

AVALIAÇÃO DA CONFIANÇA PARENTAL: VERSÃO PORTUGUESA DO *MATERNAL CONFIDENCE QUESTIONNAIRE*

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

A falta de confiança parental na competência para cuidar do bebé pode originar dificuldades na relação entre mãe/pai e filho. O *Maternal Confidence Questionnaire* foi desenvolvido com o objectivo de avaliar a percepção que as mães têm da sua capacidade para cuidar e reconhecer as necessidades dos seus bebés. Trata-se de um questionário composto por 14 itens com uma escala de resposta de tipo Likert de 5 pontos (de *Nunca a Sempre*). Foi nosso objectivo adaptar para a população portuguesa este instrumento de auto-resposta. Uma amostra comunitária composta por 140 mães e 140 pais de bebés com 6 meses respondeu ao *Maternal Confidence Questionnaire*, ao *Postpartum Bonding Questionnaire*, ao *Índice de Stress Parental – Forma Reduzida* e ao *Brief Symptom Inventory 18*. A versão portuguesa do *Maternal Confidence Questionnaire* (designada *Questionário de Competência Parental*) apresenta uma boa consistência interna (alfa de Cronbach = .88). Foi realizada uma análise de componentes principais com rotação varimax, da qual resultaram três factores que explicam 62.22% da variância (*Conhecimento acerca do bebé, Prestação de cuidados ao bebé e Avaliação da experiência de parentalidade*). A escala revelou ainda ter uma boa validade de constructo, convergente e discriminante. A promoção da competência materna e paterna é essencial para o estabelecimento de uma relação saudável e adequada entre pais e bebés. O *Questionário de Competência Parental* constitui um instrumento útil na avaliação de mães e pais de bebés nos primeiros meses de vida, possibilitando a sinalização de situações de risco acrescido ao nível destas díades.

INTRODUÇÃO

O sentimento de confiança materna corresponde à avaliação que a mulher faz acerca da sua capacidade para prestar cuidados e compreender o seu bebé (Zahr, 1993). As mães que se sentem mais competentes na prestação de cuidados aos seus filhos tenderão a sentir-se mais realizadas e gratificadas pela tarefa, enquanto, inversamente, a falta de confiança materna pode afectar negativamente a experiência de parentalidade e a capacidade das mães para tomarem conta dos seus bebés (Kuo, Chen, Lin, Lee, & Hsu, 2009). Atendendo a isto, o sentimento de confiança materna é essencial para uma adaptação saudável ao papel parental (Zahr, 1991, 1993), sendo influenciado por, entre outras, características maternas

(como a idade, a paridade, a escolaridade e o apoio social percebido) e do bebé (como o temperamento e a existência de problemas médicos; Zahr, 1991, 1993).

Face à relevância clínica que esta variável assume, em 1985, Parker e Zahr desenvolveram o *Maternal Confidence Questionnaire*. Na construção deste questionário foi tida em conta, por um lado, a experiência clínica dos autores e, adicionalmente, a revisão por eles feita das escalas existentes que contemplassem comportamentos maternos de prestação de cuidados (Badr, 2005). Pretendeu-se, assim, desenvolver um instrumento cujo objectivo seria avaliar a confiança das mães relativamente às suas próprias capacidades como cuidadoras de um bebé, bem como a sua capacidade para reconhecer as necessidades do bebé (Badr, 2005).

Foi intenção dos autores construir um instrumento de fácil compreensão e aplicação. Desta forma, a versão final do questionário é composta por 14 itens a que se responde com base numa escala de frequência de tipo Likert, com cinco alternativas de resposta, oscilando entre 1 (Nunca) e 5 (Sempre). A pontuação total é calculada a partir da média dos 14 itens, após ter sido invertida a cotação de dois deles: o 10 e o 12. Relativamente à sua interpretação, pontuações superiores correspondem a uma percepção mais elevada de competência parental, com os valores da escala total a variar entre 1 e 5. Os autores da versão original do questionário definem-no como uma escala unidimensional (Badr, 2005), embora um estudo de 2003 de O'Reily (citado por Badr, 2005), tendo por base uma amostra de 79 mães, tenha proposto uma estrutura composta por três factores (Conhecimento, Tarefas e Sentimentos), cuja consistência interna oscilou entre .51 e .81.

OBJECTIVOS

Este trabalho teve como objectivo traduzir, adaptar e avaliar o comportamento psicométrico do *Maternal Confidence Questionnaire* (Badr, 2005; designado por nós como *Questionário de Confiança Parental*), 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 140 mulheres e 140 homens, aleatoriamente seleccionados de entre um grupo de 400 sujeitos. Não se verificaram diferenças

significativas entre as idades das mulheres ($M = 34.26$, $DP = 5.08$) e dos homens ($M = 35.27$, $DP = 5.77$). Em relação à escolaridade, as mulheres ($M = 13.51$, $DP = 3.69$) apresentaram habilitações literárias significativamente ($t_{271} = 3.37$, $p < .001$) superiores às dos homens ($M = 11.94$, $DP = 4.04$). Verificou-se uma percentagem significativamente ($\chi^2 = 18.49$, $p = .002$) superior de homens (93.5%, $n = 130$) actualmente empregados, por comparação às mulheres (77.1%, $n = 108$). No que toca ao estado civil, a grande maioria das mulheres (93.6%, $n = 131$) e dos homens (96.4%, $n = 135$) era casada ou unida de facto, sem que se registassem diferenças nesta variável. Por fim, também não houve diferenças entre o número de filhos de mulheres ($M = 0.68$, $DP = 0.72$) e de homens ($M = 0.72$, $DP = 0.75$).

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 Confiança Parental (QCP; Badr, 2005). As características da versão original deste instrumento foram descritas anteriormente, sendo que os estudos psicométricos da versão portuguesa são apresentados na secção seguinte. A primeira etapa deste estudo passou pela obtenção de autorização de um dos autores da versão original, Lina Kurdahi Badr, 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.

Postpartum Bonding Questionnaire (PBQ; Brockington, Fraser, & Wilson, 2006; Nazaré, Fonseca, & Canavarro, 2011). Questionário de auto-resposta que pretende constituir um indicador de perturbações na relação mãe/pai-filho (para efeitos de despistagem), através da avaliação da frequência de respostas emocionais e cognitivas da mãe/pai para com o seu bebé. É constituído por 24 perguntas e tem uma escala de

resposta de tipo Likert com seis alternativas de resposta, variando entre 0 (*Nunca*) e 5 (*Sempre*). A versão portuguesa do instrumento organiza-se em quatro factores: *Distanciamento emocional em relação ao bebé*, *Frustração na interacção com o bebé*, *Rejeição do bebé* e *Agressividade contra o bebé*. Quanto mais elevadas são as pontuações finais, mais patológicas são as respostas parentais. Na presente amostra, o valor de alfa de Cronbach para a escala total foi de .80, denotando uma boa consistência interna.

Índice de Stress Parental – Forma Reduzida (ISP-FR; *Parenting Stress Index – Short Form*; 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 .79 (*Distress Parental*) e .91 (escala total), 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 .92, 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 no âmbito de uma investigação intitulada “Transição para a parentalidade em casais com indicação para realizar diagnóstico pré-

natal”, aprovada pela Comissão de Ética dos Hospitais da Universidade de Coimbra. A recolha de amostra teve início em Setembro de 2009, continuando ainda 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 em mãos duas versões (a preencher em separado pelas mulheres e pelos seus companheiros) do protocolo de avaliação do primeiro momento (correspondente ao segundo trimestre de 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 que aqui se apresentam 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 a compreensão e 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 no que respeita às características da amostra e às variáveis contínuas em estudo. Recorreu-se a testes *t* de Student (para variáveis numéricas) e a testes de qui-quadrado (para variáveis categoriais) para proceder às comparações entre géneros relativamente às variáveis sociodemográficas. Foram calculadas correlações de Pearson entre os itens e a escala total, bem como entre as pontuações dos vários instrumentos. Foi também realizada uma análise de componentes principais com rotação varimax. Verificou-se que existiam *missings* nalgumas variáveis, embora em número reduzido e

aleatoriamente distribuídos. Estes valores foram, no caso dos questionários, substituídos pela pontuação correspondente à resposta intermédia da escala.

RESULTADOS

Estudo dos itens

Antes de proceder a mais análises, optámos por eliminar da escala o item 12 (“Ser pai/mãe é exigente e não é compensador”), uma vez que, ao incluir duas afirmações diferentes, potencia a ambiguidade e presta-se a ser erradamente interpretado pelos respondentes (Moreira, 2004). Para além disso, a correlação corrigida do item com a escala total era muito baixa ($r = .02$; Pestana & Gageiro, 2005). Por fim, este item revelou ter os valores mais elevados de assimetria (2.67) e de curtose (8.06), ultrapassando largamente o valor recomendado de 1 (Meyers, Gamst, & Guarino, 2006).

Quadro 1. 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	4.25 (2-5)	0.70	-0.52	-0.37	.84	.64**	.58
2	3.88 (1-5)	0.93	-0.54	-0.00	.83	.79**	.72
3	3.64 (1-5)	0.74	-0.04	-0.04	.83	.70**	.64
4	4.30 (2-5)	0.71	-0.74	0.20	.83	.71**	.66
5	4.25 (3-5)	0.62	-0.23	-0.60	.84	.65**	.60
6	4.40 (1-5)	1.07	-1.75	2.08	.84	.69**	.60
7	4.51 (1-5)	0.90	-1.88	2.82	.83	.73**	.64
8	4.85 (3-5)	0.39	-2.52	5.83	.85	.59**	.52
9	4.19 (1-5)	0.86	-0.92	0.69	.84	.69**	.60
10	1.29 (1-4)	0.64	2.44	5.77	.88	-.42**	-.33
11	3.33 (1-5)	0.93	-0.01	-0.15	.84	.67**	.56
13	4.45 (2-5)	0.64	-0.80	0.02	.84	.62**	.52
14	4.71 (3-5)	0.53	-1.65	1.83	.85	.51**	.39

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

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 3. No entanto, isto não se verifica para a maioria dos itens, que tendem a aproximar-se mais do extremo superior da escala (cf. Quadro 1). Os valores do desvio-padrão foram, para a maior parte dos itens, inferiores a 1 (cf. Quadro 1). 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 1, 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 da escala (e, no caso do item 10, do extremo superior).

Os valores de assimetria dos itens (cf. Quadro 1) são coerentes com os valores da medida de tendência central, assumindo, para todos os itens à excepção do 10, um valor negativo, que significa que a média dos itens tende a afastar-se do extremo mínimo da escala, aproximando-se antes do seu valor máximo (Maroco, 2007). Os valores de curtose variaram bastante (cf. Quadro 1), com seis itens a incluírem-se no intervalo desejável de -0.5 a 0.5, que aponta para uma distribuição normal das respostas (Maroco, 2007). Para os restantes (excluindo o item 5, que apresentou uma distribuição platocúrtica), os valores de curtose denotam uma distribuição leptocúrtica (Maroco, 2007).

Excluindo o item 10, as correlações item-total corrigidas situaram-se entre os valores 0.4 e 0.8 (cf. Quadro 1), correspondendo a uma associação relativamente forte (Hill & Hill, 2005) que indica que os itens são capazes de, isoladamente, representar de forma adequada o constructo que a escala pretende medir. Todos os valores do alfa de Cronbach excluindo cada item se situaram ligeiramente abaixo do valor de alfa para a escala total (cf. Quadro 3), à excepção do item 10, pelo que contribuem para a consistência interna do instrumento (Hill & Hill, 2005).

Análise de componentes principais

Os resultados obtidos quer no teste de esfericidade de Bartlett ($p < .001$), quer no índice de Kaiser-Meyer-Olkin (.88, um valor superior ao de 0.70, considerado de referência) permitiram afirmar que a correlação entre as treze variáveis que compõem o questionário é significativa e adequada para a realização de uma análise factorial (Meyers et al., 2006).

Assim, foi realizada uma análise de componentes principais, 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 três factores, cuja variância total explicada era de 62.22% (Cf. Quadro 2).

Quadro 2. Saturação dos itens por factor

Item	Factor 1	Factor 2	Factor 3
5. Eu sei o que deixa o meu bebé feliz	.83	.01	.18
1. Eu sei quando o meu bebé quer que brinque com ele	.75	.17	.07
3. Quando o meu bebé está rabugento, eu sei o motivo	.71	.26	.16
4. Eu apercebo-me quando o meu bebé está cansado e precisa de dormir	.66	.42	.09
9. Eu apercebo-me quando o meu bebé está doente	.58	.36	.19
2. Eu sei cuidar do meu bebé melhor do que qualquer outra pessoa	.58	.38	.38
7. Eu sou capaz de dar de comer ao meu bebé adequadamente	.24	.87	.16
6. Eu sou capaz de dar banho ao meu bebé	.25	.84	.06
8. Eu sou capaz de pegar apropriadamente no meu bebé	.20	.52	.42
14. Sinto-me satisfeito(a) com o meu papel de pai(mãe)	.17	.03	.81
13. Eu tenho todas as competências necessárias para ser um(a) bom(boa) pai(mãe)	.39	.03	.73
10. Eu sinto-me frustrado(a) ao cuidar do meu bebé	-.06	.23	.68
11. Eu seria bom(boa) a ajudar outros(as) pais(mães) a aprender a cuidar dos seus bebés	.40	.29	.46

Considerando como limiar um nível de saturação superior a .50 (Moreira, 2004), o primeiro factor inclui seis itens (explicando 25.93% da variância), o segundo factor é composto por três itens (que explicam 18.58% da variância) e os restantes quatro itens incluem-se no terceiro factor (que explica os restantes 17.71% da variância). Atendendo ao conteúdo dos itens que compõem cada factor, as designações escolhidas foram, respectivamente, *Conhecimento acerca do bebé*, *Prestação de cuidados ao bebé* e *Avaliação da experiência de parentalidade*.

Características da escala

Verificou-se que as características distribucionais da escala total e dos três factores violam os pressupostos da normalidade (teste de Kolmogorov-Smirnov, cf. Quadro 3). Relativamente aos valores de assimetria e curtose (cf. Quadro 3), e atendendo ao critério de 1 que Meyers et al. (2006) designam como conservador, apenas podem classificar-se como adequados os valores do Factor 1 (*Conhecimento acerca do bebé*). As respostas à escala total e aos restantes dois factores não se organizaram numa distribuição normal, demonstrando uma distribuição leptocúrtica e tendencialmente assimétrica à esquerda (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 (ou seja, o valor 3), tendendo a aproximar-se do extremo superior da escala (cf. Quadro 3).

Quadro 3. Características distribucionais e consistência interna da escala

QCP	M (Min-Max)	DP	Curtose	Assimetria	Kolmogorov-Smirnov	Alfa de Cronbach
Total	4.27 (2.15-5)	0.49	1.88	-1.05	1.83**	.85
Factor 1	4.08 (2.00-5)	0.58	0.24	-0.54	1.60*	.85
Factor 2	4.59 (1.67-5)	0.68	2.59	-1.75	6.21***	.75
Factor 3	4.30 (2.00-5)	0.50	2.28	-1.08	2.52***	.68

* $p < .05$; ** $p < .01$; *** $p < .001$

O índice relativo à consistência interna (alfa de Cronbach) da escala total 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 ligeiramente inferior, embora ultrapasse o ponto de corte de .65 considerado minimamente aceitável por DeVellis (2011). Todos os valores do alfa de Cronbach dos factores, excluindo cada item dos que os compõem, se situaram ligeiramente abaixo do valor de alfa para o respectivo factor (dados não apresentados), à excepção do item 8, 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 foram estatisticamente significativas, o que suporta a conclusão de que os factores avaliam o mesmo constructo (cf. Quadro 4; Almeida & Freire, 2007).

Quadro 4. Validade da escala

QCP	QCP			ISP-FR			PBQ	BSI 18	
	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Distress parental	Criança difícil	Interação disfuncional	Total	IGG	
Total	.92**	.79**	.77**	-.21**	-.31**	-.31**	-.33**	-.51**	-.10
Factor 1	-	.60**	.57**	-.15*	-.29**	-.29**	-.29**	-.46**	-.05
Factor 2		-	.46**	-.08	-.19**	-.15*	-.16**	-.28**	-.04
Factor 3			-	-.33**	-.29**	-.33**	-.39**	-.53**	-.20**

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

O ISP-FR e o PBQ 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 QCP e estes dois instrumentos revelaram-se estatisticamente significativas (à excepção da associação entre o Factor 2, *Prestação de cuidados ao bebé*, e o *Distress Parental* do ISP-FR), com uma força tendencialmente baixa ou

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 QCP, 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 uma das associações se revelou significativa, embora baixa (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 QCP, instrumento que avalia a competência parental percebida, de forma a permitir a sua utilização na população portuguesa. A análise de componentes principais indicou uma estrutura factorial diferente da da versão original do questionário, embora vá ao encontro da proposta feita em 2003 por O’Reily (citado por Badr, 2005). Assim, o primeiro factor, designado *Conhecimento acerca do bebé* (ao qual O’Reily chamou *Conhecimento*), refere-se ao nível de conhecimento que a pessoa percebe ter acerca do seu bebé, no que toca às suas necessidades e motivações. O segundo factor recebeu o nome *Prestação de cuidados ao bebé* (*Tarefas*, na proposta de O’Reily), dado que engloba itens relacionados com a percepção de competência relativamente a tarefas específicas de prestação de cuidados (dar de comer, dar banho, pegar no bebé). Por fim, os últimos quatro itens do questionário compreendem a *Avaliação da experiência de parentalidade* (designado por O’Reily como *Sentimentos*), incluindo o grau de satisfação e de confiança experienciado pela pessoa no desempenho desse papel. A decisão de eliminar o item 12 constitui uma alteração adicional à versão original do questionário, que considerámos necessária face ao facto de este constituir, adoptando a designação de DeVellis (2011), um item com duplo sentido.

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 a distribuição das respostas aos itens e à escala não seguir uma distribuição normal, uma vez que os respondentes tenderam a seleccionar, com maior frequência, as respostas mais próximas do extremo superior da escala. Esta propensão é facilmente compreensível face ao facto de a confiança parental tender a aumentar com o passar do

tempo, justificação que Badr (2005) apresenta para explicar os valores não muito elevados de consistência temporal que os estudos que incluíram a escala têm revelado (oscilando entre .66 e .69), com avaliações ocorridas com intervalos de tempo variáveis entre um e quatro meses. 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).

Atendendo a que, aquando da validação de um instrumento, se pretende determinar, da forma mais completa e clara possível, aquilo que o questionário permite de facto medir (visto que, como sublinham Almeida & Freire, 2007, os constructos não são directamente observáveis, podendo, para além disso, ter diversas definições), consideramos pertinente a realização de mais estudos que permitam atingir esse objectivo (até porque, de acordo com os mesmos autores, a intenção de avaliar exactamente o que o teste mede é um processo contínuo e infindável), nomeadamente através da utilização do QCP em diferentes grupos. Assim, e a título de exemplo, seria importante atestar a capacidade do instrumento para discriminar grupos teoricamente diferentes neste domínio (e.g., mães/pais adolescentes; mães/pais de bebés com problemas médicos; mães/pais sem outros filhos).

Por fim, é importante voltar a sublinhar a relevância clínica do sentimento de confiança parental, essencial para que o papel parental seja vivido de forma adaptativa e gratificante. Considerando que baixos níveis de confiança parental poderão prejudicar a interacção pais-bebé, a promoção do sentimento de competência parental tanto em mães como em pais revela-se muito pertinente. A versão original do QCP já foi utilizada enquanto medida da eficácia de intervenções clínicas, sendo que, numa revisão feita por Badr (2005) contemplando nove estudos, foram encontradas diferenças estatisticamente significativas entre o grupo de controlo e o grupo alvo de intervenção, favoráveis a este último, em sete das investigações realizadas. Com base nestes dados, podemos concluir que o QCP 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
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios 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.
- Hill, M. M., & Hill, A. (2005). *Investigação por questionário* (2^a ed.). Lisboa: Edições Sílabo.
- Kuo, S.-C., Chen, Y.-S., Lin, K.-C., Lee, T.-Y., & Hsu, C.-H. (2009). Evaluating the effects of an Internet education programme on newborn care in Taiwan. *Journal of Clinical Nursing*, 18, 1592-1601. doi:10.1111/j.1365-2702.2008.02732.x
- 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.
- Moreira, J. M. (2004). *Questionários: Teoria e prática*. Coimbra: Almedina.
- Nazaré, B., Fonseca, A., & Canavarro, M. C. (2011). *Postpartum Bonding Questionnaire: Estudo da versão portuguesa numa amostra comunitária*. Manuscrito não publicado.
- Pestana, M. H., & Gageiro, J. N. (2005). *Análise de dados para ciências sociais: A complementaridade do SPSS* (4^a ed.). Lisboa: Edições Sílabo.
- Zahr, L. (1991). The relationship between maternal confidence and mother-infant behaviors in premature infants. *Research in Nursing & Health*, 14(4), 279-286. doi:10.1002/nur.4770140406
- Zahr, L. (1993). The confidence of Latina mothers in the care of their low birth weight infants. *Research in Nursing and Health*, 16(5), 335-342. doi:10.1002/nur.4770160504