

QUESTIONÁRIO DE CONFIANÇA PARENTAL: ANÁLISE FATORIAL CONFIRMATÓRIA NUMA AMOSTRA COMUNITÁRIA DE CASAIS

Bárbara Nazaré, Ana Fonseca & Maria Cristina Canavarro

Faculdade de Psicologia e Ciências de Educação da Universidade de Coimbra, Coimbra, Portugal

RESUMO- A falta de confiança parental na competência para cuidar do bebé pode originar dificuldades na relação entre mãe/pai e filho. O Questionário de Confiança Parental avalia a perceção parental da capacidade para cuidar do bebé e reconhecer as suas necessidades, através de 13 itens, respondidos com base numa escala de frequência. Este estudo pretendeu identificar a estrutura fatorial mais adequada para o questionário. Uma amostra comunitária de 223 casais com bebés de 6 meses respondeu ao protocolo de avaliação. As análises fatoriais confirmatórias revelaram como mais adequado um modelo trifatorial: Conhecimento acerca do Bebé, Prestação de Cuidados ao Bebé e Avaliação da Experiência de Parentalidade. A versão portuguesa do Questionário de Confiança Parental apresentou bons níveis de fidelidade e validade, pelo que 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 nestas díades.

Palavras-chave- confiança parental; diferenças de género; estudos psicométricos; Questionário de Confiança Parental.

MATERNAL CONFIDENCE QUESTIONNAIRE: CONFIRMATORY FACTOR ANALYSIS IN A COMMUNITY SAMPLE OF COUPLES

ABSTRACT- The lack of parental confidence on one's ability to take care of one's baby may cause difficulties in the relationship between the parents and the child. The Maternal Confidence Questionnaire assesses parental confidence on the ability to take care of the baby and recognize his needs. It is a 13-item questionnaire with a frequency answer scale. Our study aimed to identify the factorial structure of the Portuguese version of the Maternal Confidence Questionnaire. A community sample of 223 couples with 6-month-old babies answered the assessment protocol. Confirmatory factor analyses showed a three-factor structure (Knowledge of the Baby, Taking Care of the Baby, Assessment of the Parenting Experience) to be the most adequate. The Portuguese version of the Maternal Confidence Questionnaire has good reliability and validity levels and is a useful instrument in the assessment of parents of young babies, making it possible to identify risk situations in these dyads.

Keywords- gender differences; Maternal Confidence Questionnaire; parental confidence; psychometric studies.

Recebido em 19 de Dezembro de 2011/ Aceite em 11 de Fevereiro de 2013

O sentimento de confiança parental corresponde à avaliação que os progenitores fazem acerca da sua capacidade para prestar cuidados e compreender o seu bebé (Zahr, 1993). Segundo Zahr (1993), a confiança parental corresponde à vertente afetiva do processo de concretização do papel parental, ou seja, aos sentimentos subjetivos que a pessoa tem acerca da sua aptidão para assumir as responsabilidades parentais. Este processo, que conduz à

experiência de competência no desempenho do papel parental, integra ainda a componente comportamental, isto é, a capacidade real demonstrada pela pessoa, através das suas ações, para assumir eficazmente a prestação de cuidados aos seus filhos (Rubin, 1984). Diversas investigações têm mostrado que tendem a não existir associações entre os dados obtidos através de métodos observacionais (que possibilitam a avaliação da componente comportamental do processo de concretização do papel parental) e de instrumentos de autorresposta (que focam a componente afetiva), quer entre mulheres adultas (Zahr, 1991, 1993), quer entre adolescentes (Secco, Ateah, Woodgate, & Moffatt, 2002). O desfazamento que pode existir entre as competências reais e percebidas de prestação de cuidados ao bebé sublinha, em primeiro lugar, a necessidade de avaliar cuidadosamente esta variável e, adicionalmente, a importância de recorrer a diferentes métodos quando se procede a essa avaliação.

O sentimento de confiança parental é central na relação mãe/pai-criança, resultando da influência de, entre outros fatores, características de ambos os membros da díade: parentais - como a idade, a paridade, a escolaridade, a saúde mental e o apoio social percebido - e do bebé - como o seu temperamento, a existência de problemas médicos e o seu peso à nascença (Loo et al., 2006; Oswalt & Biasin, 2012; Russell, 2006; Zahr, 1991, 1993). Por seu lado, o sentimento de confiança parental exerce influência na interação entre os progenitores e o bebé, estando associado aos níveis de *stress* parental e aos estilos educativos parentais (Morawska & Sanders, 2007; Nazaré, Fonseca, & Canavarro, 2012; Oswalt & Biasini, 2012). Assim, as pessoas que se sentem mais competentes na prestação de cuidados aos seus filhos tenderão a sentir-se mais realizadas e gratificadas pela tarefa, enquanto, inversamente, baixos níveis de confiança parental podem afetar negativamente a experiência de parentalidade e a capacidade das pessoas para tomarem conta dos seus bebés (Kuo, Chen, Lin, Lee, & Hsu, 2009). Atendendo a isto, o sentimento de confiança parental é visto como essencial a uma adaptação saudável ao papel parental (Zahr, 1991, 1993).

Face à relevância clínica que esta variável assume, em 1985, Parker e Zahr desenvolveram o Maternal Confidence Questionnaire, no contexto de um estudo que pretendia avaliar a adaptação de mães de bebés prematuros (um grupo em que os níveis de confiança parental tendem a ser significativamente inferiores, quando comparados com os de mães de bebés de termo saudáveis; Zahr, 1991). Na construção deste questionário foi tida em conta a experiência clínica dos autores e, adicionalmente, a revisão por eles feita das escalas existentes que contemplavam comportamentos maternos de prestação de cuidados (Badr, 2005; Zahr, 1991). Pretendeu-se, assim, desenvolver um instrumento cujo objetivo seria avaliar não só a confiança das mães relativamente às suas próprias capacidades como cuidadoras de um bebé (isto é, as suas competências percebidas) como também a sua capacidade para reconhecer as necessidades do bebé (ou seja, o seu nível de conhecimento do bebé; Badr, 2005). Crncec, Barnett e Matthey (2010) defendem que o Maternal Confidence Questionnaire pode ser categorizado como um instrumento que avalia a perceção de autoeficácia no âmbito do exercício da parentalidade.

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 soma dos 14 itens, após ter

vido invertida a cotação de dois deles (itens 10 e 12). Relativamente à interpretação do questionário, pontuações superiores correspondem a níveis mais elevados de confiança parental.

Embora os autores da versão original do questionário o caracterizem como uma escala unidimensional (Badr, 2005), foi posteriormente proposta uma organização alternativa dos itens. O primeiro autor a defender esta opção foi O'Reily (citado por Badr, 2005), que, tendo por base uma amostra de 79 mães, recomendou uma estrutura trifatorial, composta pelas dimensões Conhecimento (6 itens), Tarefas (3 itens) e Sentimentos (5 itens). Esta estrutura fatorial foi posteriormente replicada no estudo de adaptação da versão portuguesa do instrumento (designado Questionário de Confiança Parental - QCP), que envolveu uma amostra comunitária de 140 mulheres e 140 homens com bebés de 6 meses (Nazaré, Fonseca, & Canavarro, 2011). Da análise de componentes principais resultou uma solução que explicava 62,22% da variância, com todos os itens a apresentar saturações superiores a 0,45 num único fator (cf. Quadro 1).

Quadro 1.

Organização dos itens por fator na versão portuguesa do QCP

Item	Fator
1. Eu sei quando o meu bebé quer que brinque com ele	1
2. Eu sei cuidar do meu bebé melhor do que qualquer outra pessoa	1
3. Quando o meu bebé está rabugento, eu sei o motivo	1
4. Eu apercebo-me quando o meu bebé está cansado e precisa de dormir	1
5. Eu sei o que deixa o meu bebé feliz	1
6. Eu sou capaz de dar banho ao meu bebé	2
7. Eu sou capaz de dar de comer ao meu bebé adequadamente	2
8. Eu sou capaz de pegar apropriadamente no meu bebé	2
9. Eu apercebo-me quando o meu bebé está doente	1
10. Eu sinto-me frustrado(a) ao cuidar do meu bebé	3
11. Eu seria bom(boa) a ajudar outros(as) pais(mães) a aprender a cuidar dos seus bebés	3
12. Eu tenho todas as competências necessárias para ser um(a) bom(boa) pai(mãe)	3
13. Sinto-me satisfeito(a) com o meu papel de pai(mãe)	3

Embora a organização dos itens da versão portuguesa do QCP seja sobreponível àquela que O'Reilly apresentou em 2003, as autoras optaram por modificar as designações dos fatores, de maneira a traduzir de forma mais clara o conteúdo dos itens que os compõem. Desta forma, as denominações escolhidas foram, respetivamente, Conhecimento Acerca do Bebé, Prestação de Cuidados ao Bebé e Avaliação da Experiência de Parentalidade. A organização dos itens em três fatores permite identificar mais facilmente os itens que se referem a tarefas específicas associadas ao papel parental (englobados nos primeiros dois fatores) e aqueles que traduzem uma perceção mais global do desempenho do papel parental. Segundo Crncec et al. (2010), enquanto os itens gerais têm a vantagem de ser aplicáveis a

progenitores com filhos de diferentes idades, os itens que se referem a tarefas particulares tendem a revelar melhor validade preditiva, dada a sua maior sensibilidade.

Adicionalmente, Nazaré et al. (2011) procederam à eliminação de uma das afirmações (“Ser pai/mãe é exigente e não é compensador”) do QCP, que passou a englobar apenas 13 itens. Esta alteração à versão original do questionário é justificada por duas razões. Primeira, ao incluir duas afirmações diferentes, o item tem um duplo sentido (DeVellis, 2011), pelo que potencia a ambiguidade e presta-se a ser erradamente interpretado pelos respondentes (Moreira, 2004). Segunda, o item apresentou uma correlação item-total corrigida muito baixa ($r = 0,02$; Pestana & Gageiro, 2005), indicando que pode não ter capacidade para avaliar aquilo que o questionário pretende medir. Por fim, considerando que o número de itens que compõem cada fator é variável, as autoras defendem a cotação do instrumento com base na média, em vez de na soma, dos itens que compõem cada fator, de maneira a facilitar as comparações entre as pontuações obtidas nos diferentes fatores.

O QCP tem sido referido como um instrumento com características psicométricas que, de modo geral, se revelam favoráveis, quer ao nível da fidelidade, quer ao nível da validade (Badr, 2005; Crncec et al., 2010). No que respeita especificamente à consistência interna da escala total, os valores apresentados têm sido bons em diversas versões do instrumento, incluindo a original ($\alpha = 0,89$; Zahr, 1991), a espanhola ($\alpha = 0,88$; Zahr, 1993), a chinesa ($\alpha = 0,85$; Kuo et al., 2009) e a portuguesa ($\alpha = 0,85$, considerando 13 itens; Nazaré et al., 2011). No entanto, nalguns estudos, os valores de consistência interna do instrumento revelaram-se significativamente mais baixos ($\alpha = 0,67$ na versão norueguesa; Olafsen et al., 2007), chegando a atingir valores inaceitáveis (nomeadamente $\alpha = 0,58$, na versão de língua inglesa; Oswalt & Biasini, 2012). Poucas investigações têm apresentado os valores de alfa de Cronbach considerando a estrutura trifatorial inicialmente proposta por O’Reilly (citado por Badr, 2005), que apresenta níveis de consistência interna a oscilar entre os 0,51 e os 0,81. Tendo adotado esta estrutura, Russell (2006) indicou que os valores de consistência interna obtidos na sua amostra foram de 0,81 (para o fator Conhecimento) e de 0,79 (para os fatores Tarefas e Sentimentos). Já as autoras da versão portuguesa do instrumento - cujo último fator se diferencia do de O’Reilly e de Russell pelo facto de não incluir um dos itens -, apresentam valores de, respetivamente, 0,85, 0,75 e 0,68 (Nazaré et al., 2011).

Este trabalho teve como objetivos: 1) identificar a estrutura fatorial do QCP (Badr, 2005; Nazaré et al., 2011) mais adequada e 2) avaliar o seu comportamento psicométrico, no sentido de verificar se a versão portuguesa deste instrumento possui características que permitam a sua utilização, tanto na prática clínica como na investigação. Consideramos de especial relevância a disponibilidade de um instrumento que avalia a confiança parental, tendo em conta as implicações clínicas que daí podem advir. Adicionalmente, atendendo a que se trata de um instrumento adaptado para diversas línguas e usado em vários países, consideramos especialmente vantajoso o facto de a escala proporcionar comparações transculturais.

MÉTODOS

Participantes

A amostra foi constituída por 223 casais heterossexuais. Verificaram-se diferenças significativas ($t_{(219)} = -4,37$, $p < 0,001$) nas idades das mulheres ($M = 34,23$, $DP = 5,09$) e dos

homens ($M = 35,55$, $DP = 5,86$), sendo estes mais velhos. Em relação à escolaridade, as mulheres ($M = 13,84$, $DP = 3,69$) apresentaram habilitações literárias significativamente ($t_{(215)} = 6,77$, $p < 0,001$) superiores às dos homens ($M = 12,25$, $DP = 4,09$). Verificou-se uma percentagem significativamente ($\chi^2 = 33,81$, $p < 0,001$) superior de homens (94,1%, $n = 208$) atualmente empregados, por comparação com as mulheres (75,2%, $n = 167$). Por fim, não houve diferenças entre as percentagens de mulheres (44,7%) e de homens (41,3%) primíparos.

Material

O protocolo de avaliação foi constituído por uma ficha de dados sociodemográficos e por quatro questionários de autorresposta.

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

QCP (Badr, 2005; Nazaré et al., 2011; cf. Quadro 1). - As características da versão original deste instrumento já foram descritas, sendo que os estudos psicométricos da versão portuguesa são analisados na secção seguinte.

Questionário de Ligação ao Bebê após o Nascimento (PBQ; Brockington, Fraser, & Wilson, 2006; Nazaré et al., 2012). - Questionário unidimensional 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 12 perguntas e tem uma escala de resposta de tipo Likert com seis alternativas de resposta, variando entre 0 (*Nunca*) e 5 (*Sempre*). A pontuação final é calculada com base na soma das pontuações de todos os itens, após a inversão da pontuação de quatro deles. Quanto mais elevadas são as pontuações finais, mais patológicas são as respostas parentais. Na presente amostra, o valor de alfa de Cronbach foi de 0,72, denotando uma boa consistência interna.

Índice de Stress Parental – Forma Reduzida (ISP-FR; Abidin, 1995; Santos, 2011). Questionário 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*). É composto por três subescalas: Dificuldade Parental, Interação 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 0,74 (Interação Disfuncional Mãe/Pai-Criança) e 0,86 (Total), o que atesta a sua boa consistência interna.

Brief Symptom Inventory 18 (BSI18; Derogatis, 2001). - Questionário 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 0,92 (IGG), o que indica que se trata de um

instrumento com boa consistência interna. As características psicométricas da versão portuguesa do questionário estão atualmente em estudo pelas autoras deste trabalho.

Procedimento

O presente estudo enquadra-se num projeto 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 decorreu entre setembro de 2009 e março de 2012. 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 investigadores apresentaram os objetivos do estudo e as pessoas que aceitaram participar na investigação assinaram um documento de consentimento informado. 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 de gravidez), bem como um envelope onde deveriam inserir os questionários após preenchidos, entregando-os na Maternidade Dr. Daniel de Matos numa das consultas posteriores. A investigação incluiu dois momentos adicionais de avaliação, no primeiro e no sexto mês após o nascimento do bebé – nestas duas fases, os questionários foram enviados pelo correio para a morada indicada pelos participantes, a quem foi solicitado que preenchesse e devolvesse os questionários, utilizando um envelope previamente selado e endereçado aos investigadores, fornecido pelos mesmos.

Os dados aqui apresentados correspondem ao último momento de avaliação, tendo os participantes respondido quando os seus filhos tinham, em média, 6,21 ($DP = 0,54$) 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 dos questionários; e inexistência de problemas médicos no bebé. A ordem de apresentação dos questionários foi igual para todos os participantes (ou seja, ficha de dados sociodemográficos e clínicos, BSI18, QCP, ISP-FR e PBQ).

Análise de dados

Para o tratamento estatístico dos dados, foi utilizado o *software Statistical Package for the Social Sciences* (SPSS - versão 17) e o *software Analysis of Moment Structures* (AMOS – versão 17). Foram determinadas as médias e os desvios-padrão no que respeita às características da amostra e às variáveis contínuas em estudo. Ainda no âmbito das estatísticas descritivas, foram calculados os valores de assimetria e de curtose para os itens da escala, para a escala total e para cada um dos seus fatores. O teste de Kolmogorov-Smirnov foi utilizado para avaliar a normalidade da distribuição das respostas aos fatores e à escala total. Recorreu-se a testes *t* de Student (para variáveis contínuas) e a testes de qui-quadrado (para variáveis categoriais) para proceder às comparações entre géneros relativamente às variáveis sociodemográficas e às respostas ao QCP total. Foram realizadas análises fatoriais confirmatórias (AFC) para avaliar os índices de ajustamento dos modelos em estudo. Foram calculadas correlações de Pearson entre os itens e a escala total, bem como entre as pontuações dos vários instrumentos. A consistência interna do instrumento foi avaliada através do alfa de Cronbach. Para as comparações de género nos fatores do QCP, recorremos a uma MANOVA de medidas repetidas. 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

Validade de construto

Atendendo a que, no estudo de adaptação da versão portuguesa do QCP (Nazaré et al., 2011), o modelo resultante da análise de componentes principais mostrou não ser sobreponível à estrutura da versão original (Badr, 2005), correspondendo antes à estrutura apresentada por O'Reilly (citado em Badr, 2005), foram realizadas AFC, com o objetivo de comparar a adequação de ambos os modelos (compostos por 13 itens).

Byrne (2010) considera necessária a análise de diversos índices de ajustamento, de forma a avaliar a adequabilidade dos modelos propostos aos dados da amostra. Tendo por base os critérios apresentados por Marôco (2010), foram selecionados o χ^2 (o nível de significância associado deverá ser superior a 0,05), o *Comparative Fit Index* (CFI), o *Goodness of Fit Index* (GFI) – estes dois índices deverão ser superiores a 0,90 – o *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA; deverá ser inferior a 0,10) e o *Expected Cross-Validation Index* (ECVI; não existem valores de referência que permitam classificar o ajustamento do modelo, sendo preferível que seja o mais baixo possível).

Quadro 2.

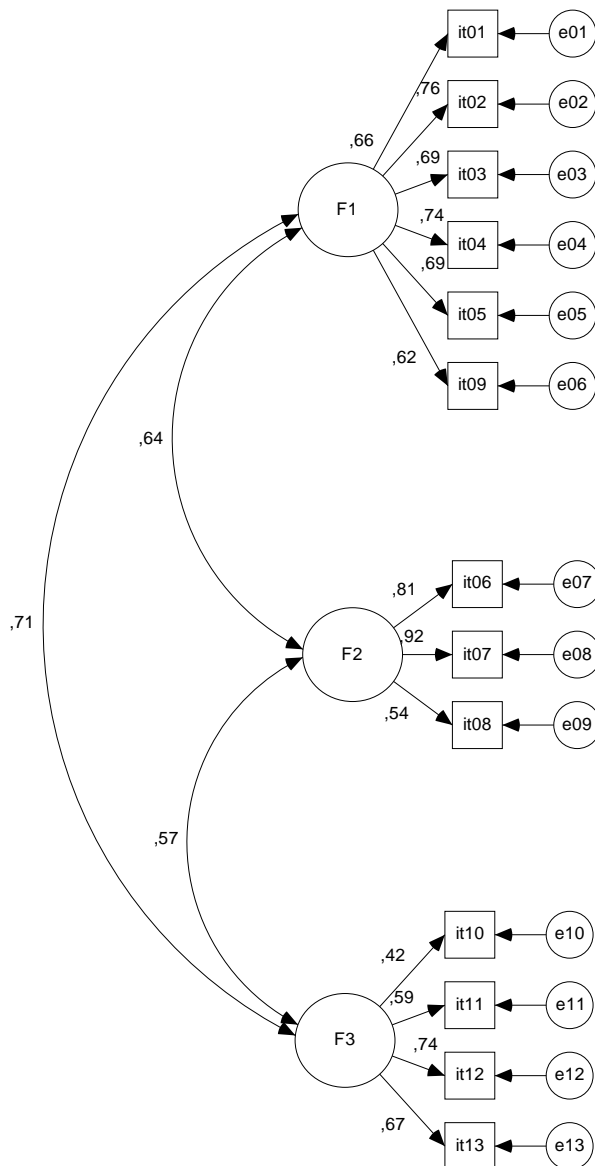
Comparação dos índices de ajustamento dos modelos testados através de AFC

Modelos	χ^2	gl	CFI	GFI	RMSEA	ECVI	$\Delta\chi^2$	Δgl
Nazaré et al. (2011)	253,14***	62	0,92	0,92	0,08	0,70	-	-
Badr (2005)	546,61***	65	0,79	0,83	0,13	1,35	293,47***	3

*** $p < 0,001$.

Como indica o Quadro 2, o modelo de Nazaré et al. (2011) apresenta índices de ajustamento bons (à exceção do χ^2 , cujo nível de significância não é considerado desejável, embora possa estar enviesado devido à elevada sensibilidade deste índice ao tamanho da amostra; Marôco, 2010). Quando comparado com o modelo da versão original do instrumento (Badr, 2005), o modelo resultante da análise de componentes principais portuguesa (Nazaré et al., 2011) revelou-se significativamente melhor (cf. Quadro 2), tendo sido mantido (cf. Figura 1). Os coeficientes de regressão e a correlação entre os fatores do instrumento são significativos ($p \leq 0,001$).

Figura 1.
Modelo final do QCP



A realização das AFC permitiu, para além de sustentar as dimensões fatoriais do instrumento, obter dados relativamente à sua validade de construto. Uma vez que os itens do questionário se agrupam em fatores teoricamente significativos, é possível concluir que representam adequadamente o construto que se pretende avaliar. Adicionalmente, as correlações positivas existentes entre o total da escala e os respetivos fatores foram estatisticamente significativas, o que suporta a conclusão de que os fatores avaliam o mesmo construto (cf. Quadro 3; Almeida & Freire, 2007).

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 construto 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 significativas, com uma força tendencialmente baixa ou moderada (Pestana & Gageiro, 2005), uma vez que os questionários avaliam construtos que se associam (cf. Quadro 3). Mais especificamente, a confiança parental tende a aumentar à medida que diminuem os níveis de *stress* parental e a frequência de respostas parentais patológicas.

Quadro 3.

Validade de construto, convergente e discriminante do QCP

QCP	QCP			ISP-FR			PBQ	BSI18	
	Fator 1	Fator 2	Fator 3	Dificuldade Parental	Interação Disfunciona	Criança Difícil	Total	Total	IGG
Total	0,91 ^{***}	0,78 ^{***}	0,79 ^{***}	-0,25 ^{***}	-0,36 ^{***}	-0,38 ^{***}	-0,42 ^{**}	-0,48 ^{***}	0,10 [*]
Fator 1	-	0,57 ^{***}	0,58 ^{***}	-0,21 ^{***}	-0,34 ^{***}	-0,36 ^{***}	-0,38 ^{**}	-0,45 ^{***}	0,07
Fator 2		-	0,48 ^{***}	-0,11 [*]	-0,21 ^{***}	-0,21 ^{***}	-0,21 ^{**}	-0,24 ^{***}	0,06
Fator 3			-	-0,32 ^{***}	-0,33 ^{***}	-0,39 ^{***}	-0,45 ^{**}	-0,48 ^{***}	0,14 ^{**}

* $p < 0,05$; ** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

O BSI18 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 construto deveria, em termos teóricos, diferir” (Almeida & Freire, 2007, p. 201). De acordo com o que é esperado de um instrumento que mede um construto diferente, a associação entre os dois instrumentos, quando significativa, revelou-se muito baixa (Pestana & Gageiro, 2005; cf. Quadro 3), mostrando que o QCP avalia uma variável diferente da psicossintomatologia.

Sensibilidade

Quadro 4.

Características distribucionais e consistência interna do QCP

QCP	M (Min-Max)	DP	Curtose	Assimetria	Kolmogorov -Smirnov	Alfa de Cronbach
Total	4,28 (2,15-5,00)	0,48	1,41	-0,98	2,43 ^{***}	0,88
Fator 1	4,10 (2,00-5,00)	0,57	0,11	-0,52	1,95 ^{**}	0,84
Fator 2	4,60 (1,67-5,00)	0,66	2,57	-1,76	7,78 ^{***}	0,76
Fator 3	4,30 (2,00-5,00)	0,49	1,69	-0,94	3,20 ^{***}	0,66

** $p < 0,01$; *** $p < 0,001$.

Verificou-se que as características distribucionais da escala total e dos três fatores violam os pressupostos da normalidade (teste de Kolmogorov-Smirnov, cf. Quadro 4). Relativamente aos valores de assimetria e curtose (cf. Quadro 4), e atendendo ao critério de 1 que Meyers, Gamst e Guarino (2006) designam como liberal, apenas podem classificar-se como adequados os valores do Fator 1 (Conhecimento Acerca do Bebê). As respostas à escala total e aos

restantes dois fatores não se organizaram numa distribuição normal, demonstrando uma distribuição leptocúrtica e tendencialmente assimétrica à esquerda (Marôco, 2007). 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 4).

No que toca às características descritivas dos itens da escala, DeVellis (2011) refere que, idealmente, o valor médio das respostas deve situar-se 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 (exceto para os itens 2, 3 e 11), que tendem a aproximar-se mais do extremo superior da escala (ou inferior, no caso do item 10, que deve ser invertido; cf. Quadro 5). Os valores do desvio-padrão foram, para a maior parte dos itens, inferiores a 1 (à exceção do item 6; cf. Quadro 5), ponto a partir do qual Carretero-Dios e Pérez (2005) consideram o desvio-padrão desejável, visto indicar que a maioria dos respondentes optou pelas alternativas de resposta intermédias da escala, selecionando com menor frequência as opções situadas nos extremos. Os valores mínimos registados nas respostas a cada item (cf. Quadro 5) revelam que, em alguns (especificamente, nos itens 1, 4, 8 e 13), nenhum dos participantes selecionou as alternativas mais próximas do extremo inferior da escala.

Quadro 5.

Características distribucionais e consistência interna dos itens e correlações item-total

Item	M (Min-Max)	DP	Assimetria	Curtose	Alfa de Cronbach		Correlação item-total	Correlação item-total para sobreposição
					excluindo o item	Fator Escala		
1	4,26 (2-5)	0,70	-0,49	-0,53	0,82	0,87	0,64***	0,56
2	3,93 (1-5)	0,92	-0,47	-0,34	0,81	0,86	0,79***	0,73
3	3,65 (1-5)	0,72	-0,11	0,18	0,81	0,87	0,65***	0,58
4	4,28 (2-5)	0,71	-0,65	-0,06	0,81	0,86	0,71***	0,64
5	4,27 (1-5)	0,65	-0,57	0,81	0,81	0,87	0,65***	0,58
6	4,45 (1-5)	1,02	-1,86	2,56	0,54	0,87	0,68***	0,57
7	4,52 (1-5)	0,86	-1,80	2,59	0,43	0,86	0,73***	0,66
8	4,84 (3-5)	0,41	-2,48	5,69	0,85	0,87	0,58***	0,53
9	4,19 (1-5)	0,86	-0,86	0,48	0,83	0,87	0,67***	0,58
10	1,25 (1-5)	0,58	2,86	9,48	0,66	0,88	0,41***	0,32
11	3,33 (1-5)	0,92	-0,05	-0,01	0,65	0,87	0,64***	0,54
12	4,41 (1-5)	0,69	-0,98	0,92	0,50	0,87	0,62***	0,54
13	4,72 (2-5)	0,52	-1,76	2,81	0,55	0,87	0,55***	0,49

*** $p < 0,001$.

Os valores de assimetria dos itens (cf. Quadro 5) são coerentes com os valores da medida de tendência central, assumindo, para todos os itens à exceção 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 (Marôco, 2007). Os valores de curtose variaram bastante (cf. Quadro 5), com cinco itens a incluírem-se no intervalo desejável de -0,5 a 0,5, que aponta

para uma distribuição normal das respostas (Marôco, 2007). Para os restantes (excluindo o item 1, que apresentou uma distribuição platocúrtica), os valores de curtose denotam uma distribuição leptocúrtica (Marôco, 2007).

Fidelidade

Os índices relativos à consistência interna (alfas de Cronbach) da escala total e do Fator 1 apresentaram valores situados no intervalo 0,8-0,9 (cf. Quadro 4), constituindo níveis de fidelidade muito bons (DeVellis, 2011). Os restantes dois fatores apresentaram valores inferiores, embora tenham ultrapassado o ponto de corte de 0,65 considerado minimamente aceitável por DeVellis (2011). As correlações item-total corrigidas excederam o valor recomendado de 0,20 (cf. Quadro 5), demonstrando a homogeneidade da escala (Streiner & Norman, 2008). Todos os valores do alfa de Cronbach excluindo cada item se situaram ligeiramente abaixo ou corresponderam exatamente ao valor do alfa quer da escala total, quer do fator em que o item saturava (exceto o item 8; cf. Quadro 5), pelo que contribuem para a consistência interna do instrumento (Hill & Hill, 2005).

Diferenças de género

Foi identificado um efeito multivariado de género significativo (Traço de Pillai = 0,49, $F_{(3,220)} = 70,58$, $p < 0,001$, $\eta^2 = 0,49$) nas respostas ao QCP. Mais especificamente, verificaram-se diferenças de género significativas na escala total e nos seus três fatores, com as mulheres a apresentar consistentemente pontuações superiores às dos homens (cf. Quadro 6).

Quadro 6.

Comparação de médias atendendo ao género

QCP	Mulheres <i>M (SD)</i>	Homens <i>M (SD)</i>	<i>t/F</i>	<i>p</i>	η^2
Total	4,50 (0,32)	4,05 (0,50)	13,07	< 0,001	-
Fator 1	4,34 (0,46)	3,85 (0,57)	136,48	< 0,001	0,38
Fator 2	4,93 (0,21)	4,27 (0,78)	163,27	< 0,001	0,42
Fator 3	4,42 (0,42)	4,18 (0,52)	40,68	< 0,001	0,16

DISCUSSÃO

O QCP é um instrumento de autorresposta que avalia o sentimento de confiança parental. Este trabalho teve como principal objetivo identificar a estrutura fatorial do QCP mais adequada aos dados de uma amostra portuguesa. Os estudos prévios que procuraram estudar a organização dos itens deste questionário apresentaram resultados inconsistentes, tendo sido propostas duas estruturas fatoriais: um modelo unidimensional (Badr, 2005) e um modelo trifatorial (O'Reilly, citado por Badr, 2005; Nazaré et al., 2011). Os nossos resultados identificaram o segundo como constituindo o modelo mais adequado aos nossos dados.

Desta forma, foi replicada a proposta previamente apresentada por Nazaré et al. (2011): o primeiro fator, designado Conhecimento Acerca do Bebê (ao qual O'Reily, citado por Badr, 2005, chamou Conhecimento), refere-se ao nível de conhecimento que a pessoa percebe ter acerca do seu bebê, no que toca às suas necessidades e motivações; o segundo fator recebeu o nome Prestação de Cuidados ao Bebê (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 bebê); 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 experienciadas pela pessoa no desempenho desse papel.

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 não seguirem uma distribuição normal, uma vez que os respondentes tenderam a selecionar, com maior frequência, as respostas mais próximas do extremo superior da escala. Crncec et al. (2010), que apresentaram uma revisão de 36 instrumentos que avaliam a confiança parental, referem que se trata de uma característica comum à maioria dos questionários que analisaram. Esta propensão é facilmente compreensível face ao facto de a confiança parental tender a aumentar com o passar do tempo (Secco et al., 2002), 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 0,66 e 0,69), em avaliações ocorridas com intervalos de tempo variáveis entre um e quatro meses. É ainda plausível que as respostas ao questionário tenham sido influenciadas pela deseabilidade social, ou seja, pela vontade da pessoa de transmitir uma imagem de si que seja positivamente valorizada pela sociedade (DeVellis, 2011).

A revisão de instrumentos que focam a confiança parental, da autoria de Crncec et al. (2010), permitiu concluir que nenhum deles fora desenvolvido pensando especificamente na população masculina. Apesar disso, alguns dos questionários que os autores avaliaram são considerados válidos para utilização em amostras de homens. Que tenhamos conhecimento, apenas Yeni (citado por Badr, 2005) utilizou o QCP numa amostra de mulheres e de homens, embora não seja feita referência a comparações de género na resposta ao instrumento. Os nossos resultados mostram que as mulheres tendem a perceber mais confiança nas suas competências parentais, o que vai ao encontro dos dados de Hudson, Elek e Fleck (2001). Estes autores avaliaram a percepção de autoeficácia na prestação de cuidados ao bebê em 44 casais primíparos, algumas semanas após o nascimento do bebê. Para os autores, as diferenças encontradas devem-se ao maior número de oportunidades (proporcionadas pela licença de maternidade) de que as mulheres dispõem para estar com os filhos e, conseqüentemente, para treinar as suas competências na prestação de cuidados ao bebê. Também Nazaré et al. (2012) identificaram diferenças de género significativas na interação com o bebê, com os homens a manifestar respostas patológicas para com o bebê com uma frequência significativamente superior às mulheres. Como alguns estudos (inclusivamente o presente estudo) têm mostrado, a confiança parental e o grau de disfunção das práticas parentais tendem a associar-se negativamente (Morawska & Sanders, 2007; Nazaré et al., 2012), o que se pode explicar pela percepção que os indivíduos têm do bebê – mais especificamente, quanto menor a confiança

parental, mais provável é que o temperamento do bebé seja percebido como difícil (Zarh, 1991), o que parece ser mais frequente entre os homens (Edhborg, Matthiesen, Lundh, & Widström, 2005) e pode originar respostas parentais menos adaptativas.

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 construtos não são diretamente observáveis, podendo, para além disso, ter diversas definições), consideramos pertinente a realização de mais estudos que permitam atingir esse objetivo (até porque, de acordo com os mesmos autores, a intenção de avaliar exatamente o que o teste mede é um processo contínuo e infundável), 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 interação pais-bebé, a promoção do sentimento de competência parental, tanto em mulheres como em homens, revela-se muito pertinente. Consistentemente, Olafsen et al. (2007) aconselham a que a avaliação desta variável aconteça logo no período neonatal, pois consideram que a existência de baixos níveis de confiança parental pode traduzir uma vulnerabilidade que deve ser rapidamente colmatada. A este respeito, importa referir que a versão original do QCP já foi utilizada enquanto medida da eficácia de intervenções clínicas em amostras diversas (incluindo grupos clínicos - mães de bebés prematuros ou com doenças cardíacas congénitas - e comunitários - mães primíparas), 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. Estes dados mostram que a confiança parental é um sentimento passível de ser promovido através de treino e/ou de formação, tanto na modalidade presencial (Badr, 2005) como em programas desenvolvidos através da Internet (Kuo et al., 2009). Com base nestes dados, podemos concluir que o QCP é um instrumento de grande utilidade clínica.

REFERÊNCIAS

Abidin, R. R. (1995). *Parenting Stress Index (PSI) manual* (3^a 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

- Byrne, B. (2010). *Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming* (2^a ed.). New York: Routledge.
- Carretero-Dios, H., & Pérez, C. (2005). Normas para el desarrollo y revisión de estudios instrumentales. *International Journal of Clinical and Health Psychology*, 5, 521-551.
- Crncec, R., Barnett, B., & Matthey, S. (2010). Review of scales of parenting confidence. *Journal of Nursing Measurement*, 18, 210-240. doi:10.1891/1061-3749.18.3.210
- Derogatis, L. R. (2001). *Brief Symptom Inventory 18: Administration, scoring, and procedures manual*. Minneapolis: Pearson.
- DeVellis, R. F. (2011). *Scale development: Theory and applications* (3^a ed.). Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Edhborg, M., Matthiesen, A.-S., Lundh, W., & Widström, A.-M. (2005). Some early indicators for depressive symptoms and bonding 2 months postpartum: A study of new mothers and fathers. *Archives of Women's Mental Health*, 8, 221-231. doi:10.1007/s00737-005-0097-5
- Hill, M. M., & Hill, A. (2005). *Investigação por questionário* (2^a ed.). Lisboa: Edições Sílabo.
- Hudson, D. B., Elek, S. M., & Fleck, M. O. (2001). First-time mothers' and fathers' transition to parenthood: Infant care self-efficacy, parenting satisfaction, and infant sex. *Issues in Comprehensive Pediatric Nursing*, 24, 31-43. doi:10.1080/014608601300035580
- 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
- Liu, C.-H., Chao, Y.-H., Huang, C.-M., Wei, F.-C., & Chien, L.-Y. (2010). Effectiveness of applying empowerment strategies when establishing a support group for parents of preterm infants. *Journal of Clinical Nursing*, 19, 1729-1737. doi:10.1111/j.1365-2702.2009.03082.x
- Loo, K. K., Zhu, H., Yin, Q., Luo, H., Min, L., & Tyler, R. (2006). Maternal confidence in China: Association with infant neurobehaviors but not sociodemographic variables. *Journal of Pediatric Psychology*, 31, 452-459. doi:10.1093/jpepsy/jsi080
- Marôco, J. (2007). *Análise estatística com utilização do SPSS*. Lisboa: Edições Sílabo.
- Marôco, J. (2010). *Análise de equações estruturais: Fundamentos teóricos, software & aplicações*. Pêro Pinheiro: ReportNumber.
- Meyers, L. S., Gamst, G., & Guarino, A. J. (2006). *Applied multivariate research: Design and interpretation*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Morawska, A., & Sanders, M. R. (2007). Concurrent predictors of dysfunctional parenting and maternal confidence: Implications for parenting interventions. *Child: Care, Health and Development*, 33, 757-767. doi:10.1111/j.1365-2214.2007.00758.x
- 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. In A. S. Ferreira, A. Verhaeghe, D. R. Silva, L. S. Almeida, R. Lima, & S. Fraga (Eds.), *Actas do VIII Congresso Iberoamericano de Avaliação Psicológica/XV Conferência Internacional de Avaliação Psicológica: Formas e Contextos* (pp. 1949-1960). Lisboa: Sociedade Portuguesa de Psicologia.

Nazaré, B., Fonseca, A., & Canavarro, M. C. (2012). Avaliação da ligação parental ao bebé após o nascimento: Análise fatorial confirmatória da versão portuguesa do Postpartum Bonding Questionnaire (PBQ). *Laboratório de Psicologia, 10*, 47-61.

Olafsen, K. S., Rønning, J. A., Dahl, L. B., Ulvund, S. E., Handegård, B. H., & Kaaresen, P. I. (2007). Infant responsiveness and maternal confidence in the neonatal period. *Scandinavian Journal of Psychology, 48*, 499-509. doi:10.1111/j.1467-9450.2007.00619.x

Oswalt, K. L., & Biasini, F. J. (2012). Characteristics of HIV-infected mothers associated with increased risk of poor mother-infant interactions and infant outcomes. *Journal of Pediatric Health Care, 26*, 83-91. doi:10.1016/j.pedhc.2010.06.014

Pestana, M. H., & Gageiro, J. N. (2005). *Análise de dados para ciências sociais: A complementaridade do SPSS (4ª ed.)*. Lisboa: Edições Sílabo.

Rubin, R. (1984). *Maternal identity and the maternal experience*. New York: Springer.

Russell, K. (2006). *Maternal confidence of first-time mothers during their child's infancy* (Dissertação de doutoramento não publicada). Georgia State University, Atlanta, Estados Unidos da América.

Santos, S. V. (2011, Julho). *Validação portuguesa do Parenting Stress Index (PSI) – Forma Reduzida: Estudo com uma amostra de mães de crianças com idade inferior a 5 anos*. Poster apresentado no VIII Congresso Iberoamericano de Avaliação Psicológica/XV Conferência Internacional de Avaliação Psicológica: Formas e Contextos, Lisboa.

Secco, M. L., Ateah, C., Woodgate, R., & Moffatt, M. E. K. (2002). Perceived and performed infant care competence of younger and older adolescent mothers. *Issues in Comprehensive Pediatric Nursing, 25*, 97-112. doi:10.1080/01460860290042521

Streiner, D. L., & Norman, G. R. (2008). *Health measurement scales: A practical guide to their development and use (4ª ed.)*. Oxford: Oxford University Press.

Zahr, L. (1991). The relationship between maternal confidence and mother-infant behaviors in premature infants. *Research in Nursing & Health, 14*, 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*, 335-342. doi:10.1002/nur.4770160504

Agradecimentos

Este estudo enquadra-se no projeto “Transição para a parentalidade em casais com indicação para realizar diagnóstico pré-natal”, do grupo de investigação Relações, Desenvolvimento & Saúde da Unidade de I&D Instituto de Psicologia Cognitiva, Desenvolvimento Vocacional e Social da Universidade de Coimbra (PEst-OE/PSI/UI0192/2011). Bárbara Nazaré e Ana Fonseca são bolseiras de Doutoramento da Fundação para a Ciência e Tecnologia (SFRH/BD/43204/2008 e SFRH/BD/47053/2008, respetivamente).