidos na data da próxima consulta. Nos restantes momentos de avaliação (um mês - segundo momento de avaliação - e seis meses após o nascimento do bebé - terceiro momento de avaliação), os protocolos de avaliação foram enviados por correio aos participantes, juntamente com um envelope pré-selado para que pudessem devolver os questionários já preenchidos.

O estudo que aqui apresentamos constitui um recorte relativo ao segundo momento de avaliação. Foram considerados os seguintes critérios de inclusão: a) homens e mulheres que foram pais de um bebé saudável há cerca de um mês; b) idade superior a 18 anos; e c) um nível de compreensão que permitisse o preenchimento dos protocolos.

A amostra final deste estudo foi constituída por 500 participantes, que foram aleatoriamente divididos em dois grupos: o Grupo 1 para realizar uma análise exploratória da estrutura dimensional da escala ( $n = 236, 47.2\%$ )

e o Grupo 2 para proceder à análise confirmatória da estrutura original da escala (e à sua comparação com a estrutura obtida através da análise factorial exploratória - AFE - realizada no Grupo 1, caso esta seja distinta; n

= 264, 52.8%). As características sociodemográficas dos dois grupos são apresentadas no Quadro 1, tendo-se verificado que os dois grupos são homogéneos quanto às suas características.

**Quadro 1. Caracterização da amostra (N = 500).**

	AMOSTRA		ESTATÍSTICA DE TESTE
	GRUPO 1 (N <sub>1</sub> = 236)	GRUPO 2 (N <sub>2</sub> = 264)	
Características dos pais	Frequências absolutas (%)	Frequências absolutas (%)	
Género			$\chi^2_{\text{obs}}(1) = 2.62$
Feminino	117 (49.6)	150 (56.8)	
Masculino	114 (50.4)	119 (43.2)	
	M (DP)	M (DP)	
Idade (anos)	35.05 (5.54)	34.50 (5.49)	$t_{\text{obs}}(498) = -1.11$
Habilitações literárias (anos)	13.19 (3.99)	13.12 (3.99)	$t_{\text{obs}}(498) = 0.83$
	Frequências absolutas (%)	Frequências absolutas (%)	
Situação Profissional			$\chi^2(1)_{\text{obs}} = 4.51^*$
Empregado	223 (94.5)	238 (90.5)	
Desempregado/Estudante	13 (5.5)	25 (9.5)	
Estado civil			$\chi^2(2)_{\text{obs}} = 1.81$
Solteiro	11 (4.7)	7 (2.7)	
Casado/Unido de facto Separado/Divorciado	220 (93.2) 5 (2.1)	249 (94.3) 8 (3.0)	
Paridade			$\chi^2(1)_{\text{obs}} = 1.07$
Primiparidade	103 (45.2)	115 (45.3)	
Multiparidade	125 (54.8)	139 (54.7)	
Características do bebé	(n <sub>1</sub> = 116)	(n <sub>2</sub> = 150)	
Género			$\chi^2(1)_{\text{obs}} = 1.47$
Feminino	58 (50%)	79 (52.7%)	
Masculino	58 (50%)	71 (47.3%)	
Semanas de gestação	38.81 (1.69)	38.97 (1.33)	$t_{\text{obs}}(264) = 0.86$

\*p < .05.

## Instrumentos

Para além de uma grelha com informação sociodemográfica e clínica (relacionada com a gravidez e o nascimento do bebé), os participantes preencheram um conjunto de instrumentos de auto-resposta, nomeadamente:

- *ERMPC* (Reizer & Mikulincer, 2007): As principais características desta escala foram descritas na introdução. Após ter sido obtida a autorização dos autores da versão original da escala para a sua tradução e adaptação para a população portuguesa, iniciou-se o processo de tradução da escala. O questionário começou por ser traduzido para português por duas pessoas (de forma independente), originando uma versão final concertada. Posteriormente, procedeu-se à tradução da versão portuguesa da escala para inglês, por uma terceira pessoa fluente na língua inglesa. As duas versões em inglês (a original e a que foi traduzida a partir da versão portuguesa) foram comparadas pelos autores da versão portuguesa e da versão original da escala. Dada a inexistência de diferenças importantes entre as duas versões ao nível do significado dos itens, a versão portuguesa da escala ficou concluída.

- *Questionário de Confiança Parental – QCP (Maternal Confidence Questionnaire*; versão portuguesa: Nazaré, Fonseca, & Canavarro, no prelo): a versão portuguesa desta esca-

la, destinada a avaliar a percepção de confiança no papel de mãe/pai, é constituída por 13 itens, respondidos numa escala de frequência (*de 1 = Nunca a 5 = Sempre*). A escala organiza-se em três dimensões (Conhecimento acerca do bebé, Prestação de cuidados ao bebé e Avaliação da experiência de parentalidade), podendo também calcular-se uma pontuação global. Pontuações mais elevadas são indicadoras de níveis mais elevados de confiança parental. Na nossa amostra, o valor de alfa de Cronbach foi .85.

- *Escala de Vinculação no Adulto – EVA (Adult Attachment Scale - Revised*; versão portuguesa: Canavarro, Dias, & Lima, 2006): escala constituída por 18 itens, respondidos numa escala de Likert de 5 pontos (*de 1 = Nada característico em mim a 5 = Extremamente característico em mim*), com o objectivo de avaliar a vinculação no adulto. A EVA organiza-se em duas dimensões: Ansiedade (modelo do *self*, avalia o grau de ansiedade relacionada com questões interpessoais de receio de abandono e/ou de não ser querido) e Evitamento (modelo dos outros, avalia o grau de confiança e a percepção de disponibilidade dos outros, bem como o grau de conforto com a proximidade e intimidade com os outros). Pontuações superiores são indicadoras, respectivamente, de uma maior ansiedade ou receio relacionado com questões interpessoais (e.g., abandono)



e de uma menor confiança nos outros e menor conforto com a proximidade (Collins, 2008). Na nossa amostra, os valores de alfa de Cronbach foram .84 (Ansiedade) e .64 (Evitamento).

Foi ainda pedido aos participantes que respondessem a um conjunto de questões respeitantes ao papel parental e à relação com o bebé: a dificuldade de adaptação ao papel parental (“*Considere que a sua adaptação ao nascimento do bebé e ao papel de mãe foi...*”), a percepção de realização no papel parental (“*Até que ponto se sente realizada/o como mãe/pai neste momento?*”) e a satisfação na relação com o bebé (“*Até que ponto se sente satisfeita/o com a sua relação com o seu bebé neste momento?*”), utilizando escalas analógicas visuais (de 0 = *Nada difícil/realizada/satisfeita* a 100 = *Extremamente difícil/realizada/satisfeita*).

### **Análises estatísticas**

As análises estatísticas foram realizadas com o *software* IBM SPSS Statistics 19, à excepção da Análise Factorial Confirmatória, para a qual foi utilizado o *software* IBM SPSS AMOS 18. Foram excluídos das análises os sujeitos que apresentavam não-respostas na Escala de Representações Mentais de Prestação de Cuidados. Nas restantes variáveis, a presença de não-respostas era aleatória, não se tendo procedido à sua substituição.

Para a caracterização das amostras, foram utilizadas estatísticas descritivas (como frequências absolutas e relativas percentuais, médias e desvios-padrão) e ainda testes de igualdade de valores médios (comparando as duas populações 1 e 2) e testes de Qui-Quadrado de homogeneidade. Estatísticas descritivas (frequências absolutas e relativas percentuais, mediana e amplitude inter-quartil, mínimo e máximo) foram também utilizadas para caracterizar os itens em termos da sua distribuição.

A validade de constructo da ERMPC foi analisada recorrendo a duas estratégias, um procedimento semelhante ao utilizado por Martínez-Pampliega, Castillo, & Vázquez (2011): a) uma estratégia exploratória, para examinar a organização factorial da escala numa cultura diferente daquela para a qual foi originalmente concebida; b) uma estratégia confirmatória, para testar o modelo da estrutura original da escala e comparar esse modelo com a nova estrutura encontrada.

O primeiro passo correspondeu à estratégia exploratória. No Grupo 1 da amostra, foi realizada uma Análise em Factores Comuns e Específicos (AFCE) usando o método de Componentes Principais (*rotação varimax*).

Após a realização da AFCE e da sua interpretação, foi realizada no Grupo 2 da amostra a técnica de Análise Factorial Confirmatória (AFC) para testar dois modelos: o modelo original de 5

factores (Modelo 1) e o modelo resultante da AFCE (Modelo 2). Apenas para a realização da AFC, foi utilizado o parcelamento dos itens. O parcelamento (agregação de itens individuais em parcelas, que são utilizadas para representar o constructo latente) foi utilizado para reduzir o número de itens no modelo de medida e o número de parâmetros a estimar, para reduzir a não-normalidade e para melhorar o ajustamento do modelo (Bandalos, 2002; Little, Cunningham, Shahar, & Widaman, 2002). Para cada um dos modelos testados, foram criadas três parcelas por factor, utilizando o algoritmo factorial (os itens foram distribuídos tendo em conta a saturação que apresentaram em relação ao factor; Matsunaga, 2008). A avaliação da qualidade dos modelos testados na AFC foi feita com o teste de ajustamento de qui-quadrado ( $\chi^2$ ) – testa o ajustamento entre o modelo hipotético e o modelo empírico, devendo ser não significativo estatisticamente ( $p > .05$ ); no entanto, devido à elevada sensibilidade deste teste à dimensão da amostra (em amostras de grande dimensão, verifica-se uma probabilidade de rejeitar a hipótese nula quando ela é verdadeira (erro Tipo I) acrescida; Maroco, 2010), devem ser considerados outros índices. Assim, foram considerados os seguintes índices de ajustamento: o índice de ajustamento absoluto  $\chi^2/g.l.$  (considerado bom se for inferior a 2 e aceitável se se situar entre 2 e 5, inclusive); o *Normative Fit Index – NFI*, o *Goodness of Fit Index*

– *GFI* e o *Comparative Fit Index – CFI* (cujos valores devem ser superiores a .90 para o modelo ser considerado adequado, com valores superiores a .95 a indicar um ajustamento muito bom do modelo); e o *Root Mean Square Error of Approximation – RMSEA* (que deve ser  $< .10$  para o modelo ser considerado ajustado; Maroco, 2010).

Para a comparação entre os dois modelos, foi ainda calculado o valor de  $\Delta\chi^2$  (diferença entre os valores de  $\chi^2$  do Modelo 1 e do Modelo 2) e o valor de significância estatística que lhe está associado; um valor de  $\Delta\chi^2$  significativo é indicador de que o modelo que apresenta um valor inferior de  $\chi^2$  constitui uma aproximação significativamente melhor entre as matrizes estimadas (modelo estimado) e as matrizes observadas (dados empíricos; Kline, 2011). Além disso, foi também considerado o *Critério de Informação de Akaike (AIC)*, um índice que não apresenta valores referenciais para classificar o ajustamento do modelo, mas que é apropriado para comparar modelos alternativos que se ajustem igualmente aos dados (o melhor modelo é o que apresenta valores inferiores neste índice; Byrne, 2010).

Após a realização da AFC que comparava os dois modelos (Modelo 1 e 2), foi seleccionado o melhor modelo, com base nos critérios acima referidos. Posteriormente, a AFC do modelo seleccionado foi repetida na amostra total.

Tendo como referência o modelo escolhido, foi também avaliada a validade e a fiabilidade da escala. Para avaliar as validades convergente e discriminante da escala, foram realizadas correlações de Pearson entre as dimensões da escala (modelo final) e outras variáveis. Para averiguar a fiabilidade da escala foram calculados os valores do Coeficiente de Alfa de Cronbach para cada factor da escala e os valores de Alfa de Cronbach excluindo o item para cada item, bem como as correlações item-total e item-total corrigidas. Finalmente, foi

conduzida uma MANOVA para avaliar as diferenças de género nas diferentes dimensões da ERMPC, seguindo-se a realização de testes univariados quando o efeito se revelou significativo.

## RESULTADOS

### Características distribucionais dos itens

Nos Quadros 2 e 3 são apresentadas as estatísticas descritivas e as características distribucionais dos itens.

**Quadro 2. Tabela de frequências absolutas e relativas percentuais dos itens**

Itens	CATEGORIAS						
	1 n(%)	2 n(%)	3 n(%)	4 n(%)	5 n(%)	6 n(%)	7 n(%)
Item 01	6 (1.2)	12 (2.4)	30 (6.0)	76 (15.2)	72 (14.4)	267 (53.4)	37 (7.4)
Item 02	63 (12.6)	183 (36.6)	66 (13.2)	66 (13.2)	71 (14.2)	47 (9.4)	4 (0.8)
Item 03	139 (27.8)	142 (28.4)	43 (8.6)	54 (10.8)	46 (9.2)	53 (10.6)	23 (4.6)
Item 04	4 (0.8)	3 (0.6)	6 (1.2)	21 (4.2)	34 (6.8)	241 (48.2)	191 (38.2)
Item 05	4 (0.8)	5 (1.0)	7 (1.4)	51 (10.2)	60 (12.0)	268 (53.6)	105 (21.0)
Item 06	368 (73.6)	98 (19.6)	10 (2.0)	21 (4.2)	3 (0.6)	0 (0.0)	0 (0.0)
Item 07	382 (76.4)	92 (18.4)	9 (1.8)	7 (1.4)	5 (1.0)	4 (0.8)	1 (0.2)
Item 08	122 (24.4)	201 (40.2)	54 (10.8)	49 (9.8)	44 (8.8)	23 (4.6)	7 (1.4)
Item 09	56 (11.2)	108 (21.6)	46 (9.2)	101 (20.2)	55 (11.0)	100 (20)	34 (6.8)
Item 10	57 (11.4)	148 (29.6)	66 (13.2)	85 (17.0)	84 (16.8)	55 (11.0)	5 (1.0)
Item 11	142 (28.4)	156 (31.2)	39 (7.8)	58 (11.6)	47 (9.4)	46 (9.2)	12 (2.4)
Item 12	5 (1.0)	1 (0.2)	2 (0.4)	26 (5.2)	25 (5.0)	229 (45.8)	212 (42.4)
Item 13	2 (0.4)	3 (0.6)	7 (1.4)	46 (9.2)	46 (9.2)	283 (56.6)	113 (22.6)
Item 14	12 (2.4)	24 (4.4)	11 (2.2)	73 (14.6)	59 (11.8)	232 (46.4)	91 (18.2)
Item 15	170 (34.0)	179 (35.8)	32 (6.4)	57 (11.4)	34 (6.8)	24 (4.8)	4 (0.8)
Item 16	58 (11.6)	196 (39.2)	62 (12.4)	93 (18.6)	59 (11.8)	27 (5.4)	5 (1.0)
Item 17	211 (42.2)	181 (36.2)	17 (3.4)	49 (9.8)	10 (2.0)	24 (4.8)	8 (1.6)
Item 18	5 (1.0)	16 (3.2)	29 (5.8)	161 (32.2)	95 (19.0)	176 (35.2)	18 (3.6)
Item 19	146 (29.2)	177 (35.4)	47 (9.4)	99 (19.8)	24 (4.8)	6 (1.2)	1 (0.2)
Item 20	17 (3.4)	28 (5.6)	36 (7.2)	133 (26.6)	78 (15.6)	177 (35.4)	31 (6.2)
Item 21	359 (67.8)	126 (25.2)	12 (12.4)	13 (2.6)	8 (1.6)	1 (0.2)	1 (0.2)
Item 22	111 (22.2)	149 (29.8)	56 (11.2)	93 (18.6)	43 (8.6)	39 (7.8)	9 (1.8)
Item 23	4 (0.8)	7 (1.4)	11 (2.2)	100 (20.0)	57 (11.4)	268 (53.6)	53 (10.6)
Item 24	215 (43.0)	168 (33.6)	26 (5.2)	58 (11.6)	21 (4.2)	10 (2.0)	2 (0.4)
Item 25	85 (17.0)	203 (40.6)	46 (9.2)	101 (20.2)	38 (7.6)	24 (4.8)	3 (0.6)
Item 26	154 (30.8)	176 (35.2)	36 (7.2)	67 (13.4)	23 (4.6)	35 (7.0)	9 (1.8)
Item 27	13 (2.6)	42 (8.4)	31 (6.2)	229 (45.8)	77 (15.4)	99 (19.8)	9 (1.8)

Como se verifica, em todos os itens à excepção do item 06, todas as opções de resposta foram seleccionadas por, pelo menos, um participante. A pontuação mediana dos itens e a sua amplitude inter-quartil sugere que a maioria dos respondentes seleccionou opções de resposta mais próximas de um dos extremos na escala.

### Validade de constructo

#### AFCE

Os valores da estatística de Kaiser-Meyer-Olkin ( $KMO = .84$ ) e do teste de Bartlett ( $p < .001$ ) mostraram a adequabilidade da utilização da estrutura de correlação entre os itens, para aplicar a AFCE. A solução obtida inicialmente

**Quadro 3. Características distribucionais dos itens.**

	<b>MEDIANA</b>	<b>AMPLITUDE INTER-QUARTIL</b>	<b>MÍNIMO-MÁXIMO</b>
Item 01	6	1	1-7
Item 02	3	2	1-7
Item 03	2	3	1-7
Item 04	6	1	1-7
Item 05	6	1	1-7
Item 06	1	1	1-5
Item 07	1	1	1-7
Item 08	2	1	1-7
Item 09	4	4	1-7
Item 10	3	3	1-7
Item 11	2	3	1-7
Item 12	6	1	1-7
Item 13	6	1	1-7
Item 14	6	1	1-7
Item 15	2	2	1-7
Item 16	2	2	1-7
Item 17	2	1	1-7
Item 18	5	2	1-7
Item 19	2	3	1-7
Item 20	5	2	1-7
Item 21	1	1	1-7
Item 22	2	2	1-7
Item 23	6	1	1-7
Item 24	2	1	1-7
Item 25	2	2	1-7
Item 26	2	3	1-7
Item 27	4	1	1-7

(utilizou-se o critério de extracção de Kaiser– valores próprios  $> 1$ ) sugeriu uma estrutura factorial de seis factores que, no seu conjunto, explicavam 56.9% da variabilidade, embora os 2 últimos explicassem uma variabilidade muito baixa ( $< 5\%$ ) e não fossem, por isso considerados. Adicionalmente, a interpretação do *scree plot* sugeriu uma solução de quatro factores, que nos fez optar pela repetição da AFCE, pedindo a extracção de quatro factores. A solução final obtida explica uma variabilidade de 48.6%: o primeiro factor explica 23.1% da variabilidade, e o segundo, terceiro e quarto factores explicam, respectivamente, 10.9%, 8.5% e 6.1%. Todos os itens saturam apenas num factor, à excepção do item 01, que apresenta pesos semelhantes no factor 1 (peso = .46) e no factor 2 (peso = .42). Pelo significado conceptual do item, optámos por mantê-lo no segundo factor. No Quadro 4, encontra-se a estrutura factorial da versão portuguesa da ERMPC, bem como o factor a que pertencia cada um dos itens na estrutura original da escala.

#### AFCE

Foram testados dois modelos: Modelo 1 (estrutura original da escala, cinco factores correlacionados) e Modelo 2 (resultante da AFCE, quatro factores correlacionados). Para os dois modelos, foram criadas parcelas

(a constituição de cada parcela é apresentada no Quadro 5). A análise dos valores de assimetria e curtose das parcelas criadas mostrou que nenhuma apresentava valores indicadores de uma violação séria do pressuposto de normalidade (valores de assimetria  $> 3$ , valores de curtose  $> 10$ ), possibilitando a realização da AFC (Kline 2011, Maroco, 2010).

Os índices de ajustamento dos modelos testados são apresentados no Quadro 5. Como se pode notar, a análise de ajustamento dos dois modelos aos dados observados conduz a resultados significativos da estatística  $\chi^2$ , indicando pobre ajustamento entre o modelo estimado e o modelo empírico. Devido à elevada sensibilidade deste teste à dimensão da amostra, este indicador não é, por si só, suficiente para avaliar a adequabilidade dos modelos. Quadro 5.

A análise do ajustamento dos modelos com os diferentes índices aponta para o melhor ajustamento do Modelo 2, comparativamente ao Modelo 1. O cálculo do valor de  $\Delta\chi^2$  [ $\Delta\chi^2(32) = 77.67$ ,  $p < .001$ ] indica que o Modelo 2 mostra um ajustamento significativamente melhor (traduzida numa melhor aproximação entre as matrizes estimadas e as matrizes observadas ou dados empíricos; Kline, 2011). O valor de AIC, inferior no Modelo 2, reforça esta conclusão. Face ao melhor ajustamento do Modelo 2, este foi replicado com a amos-

### Quadro 4. Estrutura factorial da ERMPC (AFCE) (n1 = 236).

ITENS	F1	F2	F3	F4	V.O. <sup>A</sup>
<b>Factor 1: Capacidade e disponibilidade para a prestação cuidados</b>					
13. Sei que posso ajudar as pessoas que precisam.	.76				2
04. Quando tenho oportunidade, gosto de ajudar as pessoas que estão a precisar.	.69				5
05. Sei quando ajo correctamente com as pessoas que estão a precisar, mesmo que elas não me agradeçam por isso.	.69				2
23. As pessoas tendem a confiar em mim.	.68				2
14. Quando as outras pessoas me quiserem envolver nos seus problemas, estarei lá para as ajudar.	.67				5
12. Sinto-me muitíssimo bem quando ajudo pessoas que estão a precisar.	.64				5
18. Quando outra pessoa está com problemas, normalmente sei como ajudá-la.	.58				2
27. Sou capaz de diminuir de forma eficaz o sofrimento dos outros.	.47				2
20. Sou capaz de ajudar outra pessoa a resolver os seus problemas, sem que eu próprio assumo o controlo e resolva os problemas sozinho.	.46				2
<b>Factor 2: Capacidade para reconhecer as necessidades dos outros</b>					
10 (R). Por vezes, não me apercebo dos sinais subtis que me indicam como a outra pessoa se está a sentir.		.76			1
16 (R). Normalmente, não me apercebo de pistas que indicam como a outra pessoa se sente quando está em stress.		.75			1
08 (R). Para mim, é difícil perceber quando a outra pessoa está aborrecida ou preocupada com alguma coisa.		.73			1
25 (R). Tenho tendência a não me aperceber ou a interpretar mal os sinais de ajuda que recebo.		.72			1
02 (R). Por vezes, não me apercebo quando me pedem ajuda.		.69			1
01. Sou bom a perceber as necessidades e sentimentos de outras pessoas, mesmo quando são diferentes dos meus.	.46	.42			1
<b>Factor 3: Motivações para prestar cuidados focadas no self</b>					
24. Eu ajudo os outros, esperando receber ajuda deles no futuro.			.70		4
21. Eu ajudo os outros, esperando ganhar alguma coisa com isso.			.65		4
07. Eu apenas ajudo os outros se obtiver, com isso, algo importante para mim.			.57		4
15. Por vezes, quando ajudo alguém, sinto que estou a ser explorado.			.56		4
26. Gosto de ajudar os outros porque isso me dá uma sensação de controlo.			.55		4
19. As pessoas que pedem ajuda com frequência, apenas são preguiçosas e não precisam realmente de qualquer ajuda.			.44		3
17. Ajudar os outros não me traz qualquer vantagem.			.38		5
06. Normalmente, ajudar os outros é um desperdício de tempo.			.38		5
<b>Factor 4: Avaliação dos outros como merecedores de ajuda/cuidados</b>					
11 (R). Em alturas difíceis, as pessoas devem cuidar de si próprias e não depender dos outros.				.78	3
22 (R). Na minha opinião, cada pessoa deve resolver os seus problemas por si própria.				.77	3
03 (R). Cada pessoa deve ajudar-se a si mesma e não depender da ajuda dos outros.				.73	3
09 (R). Em momentos de necessidade, acho que cada pessoa deve tomar as suas próprias decisões e não depender das opiniões dos outros.				.71	3
<i>Notas.</i> (R) identifica os itens cotados de forma invertida.					
<sup>A</sup> V.O. = factor a que pertencia cada item na versão original da escala.					

**Quadro 5. Índices de ajustamento dos modelos testados (AFC) (n2 = 264).**

	$\chi^2$	g.l.	$\chi^2/g.l.$	NFI	CFI	GFI	RMSEA	AIC
Modelo 1	188.28***	80	2.35	.83	.89	.92	.07	268.28
Modelo 2	110.61***	48	2.30	.89	.93	.93	.07	170.61

Nota: Parcelas do Modelo 1 (Factor 1 – Parcela 01: 10, 25; Parcela 02: 16, 8; Parcela 03: 1,2; Factor 2 – Parcela 01 – 22, 9; Parcela 02: 3, 19; Parcela 03: 11; Factor 3 – Parcela 01: 18, 23; Parcela 02: 13, 5; Parcela 03: 27, 20; Factor 4 – Parcela 01: 24, 7; Parcela 02: 21, 15; Parcela 03: 26; Factor 5 – Parcela 01: 6, 17; Parcela 02: 4, 14; Parcela 03: 12). Parcelas do Modelo 2 (Factor 1 – Parcela 01: 13, 12, 18; Parcela 02: 4, 14, 27; Parcela 03: 05, 23, 20; Factor 2 – Parcela 01: 10, 01; Parcela 02: 16, 02; Parcela 03: 08, 25; Factor 3 – Parcela 01: 24, 19, 17; Parcela 02: 21, 26, 06; Parcela 03: 07, 15; Factor 4: Parcela 01: 11, 9; Parcela 02: 2; Parcela 03: 3).

\*\*\* $p < .001$

tra total. Os seus índices de ajustamento, considerando a amostra total, mostram também a adequação do modelo [ $\chi^2(48) = 137.12$ ,  $p < .001$ ;  $\chi^2/g.l. = 2.86$ ; NFI = .93; GFI = .96; CFI = .95; RMSEA = .06]. A representação gráfica do modelo é apresentada na Figura 1.

### Validade convergente e discriminante

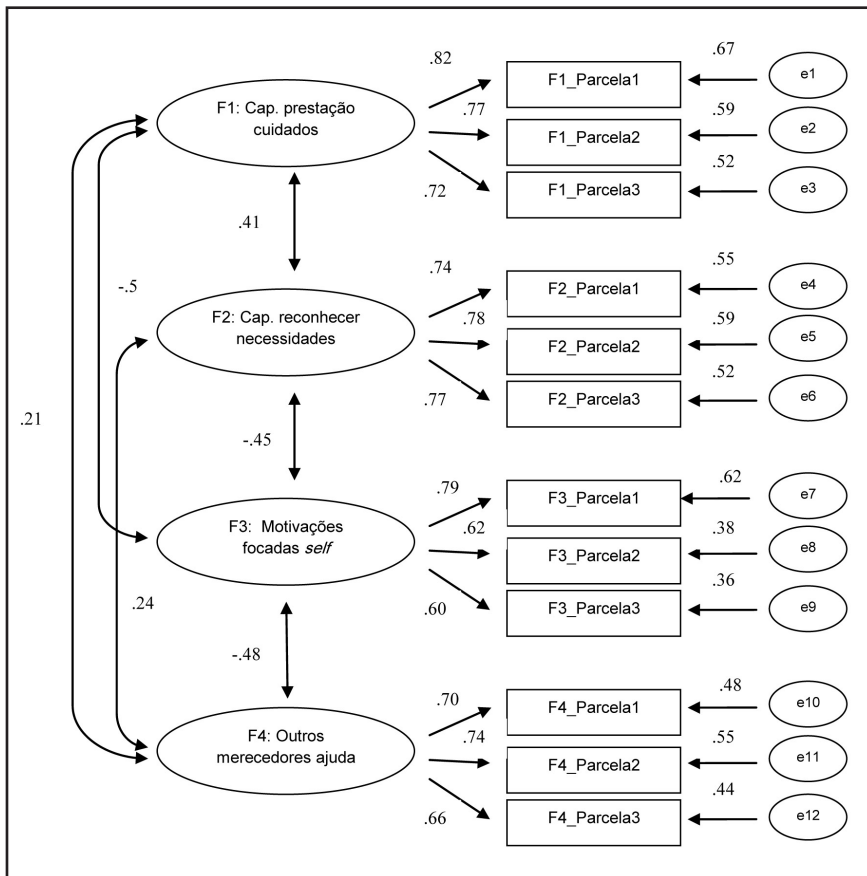
No Quadro 6, apresentam-se dados relativos à validade da escala. Destacam-se as relações directas significativas entre a percepção de confiança parental (MCQ) e os dois primeiros factores da ERMPC. Os participantes com pontuações mais elevadas nestes factores reportam também maior satisfação e realização no papel parental, bem como menor dificuldade de adaptação a esse papel.

Foram também encontradas relações inversas significativas entre o Factor 4 da ERMPC e a dimensão Evitamento, verificando-se que percepção de menor confiança e menor conforto com a proximidade dos outros (pontuações mais elevadas na dimensão Evitamento) se associa a menor avaliação dos outros como merecedores de cuidado/ajuda.

### Fiabilidade

A escala apresenta bons indicadores de consistência interna (coeficientes de alfa de Cronbach variaram entre .70 e .80; cf. Quadro 7). Adicionalmente, todos os itens se mostraram significativamente correlacionados com a pontuação total do factor a que pertencem e apresentaram, à excepção do item 26, corre-

**Figura 1. Análise factorial confirmatória da ERMPC (amostra total, n = 500).**



lações item-total corrigidas com valores superiores a .30, tal como sugerido por Field (2009), o que indica que os itens representam adequadamente o construto que cada factor da escala pretende medir. Também não se verificaram, com

excepção de um item (item 26), aumentos substanciais do coeficiente de fiabilidade (alfa de Cronbach) do respectivo factor quando o item era excluído, o que demonstra que todos os itens contribuem para a fiabilidade da escala.



**Quadro 6. Validade convergente e discriminante da ERMPC – coeficientes de correlação de Pearson (n= 500).**

		ERMPC			
		Factor 1	Factor 2	Factor 3	Factor 4
MQC (total)		.29***	.36***	-.16***	.02
EVA	Ansiedade	-.11*	-.22***	.18***	-.07
	Evitamento	-.15**	-.27***	.27***	-.20***
	Adaptação papel parental	-.17***	-.15**	.12*	-.06
Realização papel parental		.19**	.15**	-.09	.03
Satisfação relação bebé		.13**	.18***	-.12*	.11*

\* $p < .05$ , \*\* $p < .01$ , \*\*\* $p < .001$ .

**Quadro 7. Fiabilidade (n = 500).**

	CORR. ITEM-TOTAL	CORR. ITEM-TOTAL CORRIGIDA	ALFA DE CRONBACH EXCLUINDO O ITEM	M(DP)	ALFA DE CRONBACH
Item 04	.67***	.57	.77	5.41 (0.74)	.80
Item 05	.63***	.51	.78		
Item 12	.62***	.52	.78		
Item 13	.69***	.60	.77		
Item 14	.67***	.52	.78		
Item 18	.66***	.54	.77		
Item 20	.53***	.35	.80		
Item 23	.64***	.52	.78		
Item 27	.55***	.39	.79	5.08 (1.03)	.79
Item 01	.53***	.36	.79		
Item 02	.67***	.49	.77		
Item 08	.68***	.51	.76		
Item 10	.76***	.60	.74		
Item 16	.76***	.63	.73		
Item 25	.76***	.63	.73	5.00 (1.97)	.70
Item 06	.57***	.46	.67		
Item 07	.54***	.43	.67		
Item 15	.60***	.39	.67		
Item 17	.61***	.40	.67		
Item 19	.62***	.44	.66		
Item 21	.62***	.51	.66		
Item 24	.63***	.45	.66	4.87 (1.37)	.76
Item 26	.51***	.26	.71		
Item 03	.76***	.54	.71		
Item 09	.71***	.47	.75		
Item 11	.82***	.65	.65		
Item 22	.77***	.58	.69		

\*\*\* $p < .001$

## Diferenças de género

Sendo teoricamente esperado que este constructo reflecta diferenças de género, procedeu-se também à análise destas diferenças. Verificou-se um efeito multivariado do género (Traço de Pillai = .08,  $F_{4,495} = 10.93$ ,  $p < .001$ ). As análises dos efeitos univariados sugeriram a existência de diferenças em três dos quatro factores da escala: as mulheres apresentaram pontuações significativamente mais elevadas nos factores Capacidade e disponibilidade para a prestação de cuidados ( $M = 5.53$ ,  $DP = 0.71$  vs. homens:  $M = 5.28$ ,  $DP = 0.74$ ,  $F = 15.25$ ,  $p < .001$ ) e Capacidade de reconhecer as necessidades dos outros ( $M = 5.33$ ,  $DP = 0.93$  vs. homens:  $M = 4.79$ ,  $DP = 1.07$ ,  $F = 35.41$ ,  $p < .001$ ), enquanto os homens apresentaram valores mais elevados no factor Motivações para prestar cuidados focadas no self ( $M = 2.11$ ,  $DP = 0.75$  vs. mulheres:  $M = 1.84$ ,  $DP = 0.65$ ,  $F = 18.00$ ,  $p < .001$ ).

## DISCUSSÃO

Este trabalho teve como objectivo a adaptação e o estudo das características psicométricas da versão portuguesa da ERMPC, um instrumento desenvolvido com o intuito de colmatar a lacuna existente no âmbito da avaliação das representações mentais de prestação de cuidados. A amostra seleccionada para este estudo (pais de um bebé saudável

com cerca de um mês de idade) constituiu um contexto favorecedor da activação do sistema comportamental de prestação de cuidados e, consequentemente, das representações mentais que lhe estão subjacentes.

A análise da estrutura da ERMPC, utilizando simultaneamente uma estratégia exploratória e uma estratégia confirmatória, permitiu-nos concluir que a estrutura factorial da versão portuguesa da escala é semelhante à estrutura da versão original, embora não lhe seja totalmente sobreponível. A principal diferença entre as duas estruturas encontra-se ao nível das dimensões que avaliam as motivações para prestar ajuda. Enquanto a versão original compreende duas dimensões motivacionais – motivações altruístas (com foco no bem-estar do outro e associadas à activação do sistema comportamental de prestação de cuidados) e motivações egoístas (com foco no bem-estar individual e nas consequências para o self) –, na versão portuguesa apenas foi identificada a dimensão *Motivações focadas no self* (motivações egoístas); os itens que avaliam as motivações altruístas passaram a integrar o factor *Capacidade e disponibilidade para a prestação de cuidados*. Na nossa opinião, esta integração justifica-se pelo facto de as motivações altruístas estarem indissociavelmente ligadas à activação do sistema comportamental e das representações mentais de prestação de cuidados.

Assim, a estrutura final da ERMPC inclui duas dimensões de representações mentais de prestação de cuidados focadas na avaliação do *self* como prestador de cuidados (Factores 1 e 2) e uma de representações mentais focadas na avaliação do outro como merecedor de cuidados (Factor 4), bem como a avaliação de motivações para prestar cuidados focadas no *self* (Factor 3).

O primeiro factor – *Capacidade e disponibilidade para a prestação de cuidados* – avalia a percepção individual da capacidade para prestar cuidados, de forma eficaz, a uma pessoa que necessite de ajuda e a percepção individual da disponibilidade genuína para se envolver nessa prestação de cuidados (foco nas necessidades dos outros). O segundo factor – *Capacidade de reconhecer as necessidades dos outros* – avalia a percepção individual acerca da capacidade para estar atento, identificar e reconhecer as necessidades das outras pessoas, os seus pedidos de ajuda e/ou a forma como se sentem. Pontuações superiores nestes factores indicam uma maior percepção de eficácia e disponibilidade para prestar cuidados, bem como para identificar os sinais de pedidos de ajuda.

As motivações para prestar cuidados focadas no *self* (e.g., obter benefícios ou vantagens, evitar consequências negativas) são avaliadas no terceiro factor. As motivações avaliadas neste factor não correspondem às

motivações pelas quais o sistema comportamental de prestação de cuidados é orientado. No entanto, julgamos que a sua inclusão no contexto da ERMPC é importante para ajudar a discriminar a prestação de cuidados orientada pela activação do sistema comportamental daquela que é orientada por motivações focadas no *self*.

O quarto factor – *Avaliação dos outros como merecedores de ajuda* – avalia a percepção individual acerca dos outros enquanto pessoas merecedoras de ajuda e cuidados, em caso de necessidade (não constituindo uma avaliação do mérito individual da outra pessoa, mas antes uma avaliação geral do acto de ajudar ou prestar cuidados e do direito dos outros a serem cuidados). Pontuações mais elevadas neste factor são indicadoras de uma avaliação positiva dos outros como merecedores de ajuda.

Os resultados relativos às características distribucionais dos itens apontam para uma tendência dos participantes para respostas próximas dos extremos da escala; especificamente, a maioria dos participantes apresenta um enviesamento para pontuações altas nos itens pertencentes aos Factores 1, 2 e 4 (representações mentais positivas do *self* e do outro) e um enviesamento para pontuações baixas nos itens pertencentes ao Factor 3 (menores motivações para prestar cuidados focadas no *self*). Estes resultados são esperados tendo em conta a amostra do nosso es-

tudo, que constitui um contexto privilegiado de activação de representações mentais de prestação de cuidados, pelas constantes interações entre a figura parental e a criança.

O estudo da fiabilidade e da validade da escala aponta, na generalidade, para as boas características psicométricas do instrumento, tal como na versão original. No que respeita à validade, destacamos particularmente as associações com as dimensões de vinculação, que apoiam o papel dos modelos internos dinâmicos na construção dos modelos representacionais de prestação de cuidados (George & Solomon, 1996, 1999).

Finalmente, foram encontradas diferenças de género ao nível das representações mentais de prestação de cuidados: as mães apresentavam menos motivações focadas no *self* para prestar cuidados e representações mentais mais positivas do *self* enquanto prestador de cuidados. Estes resultados são consistentes com os encontrados pelos autores da versão original e podem ser explicados pelo facto de as mães serem, com maior frequência, o principal prestador de cuidados nos primeiros meses de vida da criança (e.g., Moura-Ramos & Canavarro, 2007), o que se traduz na oportunidade de desenvolver representações mentais do *self* enquanto prestador de cuidados mais positivas.

Apesar dos seus importantes resultados, este estudo tem também algumas

limitações, nomeadamente a não realização de um estudo-piloto após a conclusão do processo de tradução, a não avaliação da estabilidade temporal das representações mentais de prestação de cuidados e a não inclusão de um grupo de comparação (e.g., grupo de casais sem filhos) que permitisse avaliar a capacidade discriminativa desta escala. De igual forma, será útil estudar as características psicométricas da ERMPC noutras amostras, verificando se a estrutura da escala é replicada no contexto de outras interações privilegiadas de prestação de cuidados (por exemplo, entre cuidadores de crianças ou adultos com doenças crónicas). Adicionalmente, tal como já foi referido pelos autores originais, é também necessário compreender melhor o papel das motivações focadas no *self*, isto é, o grau em que os comportamentos de prestação de cuidados orientados por estas motivações podem ser eficazes (Reizer & Mikulincer, 2007).

## CONCLUSÃO

Em suma, a versão portuguesa da ERMPC apresenta boas características psicométricas, tornando adequada a sua utilização na população portuguesa para avaliar as representações mentais de prestação de cuidados. A sua aplicação fácil e rápida constitui uma vantagem deste instrumento de auto-resposta, que pode ser utilizado tanto

em contexto de investigação como em contexto clínico.

A avaliação de dimensões representacionais e cognitivas da prestação de cuidados é essencial para

a compreensão das diferenças inter-individuais ao nível das interações de prestação de cuidados, quer entre adultos, quer entre a figura parental e a criança.

## REFERÊNCIAS

- Bandalos, D. (2002). The effects of item parceling on goodness-of-fit and parameter estimate bias in structural equation modeling. *Structural Equation Modeling*, 9(1), 78-102.
- Bell, D. C., & Richard, A. J. (2000). Caregiving: The forgotten element in attachment. *Psychological Inquiry*, 11(2), 69-83.
- Bowlby, J. (1969/1982). *Attachment and loss: Vol. 1. Attachment*. New York: Basic Books.
- Byrne, B. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications and programming* (2<sup>nd</sup> ed.). New York: Taylor & Francis Group.
- Canavarro, M. C., Dias, P., & Lima, V. (2006). A avaliação da vinculação do adulto: Uma revisão crítica a propósito da aplicação da Adult Attachment Scale-R (AAS-R) na população portuguesa. *Psicologia*, 20(1), 11-36.
- Collins, N. (2008). Adult Attachment Scale instrument and scoring. Retrieved from <http://www.openpsychassessment.org/wp-content/uploads/2011/06/AdultAttachmentScale.pdf>
- Feeney, B. C., & Collins, N. L. (2001). Predictors of caregiving in adult intimate relationships: An attachment theoretical perspective. *Journal of Personality and Social Psychology*, 80, 972-994.
- Feeney, B. C., & Collins, N. L. (2003). Motivations for caregiving in adult intimate relationships: Influences on caregiving and relationship functioning. *Personality and Social Psychology Bulletin*, 29, 950-968.
- Field, A. (2009). *Discovering statistics using SPSS* (3<sup>rd</sup> ed.). London: Sage.
- George, C., & Solomon, J. (1989). Internal working models of caregiving and security of attachment at age six. *Infant Mental Health Journal*, 10, 222-237.
- George, C., & Solomon, J. (1996). Representational models of relationships: Links between caregiving and attachment. *Infant Mental Health Journal*, 17(3), 198-216.
- George, C., & Solomon, J. (1999). Attachment and caregiving: The caregiving behavioral system. In J. Cassidy & P. R. Shaver (Eds.), *Handbook of attach-*

- ment: *Theory, research and clinical applications* (pp. 649-670). New York: The Guilford Press.
- Kline, R. (2011). *Principles and practice of structural equation modeling* (3<sup>rd</sup> ed.). New York: The Guilford Press.
- Kunce, L. J., & Shaver, P. R. (1994). An attachment-theoretical approach to caregiving in romantic relationships. In K. Bartholomew & D. Perlman (Eds.), *Attachment processes in adulthood: Advances in personal relationships* (Vol. 5, pp. 205-237). London: Kingsley.
- Little, T., Cunningham, W. A., Shahar, G., & Widaman, K. (2002). To parcel or not to parcel: Exploring the question, weighing the merits. *Structural Equation Modeling*, 9(2), 151-173.
- Maroco, J. (2010). *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, softwares e aplicações*. Pêro Pinheiro: ReportNumber, Lda.
- Martínez-Pampliega, A., Castillo, I., & Vázquez, M. (2011). Validez estructural del FACES-20Esp: Versión española de 20 ítems de la Escala de Evaluación de la Cohesión y Adaptabilidad Familiar. *Revista Iberoamericana de Diagnóstico y Evaluación Psicológica*, 29(1), 147-165.
- Matsunaga, M. (2008). Item parceling in structural equation modeling: A primer. *Communication Methods and Measures*, 2(4), 260-293.
- Mikulincer, M., & Shaver, P. R. (2007). *Attachment in adulthood: Structure, dynamics, and change*. New York: The Guilford Press.
- Moura-Ramos, M., & Canavarro, M. C. (2007). Adaptação parental ao nascimento de um filho: Comparação da reatividade emocional e psicossomatologia entre pais e mães nos primeiros dias após o parto e oito meses após o parto. *Análise Psicológica*, 25(3), 399-413.
- Nazaré, B., Fonseca, A., & Canavarro, M. C. (no prelo). Questionário de confiança parental: Análise fatorial confirmatória numa amostra comunitária de casais. *Psicologia, Saúde & Doenças*.
- Reizer, A., & Mikulincer, M. (2007). Assessing individual differences in working models of caregiving: The construction and validation of the Mental Representation of Caregiving Scale. *Journal of Individual Differences*, 28(4), 227-239.
- Solomon, J., & George, C. (1996). Defining the caregiving system: Toward a theory of caregiving. *Infant Mental Health Journal*, 17(3), 183-197.