

POSTPARTUM BONDING QUESTIONNAIRE: ESTUDO DA VERSÃO PORTUGUESA NUMA AMOSTRA COMUNITÁRIA

Bárbara Nazaré, Ana Fonseca & Maria Cristina Canavarro

Faculdade de Psicologia e de Ciências da Educação da Universidade de Coimbra; Unidade de Intervenção Psicológica da Maternidade Dr. Daniel de Matos, Hospitais da Universidade de Coimbra, E. P. E.

Resumo

Dificuldades na interacção entre a mãe e o bebé podem comprometer o desenvolvimento deste e reflectir-se negativamente na adaptação materna. O *Postpartum Bonding Questionnaire* foi desenvolvido com o objectivo de despistar perturbações na relação entre a mãe e o bebé. Trata-se de um questionário composto por 25 itens, que englobam respostas emocionais e cognitivas da mãe para com o seu filho, cuja frequência se pretende avaliar.

Foi nosso objectivo adaptar este instrumento de auto-resposta para a população portuguesa. Uma amostra comunitária composta por 125 mães e 125 pais de bebés com 6 meses respondeu ao *Postpartum Bonding Questionnaire*, ao *Questionário de Confiança Parental*, ao *Inventário de Stress Parental – Forma Reduzida* e ao *Brief Symptom Inventory 18*. A versão portuguesa do *Postpartum Bonding Questionnaire* (designada *Questionário de Ligação ao Bebé Após o Nascimento*) apresenta uma boa consistência interna (alfa de Cronbach = .84). Foi realizada uma análise de componentes principais com rotação varimax, da qual resultaram quatro factores que explicam 48.11% da variância (*Distanciamento emocional em relação ao bebé, Frustração na interacção com o bebé, Rejeição do bebé e Agressividade contra o bebé*). A escala revelou ter uma boa validade de constructo, convergente e discriminante. A identificação precoce de famílias em risco permite uma intervenção adequada e atempada por parte dos profissionais de saúde. O *Questionário de Ligação ao Bebé após o Nascimento* constitui um instrumento útil na avaliação de mães e pais de bebés nos primeiros meses de vida, possibilitando a sinalização de situações de risco ao nível destas díades.

INTRODUÇÃO

A existência de perturbações na relação mãe-bebé pode ter implicações prejudiciais para ambos os membros da díade. Especificamente, pode: influenciar negativamente a saúde mental materna (por exemplo, intensificando sintomas depressivos); condicionar o desenvolvimento infantil; e, ainda, afectar a relação mãe-criança, mesmo a longo prazo (Brockington et al., 2001).

Brockington et al. (2001) propuseram uma classificação das perturbações da relação mãe-bebé, definindo três tipos: ausência ou atraso das respostas emocionais maternas (caracterizada por um sentimento de distanciamento em relação ao bebé ou

pela inexistência de ligação ao bebé), raiva patológica em relação ao bebé (manifestada através de descontrolo verbal, de impulsos de fazer mal ao bebé ou de actos agressivos para com o bebé) e rejeição do bebé (traduzida em arrependimento em relação ao nascimento do bebé e no desejo de que seja outra pessoa a assegurar a prestação de cuidados). Posteriormente, foi incluída uma dimensão de ansiedade em relação ao bebé (passível de conduzir ao evitamento do contacto com o bebé e de situações em que mãe esteja sozinha com ele; Brockington, Fraser, & Wilson, 2006).

Atendendo à sua relevância clínica, os autores consideraram pertinente construir um instrumento que avaliasse a existência de perturbações na relação mãe-bebé. Com base na sua experiência clínica, desenvolveram 84 itens respeitantes às vivências maternas e às características atribuídas pelas mães aos seus bebés. A escala de resposta escolhida foi de tipo Likert com seis pontos, medindo a frequência das respostas emocionais e cognitivas da mãe em relação ao seu bebé. Os estudos psicométricos da versão original tiveram por base uma amostra composta por mães da população geral e por mães com diversos factores de risco associados (por exemplo, mães deprimidas; mães cujos bebés tinham uma anomalia), com e sem perturbações na relação com o bebé. A versão final do instrumento é composta por 25 itens, com pontuações superiores a traduzir respostas parentais mais patológicas. Os autores adoptaram uma estrutura de quatro factores, que identificaram como *Ligação ao bebé danificada*, *Rejeição e raiva*, *Ansiedade em relação à prestação de cuidados* e *Risco de abuso* (Brockington et al., 2001).

No entanto, esta estrutura factorial não é considerada a mais adequada (van Bussel, Spitz, & Demyttenaere, 2010), atendendo aos baixos valores de consistência interna que os dois últimos factores apresentam em amostras da população geral (Reck et al., 2006; van Bussel et al., 2010). Para além disso, as estruturas de quatro e de três factores (excluindo o último) não apresentaram valores aceitáveis nas análises factoriais confirmatórias realizadas numa amostra clínica (Wittkowski, Williams, & Wieck, 2010). Surgiram, de que tenhamos conhecimento, três propostas alternativas: a utilização exclusiva do primeiro factor (Moehler, Wiebel, Brunner, Reck, & Resch, 2006); o recurso a um só factor de 16 itens, que resulta de uma análise de componentes principais (ACP; Reck et al., 2006); e a inclusão de 22 itens organizados numa estrutura trifactorial, compreendendo a expressão emocional para com o bebé, raiva e irritabilidade, e ansiedade acerca da prestação de cuidados (Wittkowski et al., 2010).

Este trabalho teve como objectivo traduzir, adaptar e avaliar o comportamento psicométrico do *Postpartum Bonding Questionnaire* (PBQ; Brockington et al., 2001; designado por nós como *Questionário de Ligação ao Bebé Após o Nascimento*), no

sentido de verificar se a versão portuguesa deste instrumento possui características que permitam a sua utilização, tanto na prática clínica como na investigação.

METODOLOGIA

Amostra

A amostra foi constituída por 125 mulheres e 125 homens, aleatoriamente seleccionados de entre um grupo de 400 sujeitos. Verificaram-se diferenças significativas ($t_{247} = -2.46, p = .015$) nas idades das mulheres ($M = 33.94, DP = 5.02$) e dos homens ($M = 35.65, DP = 5.92$), sendo estes mais velhos. Em relação à escolaridade, as mulheres ($M = 13.37, DP = 3.62$) apresentaram habilitações literárias significativamente ($t_{242} = 2.56, p = .011$) superiores às dos homens ($M = 12.10, DP = 4.13$). Verificou-se uma percentagem significativamente ($\chi^2 = 16.74, p = .005$) superior de homens (95.1%, $n = 117$) actualmente empregados, por comparação às mulheres (79.8%, $n = 99$). No que toca ao estado civil, a maioria das mulheres (93.6%, $n = 117$) e dos homens (96%, $n = 120$) era casada ou unida de facto, sem que se registassem diferenças. Por fim, também não houve diferenças entre o número de filhos de mulheres ($M = 0.62, DP = 0.73$) e de homens ($M = 0.75, DP = 0.77$).

Instrumentos

O protocolo de avaliação foi constituído por uma ficha de dados sociodemográficos e por quatro questionários de auto-resposta.

Ficha de dados sociodemográficos. Incluía perguntas referentes a características sociodemográficas (género, idade, anos de escolaridade, situação profissional, estado civil e número de filhos).

Questionário de Ligação ao Bebé Após o Nascimento (Brockington et al., 2001). As características da versão original deste instrumento já foram descritas, sendo que os estudos psicométricos da versão portuguesa são analisados na secção seguinte. A primeira etapa deste estudo passou pela obtenção de autorização de um dos autores da versão original, Ian Brockington, para a utilização, tradução e adaptação desta escala para a população portuguesa. Em seguida, procedeu-se à tradução do questionário, de acordo com o método proposto por Hill e Hill (2005). Assim, o questionário começou por ser traduzido para português por duas pessoas, originando uma versão que foi posteriormente traduzida para inglês por uma terceira pessoa, fluente na língua inglesa. Na etapa seguinte, as duas versões em inglês (a original e a resultante da retroversão)

foram comparadas e, perante a inexistência de diferenças entre ambas que se traduzissem numa mudança de significado dos itens, a tradução portuguesa foi mantida.

Questionário de Confiança Parental (QCP; Badr, 2005; Nazaré, Fonseca, & Canavarro, 2011). Questionário de auto-resposta que avalia a confiança nas capacidades parentais, compreendendo 13 itens, aos quais se responde com base numa escala de frequência de tipo Likert de 5 pontos (de *Nunca* a *Sempre*). A versão portuguesa do instrumento organiza-se em três factores: *Conhecimento acerca do bebé*, *Prestação de cuidados ao bebé* e *Avaliação da experiência de parentalidade*. Pontuações superiores significam uma percepção de competência mais elevada. Neste estudo, os valores de consistência interna oscilaram entre .68 (*Avaliação*) e .88 (Total).

Índice de Stress Parental – Forma Reduzida (ISP-FR; Abidin, 1995). Questionário de auto-resposta que pretende medir os níveis de *stress* associados à relação mãe/pai-criança. Contém 36 itens cujas respostas são dadas, para quase todos, com base numa escala de concordância de tipo Likert, com 5 opções de resposta, de 1 (*Discordo completamente*) a 5 (*Concordo completamente*). A versão original do instrumento inclui três sub-escalas: *Distress Parental*, *Interacção Disfuncional Mãe/Pai-Criança* e *Criança Difícil*. Quanto mais elevadas são as pontuações (calculadas com base na soma dos itens que compõem cada dimensão), maiores são os níveis de *stress* parental. O alfa de Cronbach variou, na nossa amostra, entre .70 (*Distress Parental*) e .88 (*Interacção Disfuncional Mãe/Pai-Criança*), o que atesta a sua boa consistência interna. As características psicométricas da versão portuguesa do questionário estão actualmente em estudo por Salomé Vieira Santos.

Brief Symptom Inventory 18 (BSI 18; Derogatis, 2001). Questionário de auto-resposta que pretende avaliar a intensidade do sofrimento associado a determinado sintoma psicossintomatológico, num total de 18. A pessoa deve responder tendo como referência temporal os últimos sete dias. A escala de resposta é de tipo Likert e possui cinco alternativas, que oscilam entre 0 (*Nada*) e 4 (*Extremamente*). Os itens organizam-se em três dimensões: *Ansiedade*, *Depressão* e *Somatização*. É ainda possível calcular o Índice Global de Gravidade (IGG), utilizado no presente estudo, que corresponde à soma das pontuações de todos os itens, podendo variar entre 0 e 72. Valores mais elevados indicam maior intensidade de psicossintomatologia. O alfa de Cronbach na nossa amostra foi de .93 (IGG), o que indica que se trata de um instrumento com boa consistência interna. As características psicométricas da versão portuguesa do questionário estão actualmente em estudo pelas autoras deste trabalho.

Procedimento

O presente estudo enquadra-se num projecto intitulado “Transição para a parentalidade em casais com indicação para realizar diagnóstico pré-natal”, aprovado pela Comissão de Ética dos Hospitais da Universidade de Coimbra. A recolha de amostra teve início em Setembro de 2009, continuando a decorrer. Mulheres com e sem indicação para diagnóstico pré-natal foram contactadas, durante a gravidez, no dia de uma das consultas de vigilância obstétrica, na Maternidade Dr. Daniel de Matos. Os objectivos do estudo foram explicados e foi assinado um documento de consentimento informado pelas pessoas que aceitaram colaborar na investigação. Foram entregues duas versões (a preencher em separado pelas mulheres e pelos seus companheiros) do protocolo de avaliação do primeiro momento (correspondente ao segundo trimestre gravidez), bem como um envelope onde deveriam inserir os questionários após preenchidos, entregando-os na Maternidade Dr. Daniel de Matos numa das consultas de Obstetrícia posteriores. A investigação inclui dois momentos adicionais de avaliação, no primeiro e no sexto mês após o nascimento do bebé – nestas duas fases, os questionários são enviados pelo correio para a morada indicada pelos participantes, a quem é solicitado que preencha e devolva os questionários, utilizando um envelope previamente selado e endereçado aos investigadores que é fornecido pelos mesmos.

Os dados aqui apresentados correspondem ao último momento de avaliação, tendo os participantes respondido quando os seus filhos tinham, em média, 6.26 ($DP = 0.63$) meses de idade. Os critérios de inclusão para o presente estudo incluíram: idade igual ou superior a 18 anos; nível de literacia que possibilitasse o preenchimento dos questionários; e inexistência de problemas médicos no bebé.

Análise de dados

Para o tratamento estatístico dos dados, foi utilizado o *software Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS - versão 17.0). Foram determinadas as médias e os desvios-padrão das características da amostra e das variáveis contínuas em estudo. Recorreu-se a testes *t* de Student (para variáveis numéricas) e de qui-quadrado (para variáveis categoriais) para as comparações de grupos. Foram calculadas correlações de Pearson entre os itens e a escala total, bem como entre as pontuações dos vários instrumentos. Foi ainda realizada uma ACP com rotação varimax. Os *missings* nas respostas aos questionários foram substituídos pela pontuação média do respondente nos restantes itens da respectiva escala (Fox-Wasylyshyn & El-Masri, 2005).

RESULTADOS

Análise de componentes principais

O teste de esfericidade de Bartlett ($p < .001$) e o índice de Kaiser-Meyer-Olkin (.79, um valor superior ao de .70, considerado de referência) permitiram afirmar que a correlação entre os 25 itens que compõem o questionário é significativa e adequada para a realização de uma análise factorial (Meyers, Gamst, & Guarino, 2006).

Assim, foi realizada uma ACP, tendo sido adoptado o critério de Kaiser na decisão do número de factores a extrair (ou seja, foram seleccionados todos os factores que apresentavam valores próprios superiores a 1), o que originou uma solução de sete factores, cuja variância total explicada era de 60.74%. No entanto, estes factores revelaram-se de difícil interpretação, com seis deles a explicar individualmente menos de 9% da variância. Optámos por repetir a ACP, pedindo a extracção de quatro factores (à semelhança da versão original do PBQ), de que resultou uma solução que explicava 46.39% da variância. Atendendo ao facto de haver um item (6) que não saturou em nenhum dos factores (considerando o critério de .30; Almeida & Freire, 2007), fez-se uma nova ACP, que apresentou uma solução de quatro factores que explicavam 48.11% da variância (cf. Quadro 1).

Quadro 1. Saturação dos itens por factor

Item	F1	F2	F3	F4
09. Sinto-me feliz quando o meu bebé sorri ou se ri*	.74	-.03	.18	.04
11. Gosto muito de brincar com o meu bebé*	.71	.16	.18	-.06
04. Adoro acarinhar o meu bebé*	.71	.10	.28	-.04
16. O meu bebé é o bebé mais bonito do Mundo*	.59	.05	.26	.19
07. O meu bebé enerva-me	.54	.32	-.07	-.14
08. Amo loucamente o meu bebé*	.46	.03	.19	.00
01. Sinto-me próximo(a) do meu bebé*	.45	.42	.15	.19
22. Sinto-me confiante quando cuido do meu bebé*	.43	.26	.28	.36
03. Sinto-me distante do meu bebé	.40	.40	.09	.07
19. O meu bebé deixa-me ansioso(a)	-.12	.66	-.02	.00
14. Sinto-me zangado(a) com o meu bebé	.04	.63	.13	.01
13. Sinto-me encurralado(a) como pai/mãe	.04	.63	.24	-.03
12. O meu bebé chora demasiado	.20	.61	-.03	.08
25. É fácil confortar o meu bebé*	.22	.56	.11	.11
10. O meu bebé exaspera-me	.43	.48	-.16	.02
21. O meu bebé irrita-me	.25	.45	.26	-.07
17. Gostaria que o meu bebé desaparecesse de alguma forma	.20	-.00	.79	-.04
05. Arrendo-me de ter tido este bebé	.13	.20	.76	-.04
15. Sinto rancor do meu bebé	.22	-.14	.67	.01
02. Gostaria de regressar à altura em que ainda não tinha este bebé	.05	.34	.64	-.10
23. Sinto que a única solução é outra pessoa tomar conta do meu bebé	.22	.15	.44	.26
20. Tenho medo do meu bebé	.21	.13	.40	.20
18. Fiz coisas prejudiciais ao meu bebé	.04	.09	-.01	.90
24. Tenho vontade de magoar o meu bebé	-.07	-.06	-.01	.88

*Itens cuja cotação deve ser invertida

O primeiro factor inclui nove itens (explicando 14.66% da variância), o segundo é composto por sete itens (que explicam 12.92% da variância), o terceiro contém seis itens (contribuindo para explicar 12.36% da variância) e os restantes dois itens incluem-se no quarto factor (que explica os restantes 8.17% da variância). Atendendo ao conteúdo dos itens que compõem cada factor, as designações escolhidas foram, respectivamente, *Distanciamento emocional em relação ao bebé*, *Frustração na interacção com o bebé*, *Rejeição do bebé* e *Agressividade contra o bebé*. Por uma questão de coerência teórica, optámos por incluir os itens 7 e 22 no Factor 2. Desta forma, o Factor 1 passou a ter sete itens e o Factor 2 ficou com nove.

Estudo dos itens

Em primeiro lugar, importa referir que a análise de *missings* nas respostas ao questionário revelou dados importantes no que respeita à extensão e ao padrão de não-respostas no item 10 (“*O meu bebé exaspera-me*”). A percentagem de respondentes que deixaram esta pergunta em branco ultrapassou o valor de 10% considerado aceitável (Fox-Wasylyshyn & El-Masri, 2005), atingindo os 14.4% ($n = 36$). Colocámos a hipótese de este valor se explicar pela dificuldade de compreensão do item, uma das razões mais frequentes de não-resposta (Streiner & Norman, 2008). Esta hipótese foi testada comparando os anos de escolaridade dos participantes que responderam ($M = 13.10$, $DP = 3.94$) e dos que não responderam ($M = 10.63$, $DP = 3.10$) ao item, tendo-se verificado uma diferença significativa ($t_{242} = 4.19$, $p < .001$) entre os grupos, favorável ao primeiro. Face a estes resultados, a distribuição dos *missings* não pode considerar-se aleatória (Fox-Wasylyshyn & El-Masri, 2005).

No que toca às características descritivas dos itens da escala, DeVellis (2011) refere que o ideal é que o valor médio das respostas se situe em torno da alternativa de resposta média que, neste caso, corresponde ao valor 2.5. No entanto, isto não se verifica, visto que os itens tendem a aproximar-se mais dos extremos da escala (cf. Quadro 2). Os valores do desvio-padrão foram, para a maior parte dos itens, inferiores a 1 (cf. Quadro 2). Carretero-Dios e Pérez (2005) consideram-no o ponto a partir do qual o valor do desvio-padrão é classificado como desejável, pois indica que a maioria dos respondentes optou pelas alternativas de resposta intermédias da escala, seleccionando com menor frequência as opções situadas nos extremos. Como mostra o Quadro 2, os valores mínimos e máximos registados nas respostas a cada item revelam que, em

alguns, nenhum dos participantes seleccionou as alternativas mais próximas do extremo (inferior ou superior, consoante a direcção do item) da escala.

Quadro 2. Características distribucionais e consistência interna dos itens e correlações item-total

Item	<i>M</i> (Min-Max)	<i>DP</i>	Assimetria	Curtose	Alfa de Cronbach excluindo o item	Correlação item-total	Correlação item-total corrigida
1	4.46 (1-5)	0.77	-1.34	1.39	.82	-.64**	.58
2	0.30 (0-4)	0.64	2.79	9.84	.83	.48**	.40
3	0.26 (0-5)	0.64	3.40	15.80	.83	.58**	.48
4	4.80 (0-5)	0.68	-4.96	29.22	.82	-.60**	.51
5	0.06 (0-3)	0.33	7.10	55.26	.83	.47**	.43
7	0.29 (0-5)	0.65	3.80	21.83	.83	.49**	.41
8	4.72 (0-5)	0.79	-3.89	17.45	.83	-.42**	.32
9	4.92 (3-5)	0.29	-4.13	18.01	.83	-.50**	.46
10	0.47 (0-5)	0.98	2.76	8.32	.83	.55**	.44
11	4.74 (2-5)	0.57	-2.49	6.77	.82	-.59**	.52
12	1.14 (0-4)	0.87	0.59	0.38	.83	.54**	.44
13	0.36 (0-5)	0.69	2.74	10.99	.83	.51**	.45
14	0.24 (0-5)	0.61	4.51	29.52	.83	.47**	.42
15	0.01 (0-1)	0.09	11.11	122.47	.84	.29**	.26
16	4.75 (1-5)	0.63	-2.84	8.67	.83	-.53**	.46
17	0.01 (0-1)	0.09	11.11	122.47	.84	.39**	.37
18	0.06 (0-5)	0.39	9.48	107.41	.84	.25**	.20
19	0.79 (0-5)	1.07	1.87	3.92	.84	.41**	.28
20	0.06 (0-2)	0.30	5.13	27.08	.83	.39**	.34
21	0.14 (0-3)	0.43	3.43	13.06	.83	.51**	.46
22	4.46 (1-5)	0.81	-1.72	3.29	.82	-.61**	.53
23	0.18 (0-4)	0.52	3.70	17.14	.83	.45**	.38
24	0.02 (0-5)	0.32	15.02	231.23	.84	.09	.04
25	4.09 (0-5)	0.97	-1.39	2.90	.83	-.49**	.49

* $p < .05$; ** $p < .01$

Os valores de assimetria dos itens (cf. Quadro 2) são coerentes com os valores da medida de tendência central, reforçando a conclusão de que a média dos itens tende a afastar-se dos extremos (mínimo ou máximo, consoante a direcção do item) da escala (Maroco, 2007). Os valores de curtose variaram bastante (cf. Quadro 2), com apenas um item a incluir-se no intervalo desejável de -0.5 a 0.5, que aponta para uma distribuição normal das respostas (Maroco, 2007). Para os restantes, os valores de curtose denotam uma distribuição leptocúrtica (Maroco, 2007).

As correlações item-total corrigidas (à excepção das que respeitam aos itens do 18 e 24, que compõem o Factor 2) excedem o valor recomendado de .20 (cf. Quadro 1), demonstrando a homogeneidade da escala (Streiner & Norman, 2008). Todos os valores do alfa de Cronbach excluindo cada item se situaram ligeiramente abaixo ou

corresponderam ao valor de alfa para a escala total (cf. Quadro 3), pelo que contribuem para a consistência interna do instrumento (Hill & Hill, 2005).

Características da escala

Verificou-se que as características distribucionais da escala total e dos quatro factores violaram os pressupostos da normalidade (teste de Kolmogorov-Smirnov, cf. Quadro 3). Os valores de assimetria e curtose (cf. Quadro 3), atendendo ao critério de 1 que Meyers et al. (2006) designam como conservador, não se revelaram adequados. As respostas à escala total e aos factores não se organizaram numa distribuição normal, demonstrando uma distribuição leptocúrtica e assimétrica à direita (Maroco, 2007). À semelhança do que aconteceu para os itens, e contrariamente ao desejável (DeVellis, 2011), a média das respostas dadas não rondou o valor central das alternativas possíveis, tendendo a aproximar-se do extremo inferior da escala (cf. Quadro 3).

Quadro 3. Características distribucionais e consistência interna da escala

PBQ	M (Min-Max)	DP	Assimetria	Curtose	Kolmogorov-Smirnov	Alfa de Cronbach
Total	6.53 (0-49)	6.53	2.06	7.51	3.04***	.84
Factor 1	1.87 (0-23)	2.83	2.80	12.76	4.07***	.76
Factor 2	4.88 (0-22)	4.13	1.13	1.13	2.33***	.74
Factor 3	0.61 (0-15)	1.35	5.86	53.55	5.42***	.61
Factor 4	0.08 (0-10)	0.67	13.13	189.93	8.06***	.87

*** $p < .001$

O índice relativo à consistência interna (alfa de Cronbach) da escala apresentou um valor situado no intervalo 0.8-0.9 (cf. Quadro 3), constituindo um nível de fidelidade adequado (Hill & Hill, 2005). Em relação aos factores, este valor é muito bom no caso do Factor 4, respeitável para os Factores 1 e 2, mas indesejável para o Factor 3 (DeVellis, 2011). Os valores do alfa de Cronbach dos factores, excluindo cada item dos que os compõem, situaram-se ligeiramente abaixo do valor de alfa para o respectivo factor (dados não apresentados), mostrando que contribuem para a consistência interna do factor (Hill & Hill, 2005).

Relativamente à validade de constructo, as correlações existentes entre o total da escala e os respectivos factores, à excepção do Factor 4, foram estatisticamente significativas, sendo moderadas e altas (Pestana & Gageiro, 2005), demonstrando que os factores avaliam o mesmo constructo (cf. Quadro 4; Almeida & Freire, 2007).

Quadro 4. Validade da escala

PBQ	PBQ				ISP-FR			QCP	BSI18	
	F1	F2	F3	F4	<i>Distress</i> parental	Criança difícil	Interacção disfuncional	Total	Total	IGG
Total	.84**	.87**	.65**	.19**	.44**	.58**	.45**	.62**	-.55**	.16*
F1	-	.55**	.50**	.05	.36**	.34**	.39**	.47**	-.47**	.10
F2		-	.40**	.09	.42**	.67**	.45*	.64**	-.50**	.17**
F3			-	.07	.29**	.28**	.21**	.34**	-.32**	.09
F4				-	-.03	-.03	-.03	-.04	-.05	-.03

* $p < .05$; ** $p < .01$

O ISP-FR e o QCP permitiram proceder ao estudo da validade convergente da escala. Como referem Almeida e Freire (2007), “o teste deve correlacionar significativamente com outras variáveis com as quais o constructo medido pelo teste deveria, de acordo com a teoria, encontrar-se relacionado” (pp. 200-201). As correlações entre o PBQ (à excepção do Factor 4) e estes dois instrumentos revelaram-se significativas, com uma força baixa e moderada (Pestana & Gageiro, 2005), uma vez que os questionários avaliam constructos que se associam (cf. Quadro 4).

O BSI 18 foi utilizado no âmbito do estudo da validade discriminante do PBQ, uma vez que “o teste não deve encontrar-se correlacionado com outras variáveis das quais o constructo deveria, em termos teóricos, diferir” (Almeida & Freire, 2007, p. 201). Apenas duas das associações se revelaram significativas, embora baixas (Pestana & Gageiro, 2005), de acordo com o que é esperado de um instrumento que mede um constructo diferente (cf. Quadro 4).

DISCUSSÃO E CONCLUSÕES

Este trabalho teve como principal objectivo realizar os estudos psicométricos da versão portuguesa do PBQ, instrumento que avalia a existência de perturbações na relação estabelecida entre a mãe/pai e o bebé (sendo este, tanto quanto sabemos, o primeiro estudo com o PBQ que incluiu homens), de forma a permitir a sua utilização na população portuguesa. A ACP indicou uma estrutura de quatro factores, diferentes dos da versão original do questionário: *Distanciamento emocional em relação ao bebé* (referente à ausência ou à fraca intensidade de sentimentos positivos e de proximidade com o bebé), *Frustração na interacção com o bebé* (traduzida em irritabilidade acentuada na relação com o bebé e em sentimentos de falta de confiança na prestação de cuidados ao bebé), *Rejeição do bebé* (manifestada através do arrependimento face ao nascimento do bebé e do desejo de transferir para outrem a tarefa de prestação de

cuidados) e *Agressividade contra o bebé* (patente na vontade ou no impulso de fazer mal ao bebé). A decisão de eliminar o item 6 constitui uma alteração adicional à versão original do questionário, que considerámos necessária atendendo ao facto de este item não saturar em nenhum dos factores. Por fim, a análise das não-respostas sublinhou a necessidade de alterar a formulação do item 10, devido à dificuldade de compreensão que, hipoteticamente, estaria na origem do elevado número de *missings*. Optou-se, então, por substituir a palavra “exaspera-me” por “enfurece-me” (“O meu bebé enfurece-me”).

O estudo dos itens e das características da escala total revelou tratar-se de um instrumento com bons níveis de fidelidade e de validade, o que permite a sua utilização tanto na prática clínica como na investigação. É importante referir o facto de as respostas aos itens e à escala não seguirem uma distribuição normal, uma vez que os respondentes tenderam a seleccionar, com maior frequência, as respostas mais próximas do extremo superior ou inferior (consoante a direcção do item) da escala, resultado consistente com o de um estudo anterior, que recorreu a uma amostra comunitária (van Bussel et al., 2010). Há ainda a salientar o facto de o factor *Agressividade contra o bebé* ter apresentado resultados desfavoráveis em determinados índices de fidelidade e validade. Os autores da versão original consideram difícil avaliar uma questão tão delicada com base num instrumento de auto-resposta (Brockington et al., 2001). Face à ausência de variação na resposta a esta subescala numa amostra de mães da população geral, Wittkowski, Wieck e Mann (2007) sugerem que esta não seja utilizada.

Os resultados que obtivemos parecem-nos compreensíveis face ao facto de este questionário avaliar um constructo patológico (Moreira, 2004), sendo que a amostra do presente estudo foi comunitária. Assim, consideramos importante avaliar o comportamento psicométrico deste instrumento numa amostra clínica, antes de se optar por efectuar alterações adicionais à estrutura original da escala. Uma hipótese a considerar é uma amostra de mães deprimidas, atendendo a que a intensidade dos sintomas depressivos maternos tem sido consistente e positivamente associada a perturbações na relação com o bebé (Moehler et al., 2006; van Bussel et al., 2010; Wittkowski et al., 2010). É ainda plausível que as respostas aos questionários tenham sido influenciadas pela desejabilidade social, ou seja, pela vontade da pessoa de transmitir uma imagem de si que seja positivamente valorizada pela sociedade (DeVellis, 2011). A título de exemplo, van Bussel et al. (2010) verificaram que as

mulheres que manifestavam maior relutância em relatar comportamentos ou crenças pouco populares tendiam a apresentar valores inferiores no PBQ.

Por fim, é importante voltar a sublinhar a relevância clínica das perturbações na relação mãe/pai-bebé que, por poderem prejudicar ambos os membros da díade, requerem avaliação e intervenção clínica precoces. Klier (2006) sugere ainda que, em contexto clínico, o PBQ seja utilizado como medida de avaliação da evolução dos utentes ao longo do processo terapêutico. Atendendo a isto, podemos concluir que o PBQ é um instrumento de grande utilidade clínica.

REFERÊNCIAS BIBLIOGRÁFICAS

- Abidin, R. R. (1995). *Parenting Stress Index (PSI) manual* (3rd ed.). Charlottesville, VA: Pediatric Psychology Press.
- Almeida, L. S., & Freire, T. (2007). *Metodologia da investigação em psicologia e educação* (4^a ed.). Braga: Psiquilíbrios.
- Badr, L. K. (2005). Further psychometric testing and use of The Maternal Confidence Questionnaire. *Issues in Comprehensive Pediatric Nursing*, 28, 163-174. doi:10.1080/01460860500227572
- Brockington, I. F., Fraser, C., & Wilson, D. (2006). The Postpartum Bonding Questionnaire: A validation. *Archives of Women's Mental Health*, 9, 233-242. doi:10.1007/s00737-006-0132-1
- Brockington, I. F., Oates, J., George, S., Turner, D., Vostanis, P., Sullivan, M., ... Murdoch, C. (2001). A screening questionnaire for mother-infant bonding disorders. *Archives of Women's Mental Health*, 3, 133-140. doi:10.1007/s00737-006-0132-1
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estúdios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5(3), 521-551.
- Derogatis, L. R. (2001). *Brief Symptom Inventory 18: Administration, scoring, and procedures manual*. Minneapolis: Pearson.
- DeVellis, R. F. (2011). *Scale development: Theory and applications* (3rd ed.). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Fox-Wasylyshyn, S. M., & El-Masri, M. M. (2005). Handling missing data in self-report measures. *Research in Nursing & Health*, 28, 488-495. doi:10.1002/nur.20100
- Hill, M. M., & Hill, A. (2005). *Investigação por questionário* (2^a ed.). Lisboa: Edições Sílabo.
- Klier, C. M. (2006). Mother-infant bonding disorders in patients with postnatal depression: The Postpartum Bonding Questionnaire in clinical practice. *Archives of Women's Mental Health*, 9, 289-291.
- Maroco, J. (2007). *Análise estatística com utilização do SPSS*. Lisboa: Edições Sílabo.
- Meyers, L. S., Gamst, G., & Guarino, A. J. (2006). *Applied multivariate research: Design and interpretation*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.

- Moehler, E., Wiebel, R., Brunner, A., Reck, C., & Resch, F. (2006). Maternal depressive symptoms in the postnatal period are associated with long-term impairment of mother-child bonding. *Archives of Women's Mental Health, 9*, 273-278. doi:10.1007/s00737-006-0149-5
- Moreira, J. M. (2004). *Questionários: Teoria e prática*. Coimbra: Almedina.
- Nazaré, B., Fonseca, A., & Canavarro, M. C. (2011). *Avaliação da confiança parental: Versão portuguesa do Maternal Confidence Questionnaire*. Manuscrito não publicado.
- Pestana, M. H., & Gageiro, J. N. (2005). *Análise de dados para ciências sociais: A complementaridade do SPSS (4ª ed.)*. Lisboa: Edições Sílabo.
- Reck, C., Klier, C. M., Pabst, K., Stehle, E., Steffenelli, U., Struben, K., & Backenstrass, M. (2006). The German version of the Postpartum Bonding Instrument: Psychometric properties and association with postpartum depression. *Archives of Women's Mental Health, 9*, 265-271. doi:10.1007/s00737-006-0144-x
- Streiner, D. L., & Norman, G. R. (2008). *Health measurement scales: A practical guide to their development and use (4th ed.)*. Oxford: Oxford University Press.
- van Bussel, J. C. H., Spitz, B., & Demyttenaere, K. (2010). Three self-report questionnaires of the early mother-to-infant bond: Reliability and validity of the Dutch version of the MPAS, PBQ and MIBS. *Archives of Women's Mental Health, 13*, 373-384. doi:10.1007/s00737-009-0140-z
- Wittkowski, A., Wieck, A., & Mann, S. (2007). An evaluation of two bonding questionnaires: a comparison of the Mother-to-Infant Bonding Scale with the Postpartum Bonding Questionnaire in a sample of primiparous mothers. *Archives of Women's Mental Health, 10*, 171-175.
- Wittkowski, A., Williams, J., & Wieck, A. (2010). An examination of the psychometric properties and factor structure of the Post-partum Bonding Questionnaire in a clinical inpatient sample. *British Journal of Clinical Psychology, 49*, 163-172. doi:10.1348/014466509X445589