

**Referência:**

Nazaré, B., Fonseca, A., & Canavarro, M. C. (no prelo). Avaliação da ligação parental ao bebé após o nascimento: Análise fatorial confirmatória da versão portuguesa do Postpartum Bonding Questionnaire (PBQ). *Laboratório de Psicologia*.

**Avaliação da ligação parental ao bebé após o nascimento: Análise fatorial confirmatória da versão portuguesa do Postpartum Bonding Questionnaire (PBQ)**

**Resumo**

A existência de perturbações na relação mãe/pai-bebé pode ter implicações prejudiciais para ambos os membros da díade. O Postpartum Bonding Questionnaire (PBQ, designado por nós como Questionário de Ligação ao Bebê após o Nascimento) foi desenvolvido com o objetivo de avaliar a existência de perturbações na relação que mães e pais estabelecem com o seu bebé. No entanto, entre os diversos estudos já realizados com este instrumento, verificam-se resultados inconsistentes relativamente à sua estrutura fatorial. No presente trabalho, conduzimos os estudos psicométricos da versão portuguesa do PBQ, um instrumento de autorresposta composto por 25 itens e com uma escala de resposta de seis pontos (de 0 – *Nunca* e 5 – *Sempre*). Uma amostra comunitária de 229 casais, cujos bebés tinham aproximadamente 6 meses, respondeu a uma bateria de questionários. A realização de análises fatoriais confirmatórias permitiu comparar seis modelos definidos com base nos estudos já realizados com este instrumento. Foi identificada como mais adequada aos nossos dados uma estrutura de um só fator, que difere da versão original do instrumento. A versão final do PBQ é constituída por 12 itens, tendo sido necessário alterar a tradução de um deles, de maneira a favorecer a sua compreensibilidade. O questionário apresentou bons índices de consistência interna e temporal, bem como valores adequados de validade convergente e discriminante. Verificou-se que os homens tendem a apresentar pontuações significativamente superiores no questionário. O PBQ constitui um instrumento de avaliação fiável e válido, passível de ser utilizado em contexto clínico e de investigação.

**Palavras-chave** Postpartum Bonding Questionnaire; perturbações na relação mãe/pai-bebé; características psicométricas

**Abstract**

Mother/father-infant bonding disorders may have harmful consequences for both members of the dyad. The Postpartum Bonding Questionnaire (PBQ; Portuguese version: Questionário de Ligação ao Bebê após o Nascimento) was developed aiming to assess the existence of disorders in the bond that both mothers and fathers establish with their babies. However, previous studies which used the PBQ have provided inconsistent results regarding its factorial structure. In the present study, we conducted the psychometric studies of the Portuguese version of the PBQ, a 25-item questionnaire with a 6-point Likert-type answer scale (ranging from 0 – *Never* to 5 – *Always*). A community sample of 229 couples, whose babies were approximately 6 months old at the time of the assessment, answered the protocol. Confirmatory factorial analyses allowed us to compare six models, which were based on previous PBQ studies. A 12-item structure, which differs from that of the original version of the PBQ, was identified as having the best fit to our data. The final version of the PBQ comprises 12 items, one of which was rephrased in order to be more easily understood by respondents. Good levels of internal as well as temporal consistency, along with adequate values of convergent and discriminant validity, were found for the PBQ. Men were found to display significantly higher scores in the questionnaire. The PBQ was shown to be a reliable and valid assessment instrument, which is useful in clinical and in research contexts.

**Keywords** Postpartum Bonding Questionnaire; mother/father-infant bonding disorders; psychometric properties

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, afetar 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 atos 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 acrescentada 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, que designaram como Postpartum Bonding Questionnaire (PBQ). 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 (de 0 - *Nunca* a 5 - *Sempre*), de forma a medir a frequência das respostas emocionais e cognitivas da mãe em relação ao seu bebé, com pontuações superiores a traduzir reações parentais mais patológicas. Pretendeu-se que a versão final do instrumento fosse de aplicação rápida, incluísse itens formulados negativa e positivamente e representasse os quatro tipos de perturbações na relação mãe-bebé identificados por Brockington et al. (2001, 2006). Assim, os estudos psicométricos da versão original tiveram por base uma amostra composta por mães da população geral e por mães com diversos fatores de risco (por exemplo, depressão materna; problemas médicos do bebé), com e sem perturbações na relação com o bebé. Através de uma análise de componentes principais (ACP) com rotação varimax, foram selecionados 25 itens, organizados em quatro fatores: Ligação ao Bebé Danificada, Rejeição e Raiva, Ansiedade em Relação à Prestação de

Cuidados e Risco de Abuso (cf. Quadro 1). O primeiro fator explicava 34% da variância, enquanto os restantes explicavam uma percentagem de variância substancialmente inferior (respetivamente, 8%, 3.7% e 3.4%; Brockington et al., 2001).

(Inserir Quadro 1)

No entanto, esta estrutura fatorial não é considerada a mais adequada (van Bussel, Spitz, & Demyttenaere, 2010), visto que os modelos de quatro e de três fatores (excluindo Risco de Abuso) não apresentaram índices de ajustamento aceitáveis em análises factoriais confirmatórias (AFC) realizadas numa amostra clínica (Wittkowski, Williams, & Wieck, 2010). Para além disso, os fatores Ansiedade em Relação à Prestação de Cuidados e Risco de Abuso têm apresentado valores de consistência interna muito baixos ( $\alpha < .40$ ) em amostras da população geral (Reck et al., 2006; van Bussel et al., 2010). Relativamente a este último fator, os autores da versão original consideram difícil avaliar uma questão tão delicada com base num instrumento de autorresposta (Brockington et al., 2001), tendo-se verificado a tendência para existirem falsos positivos em mães obsessivas (Wittkowski, Wieck, & Mann, 2007). Face à ausência de variância na resposta a esta subescala, numa investigação com mães da população geral, Wittkowski, Wieck e Mann (2007) sugerem que não seja utilizada. Por seu lado, Moehler, Wiebel, Brunner, Reck e Resch (2006) propõem usar apenas o fator Ligação ao Bebê Danificada, atendendo a que, no seu estudo com uma amostra de mães saudáveis, este foi o único a apresentar um *eigenvalue* superior a 1, explicando 79% da variância e demonstrando uma consistência interna de .79. Também Wittkowski, Wieck e Mann (2007), numa amostra comunitária de 96 mães primíparas avaliadas nos primeiros dias após o parto, verificaram que apenas o primeiro fator do PBQ apresentava uma consistência interna superior a .70. Os autores apontaram ainda outra limitação da estrutura original do questionário, que se prende com o facto de itens com significado semelhante (por exemplo, os itens 7 e 21, cf. Quadro 1) saturarem em fatores diferentes.

O estudo de adaptação da versão alemã do PBQ foi realizado numa amostra de 862 mulheres da população geral, que responderam ao questionário cerca de duas semanas após o nascimento do bebé (Reck et al., 2006). Apenas o primeiro fator da versão original do instrumento apresentou um valor de consistência interna superior a .70, explicando 23.9% da variância. Face a estes dados, os autores optaram por realizar uma ACP com rotação

varimax, cujos resultados não apoiaram a estrutura original, verificando-se que 16 itens saturavam no primeiro fator. Esta solução, que apresentou uma elevada consistência interna ( $\alpha = .85$ ), levou os autores a defender um modelo de um só fator (cf. Quadro 1).

Wittkowski et al. (2010) estudaram a estrutura fatorial do PBQ numa amostra clínica de 132 mulheres em regime de internamento (devido a perturbações de humor ou psicóticas, entre outras), cujos bebés tinham nascido nos últimos doze meses. Foram realizadas várias ACP com rotação varimax, tendo-se chegado a uma solução final englobando 22 itens (foram eliminados os itens 18 - que não apresentou valores de saturação superiores a .40 em nenhum dos fatores -, 24 e 25 - que saturaram em mais do que um fator, sem que os autores conseguissem encontrar um critério que permitisse incluí-los numa subescala específica, cf. Quadro 1), que explicava 66.92% da variância. A sua estrutura é constituída por três fatores, compreendendo: Respostas Emocionais Maternas ( $\alpha = .94$ ; seis dos seus nove itens são comuns ao fator original Ligação ao Bebê Danificada); Raiva ou Irritabilidade para com o Bebê ( $\alpha = .93$ ; constituiu a maior alteração face à estrutura original, contendo apenas três itens do fator Rejeição e Raiva) e Ansiedade em Relação à Prestação de Cuidados ( $\alpha = .72$ ; aproxima-se do fator original com a mesma designação, contendo apenas um item adicional; cf. Quadro 1). Embora existam dois itens (8 e 10; cf. Quadro 1) que os autores consideram não se integrarem bem no fator onde saturaram, Wittkowski et al. (2010) defendem que esta estrutura tem sentido a nível teórico e a nível clínico.

Mais recentemente, a estrutura fatorial do PBQ foi avaliada numa amostra de um país em vias de desenvolvimento, contemplando 671 mães de Bangladesh, avaliadas 2 a 3 meses após o parto (Edhborg, Nasreen, & Kabir, 2011). Os autores realizaram uma ACP e retiveram quatro fatores cujo *eigenvalue* era superior a 1, constituindo uma solução que explicava 47% da variância. Embora os autores não apresentem informações pormenorizadas acerca dos seus resultados, afirmam que esta estrutura não se sobrepôs à original (Brockington et al., 2001) nem à alemã (Reck et al., 2006). Apesar disso, Edhborg et al. (2011) optaram por utilizar, neste estudo, as subescalas originais (cujas consistências internas foram iguais ou inferiores a .65), à exceção de Risco de Abuso ( $\alpha = .06$ ).

A adaptação portuguesa do PBQ constitui, que tenhamos conhecimento, o estudo mais recente acerca da estrutura fatorial deste instrumento. Cerca de seis meses após o

nascimento do bebê, uma amostra comunitária de 125 mulheres e 125 homens respondeu ao questionário (Nazaré, Fonseca, & Canavarro, 2011b). À semelhança dos estudos de validação já descritos, foram realizadas ACP com rotação varimax, das quais resultou uma estrutura de quatro fatores (após a eliminação do item 6, que não saturou em nenhuma das subescalas), diferentes dos da versão original do questionário: Distanciamento Emocional em Relação ao Bebê (referente à ausência ou à fraca intensidade de sentimentos positivos e de proximidade com o bebê), Frustração na Interação com o Bebê (traduzida em irritabilidade acentuada na relação com o bebê e em sentimentos de falta de confiança na prestação de cuidados ao bebê), Rejeição do Bebê (manifestada através do arrependimento face ao nascimento do bebê e do desejo de transferir para outrem a tarefa de prestação de cuidados) e Agressividade Contra o Bebê (patente na vontade ou no impulso de fazer mal ao bebê; cf. Quadro 1). Este fator sobrepõe-se totalmente ao fator original Risco de Abuso, verificando-se, como noutros estudos já citados, uma distribuição leptocúrtica e assimétrica à direita, denotando pouca variabilidade na resposta aos dois itens que o compõem (Nazaré et al., 2011b). Esta estrutura não foi comparada com as dos modelos propostos por outros autores, revistos mais atrás, pelo que não é possível afirmar que seja a mais adequada aos dados. No presente estudo, pretendeu-se contornar esta limitação, procedendo à comparação dos diversos modelos apresentados.

Apesar de existirem resultados inconsistentes relativamente à sua estrutura fatorial, o PBQ tem demonstrado ser um instrumento fiável e válido. Especificamente, as associações entre duas administrações do instrumento mostraram-se fortes num intervalo de 3 meses (van Bussel et al., 2010) e moderadas quando espaçadas por 14 meses (Moehler et al., 2006), o que atesta a sua boa estabilidade temporal. Para além disso, o PBQ associa-se significativamente a outros instrumentos que avaliam a ligação ao bebê (van Bussel et al., 2010; Wittkowski, Wieck, & Mann, 2007). Por fim, o questionário (em particular, os fatores Ligação ao Bebê Danificada e Rejeição e Raiva) tem demonstrado capacidade para diferenciar mulheres com e sem perturbações na relação com o bebê, tendo sido definidos pontos de corte, posteriormente revistos, que maximizam a probabilidade de discriminar estes grupos (Brockington et al., 2001; 2006). Uma pontuação elevada no fator Ligação ao Bebê Danificada sugere a presença de ansiedade, obsessões ou raiva na relação com o bebê,

enquanto valores altos no fator Rejeição e Raiva apontam para a presença de rejeição na relação com o bebé. O fator Risco de Abuso, atendendo ao conteúdo dos seus itens, constitui um indicador de abuso iminente, exigindo avaliação e intervenção imediatas. Os autores consideram que o PBQ não é adequado para identificar perturbações de ansiedade especificamente relacionadas com o bebé, o que atribuem às características clínicas das amostras estudadas, bem como ao facto de a ansiedade não constituir um dos elementos mais significativos das perturbações na relação com o bebé (Brockington et al., 2001, 2006).

Este trabalho teve como objetivos: 1) identificar a estrutura fatorial mais adequada do PBQ (Brockington et al., 2001; designado por nós como Questionário de Ligação ao Bebé após o Nascimento) 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 relevo a disponibilidade de um instrumento focado nas perturbações na relação entre os pais e o bebé, 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.

## **Metodologia**

### *Participantes*

A amostra foi constituída por 229 casais heterossexuais. Verificaram-se diferenças significativas ( $t_{226} = -4.72, p < .001$ ) nas idades das mulheres ( $M = 34.33, DP = 5.10$ ) e dos homens ( $M = 35.74, DP = 5.95$ ), sendo estes mais velhos. Em relação à escolaridade, as mulheres ( $M = 13.80, DP = 3.71$ ) apresentaram habilitações literárias significativamente ( $t_{219} = 6.64, p < .001$ ) superiores às dos homens ( $M = 12.24, DP = 4.04$ ). Verificou-se uma percentagem significativamente ( $\chi^2 = 35.78, p < .001$ ) superior de homens (94.3%,  $n = 214$ ) atualmente empregados, por comparação às mulheres (75.0%,  $n = 171$ ). Por fim, não houve diferenças entre as percentagens de mulheres (44.4%) e de homens (41.6%) primíparos.

### *Instrumentos*

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

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

*PBQ* (Brockington et al., 2001; 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 Confiança Parental* (QCP; Badr, 2005; Nazaré, Fonseca, & Canavarro, 2011a). Questionário de autorresposta 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 fatores: Conhecimento Acerca do Bebê, Prestação de Cuidados ao Bebê e Avaliação da Experiência de Parentalidade. Pontuações superiores significam uma perceção de competência mais elevada. Neste estudo, a consistência interna da escala total foi de .88.

*Índice de Stress Parental – Forma Reduzida* (ISP-FR; Abidin, 1995; Santos, 2011). Questionário de autorresposta 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 .74 (Interação Disfuncional Mãe/Pai-Criança) e .87 (Total), o que atesta a sua boa consistência interna.

*Brief Symptom Inventory 18* (BSI18; Derogatis, 2001). Questionário de autorresposta 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 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 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 objetivos do estudo foram explicados e foi assinado um documento de consentimento informado pelas pessoas que aceitaram participar 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 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, 6.23 ( $DP = 0.57$ ) 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 bebê. 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). Cerca de um mês após terem respondido ao terceiro momento de avaliação do estudo, 38 participantes foram novamente contactados pelos investigadores, tendo-lhes sido solicitado que voltassem a responder ao PBQ (de forma a avaliar a consistência temporal do instrumento).

## **Resultados**

### *Validade de construto*

Atendendo a que, no estudo de adaptação da versão portuguesa do PBQ (Nazaré et al., 2011b), o modelo resultante da ACP mostrou não ser sobreponível à estrutura da versão original (Brockington et al., 2001) ou de versões posteriores (Reck et al., 2006; Wittkowski et al., 2010), foram realizadas AFC, com o objetivo de comparar a adequação dos diversos modelos. Considerando os estudos previamente realizados, foram comparados seis modelos (cf. Quadro 1): a) o modelo original de Brockington et al. (2001), que inclui 25 itens organizados em quatro fatores; b) um modelo de um só fator composto por 12 itens e correspondendo ao primeiro fator indicado por Brockington et al. (2001); c) um modelo de um só fator constituído por 16 itens, apresentado por Reck et al. (2006); d) um modelo trifatorial que inclui 22 itens, resultante do estudo de Wittkowski et al. (2010); e) um modelo de 24 itens organizados em quatro fatores, defendido por Nazaré et al. (2011b); e, por fim, f) o modelo de Nazaré et al. (2011b) sem o fator *Agressividade Contra o Bebê*, visto constituir uma subescala cujas respostas apresentaram baixa variância.

De maneira a minimizar o número de parâmetros a estimar, a contribuir para a redução do erro aleatório e a potenciar a melhoria dos índices de ajustamento, foram criadas parcelas, que agregam os itens e são utilizadas em vez destes para representar o construto que se pretende avaliar (Matsunaga, 2008). Matsunaga (2008) sugere a utilização de um algoritmo fatorial - uma técnica que consiste em distribuir os itens pelas parcelas de acordo com o nível de saturação que apresentam no respetivo fator, começando no mais elevado e alternando a ordem de distribuição até todos os itens estarem incluídos numa parcela (por exemplo, se tivermos um conjunto de três parcelas por fator, a Parcela 1 recebe o item com maior nível de

saturação, a Parcela 2 o segundo maior e a Parcela 3 o terceiro maior; depois, a ordem é invertida e a Parcela 3 recebe o quarto maior, a Parcela 2 o quinto maior e a Parcela 1 o sexto maior). Atendendo a que Brockington et al. (2001) não apresentaram os valores de saturação dos itens nos respetivos fatores, a criação de parcelas para este modelo assentou na ordem de apresentação dos itens no instrumento (cf. Quadro 1).

Byrne (1998) 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  $\chi^2$  (o nível de significância associado deverá ser superior a .05), o *Comparative Fit Index* (CFI), o *Goodness of Fit Index* (GFI) – estes dois índices deverão ser superiores a .90 -, o *Root Mean Square Error of Approximation* (RMSEA; deverá ser inferior a .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).

(Inserir Quadro 2)

Como indica o Quadro 2, embora os vários modelos testados tenham, de forma geral, apresentado índices de ajustamento bons (à exceção dos níveis de significância do  $\chi^2$ , cujos valores não são considerados desejáveis, embora possam estar enviesados devido à elevada sensibilidade deste índice ao tamanho da amostra; Marôco, 2010), as comparações que realizámos posteriormente permitiram verificar a existência de diferenças estatisticamente significativas ao nível da adequabilidade dos modelos. Assim, o modelo de Nazaré et al. (2011b) sem os itens que compõem o fator Agressividade Contra o Bebê revelou-se mais adequado que a estrutura original (Brockington et al., 2001), não se diferenciando significativamente do modelo português com os quatro fatores nem da estrutura de Reck et al. (2006). Foram identificados dois modelos significativamente mais adequados que os da versão portuguesa – o de Wittkowski et al. (2010) e o que continha apenas os itens referentes ao primeiro fator de Brockington et al. (2001). A comparação destes dois modelos revelou este último como sendo melhor, embora a diferença seja apenas marginalmente significativa ( $\Delta\chi^2 = 24.27$ ,  $\Delta df = 15$ ,  $p = .061$ ). Tendo em vista a parcimónia do modelo (Byrne, 1998), foi adotada a estrutura que contém apenas o primeiro fator de Brockington et al. (2001; cf. Figura 1).

(Inserir Figura 1)

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 construto medido pelo teste deveria, de acordo com a teoria, encontrar-se relacionado” (pp. 200-201). As correlações entre o PBQ e estes dois instrumentos revelaram-se significativas, com uma força moderada (Pestana & Gageiro, 2005), uma vez que os questionários avaliam construtos que se associam (cf. Quadro 3). Mais especificamente, a frequência de respostas parentais patológicas aumenta à medida que aumentam os níveis de *stress* parental e diminui à medida que a confiança parental cresce.

(Inserir Quadro 3)

O BSI18 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 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, apesar de significativa, revelou-se muito baixa (Pestana & Gageiro, 2005; cf. Quadro 3), mostrando que o PBQ avalia uma variável diferente da psicossomatologia.

### *Sensibilidade*

(Inserir Quadro 4)

Verificou-se que as características distribucionais da escala total violaram os pressupostos da normalidade (teste de Kolmogorov-Smirnov, cf. Quadro 4). Os valores de assimetria e curtose (cf. Quadro 4), atendendo ao critério de 1 que Meyers, Gamst e Guarino (2006) designam como liberal, não se revelaram adequados. Mais especificamente, as respostas ao questionário não se organizaram numa distribuição normal, demonstrando uma distribuição leptocúrtica e assimétrica à direita (Marôco, 2007). Contrariamente ao desejável (DeVellis, 2011), a média das respostas dadas não rondou o valor central possível (neste caso, 30), tendendo a aproximar-se do extremo inferior da escala (cf. Quadro 4).

(Inserir Quadro 5)

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 2.5. No entanto, isto não se verifica, visto que os itens tendem a aproximar-se mais dos extremos da escala (cf. Quadro 5). Os valores do desvio-padrão foram, para a maior parte dos itens, inferiores a 1 (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. Tal não se verificou no presente estudo, pois os valores mínimos e máximos registados nas respostas a cada item (cf. Quadro 5) revelam que, em alguns, nenhum dos participantes selecionou as alternativas mais próximas do extremo (inferior ou superior, consoante a direção do item) da escala.

Os valores de assimetria dos itens (cf. Quadro 5) 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 direção do item) da escala (Marôco, 2007). Os valores de curtose variaram bastante (cf. Quadro 5), sem que qualquer dos itens se incluísse no intervalo desejável de -0.5 a 0.5 (indicador de uma distribuição normal das respostas), o que denota uma distribuição leptocúrtica (Marôco, 2007). Estas características são particularmente notórias nos itens 6, 15 e 17.

Importa ainda referir que a análise da extensão e do padrão das não-respostas aos itens do questionário revelou dados importantes no que respeita ao 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 11.6% ( $n = 53$ ). 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 ( $M = 13.22$ ,  $DP = 3.95$ ) e dos que não responderam ( $M = 11.30$ ,  $DP = 3.38$ ) ao item, tendo-se verificado uma diferença significativa ( $t_{444} = 3.71$ ,  $p < .001$ ) entre os grupos, favorável ao primeiro. Face a estes resultados, a distribuição das não-respostas não pode considerar-se aleatória (Fox-Wasylyshyn & El-Masri, 2005). As não-

respostas dos participantes foram substituídas pela sua pontuação média nos restantes itens do questionário (Fox-Wasylyshyn & El-Masri, 2005).

### *Fidelidade*

O índice relativo à consistência interna (alfa de Cronbach) da escala apresentou um valor situado no intervalo 0.7-0.8 (cf. Quadro 4), constituindo um nível de fidelidade respeitável (DeVellis, 2011). A existência de uma correlação significativa entre as duas aplicações do questionário mostra que a sua estabilidade temporal é moderada (Pestana & Gageiro, 2005). As correlações item-total corrigidas (à exceção das que respeitam aos itens 6 e 15) excedem o valor recomendado de .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 ao valor de alfa para a escala total (cf. Quadro 5), pelo que contribuem para a consistência interna do instrumento (Hill & Hill, 2005). A estabilidade temporal dos instrumentos também se mostrou adequada, à exceção dos itens 6, 15 e 17, o que se explica pela sua diminuta variância.

### *Diferenças de género*

Verificaram-se diferenças de género significativas ( $t_{228} = -2.42$ ,  $p = .016$ ), com os homens ( $M = 4.00$ ,  $DP = 3.76$ ) a apresentar pontuações superiores às das mulheres ( $M = 3.41$ ,  $DP = 3.36$ ).

## **Discussão**

O Questionário de Ligação ao Bebê após o Nascimento é um instrumento que avalia a existência de perturbações na relação estabelecida entre mãe/pai e bebé, pretendendo sinalizar as díades em risco, de maneira a proporcionar-lhes atenção clínica imediata. Este trabalho teve como principal objetivo identificar a estrutura fatorial do PBQ mais adequada aos dados de uma amostra portuguesa. Os estudos prévios que procuraram estudar as características deste questionário apresentaram resultados inconsistentes, tendo sido propostas diversas estruturas fatoriais. Os nossos resultados identificaram como mais adequado um modelo de um só fator, composto por 12 itens, que correspondem ao primeiro

fator da estrutura original da escala, denominado Ligação ao Bebê Danificada (Brockington et al., 2001; cf. Quadro 1). A adoção desta estrutura justifica-se ainda pelo facto de: 1) ter-se revelado útil na discriminação de díades nas quais existem perturbações relacionais, o que constitui o principal objetivo do instrumento (Brockington et al., 2001, 2006); 2) manter, de acordo com a intenção que os autores do instrumento expressaram (Brockington et al., 2001), itens formulados quer positiva quer negativamente, numa percentagem comparável (cerca de um terço de itens invertidos) à versão de 25 itens; 3) permitir comparações com outras investigações, visto que a opção de considerar apenas o primeiro fator de Brockington et al. (2001) é partilhada por outros autores (Moehler et al., 2006); e 4) constituir o único fator original com valores de consistência interna aceitáveis nos diversos estudos realizados (Moehler et al., 2006; Reck et al., 2006; Wittkowski, Wieck, & Mann, 2007).

O estudo dos itens e das características da escala total, considerando a sua composição de 12 itens, 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 seleccionar, com maior frequência, as respostas mais próximas do extremo superior ou inferior (consoante a direção do item) da escala, resultado consistente com os de estudos anteriores realizados com amostras comunitárias (Edhborg, Matthiesen, Lundh, & Widström, 2005; van Bussel et al., 2010).

Estes resultados parecem-nos compreensíveis face a diferentes razões. Em primeiro lugar, devido ao facto de este questionário avaliar um construto patológico (Moreira, 2004), sendo que a amostra do presente estudo foi comunitária (importa referir que os itens com características psicométricas menos favoráveis correspondem aos que representam respostas parentais mais patológicas). Assim, consideramos importante avaliar, em futuras investigações, o comportamento psicométrico deste instrumento numa amostra clínica. Uma hipótese a considerar é uma amostra de mães e pais deprimidos, atendendo a que a intensidade dos sintomas depressivos tem sido consistente e positivamente associada a perturbações na relação com o bebé (van Bussel et al., 2010; Wittkowski et al., 2010), tendo aquela sido identificada como um preditor significativo de respostas parentais desadaptativas (Edhborg et al., 2005; Moehler et al., 2006).

Em segundo lugar, é 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. Consistentemente, Reck et al. (2006) explicam a tendência das mulheres com habilitações literárias mais elevadas para relatarem maiores dificuldades na ligação ao bebé com o facto de este grupo ser menos permeável à desejabilidade social. Adicionalmente, Wittkowski, Harvey e Wieck (2007) sublinham que algumas pessoas podem temer consequências (por exemplo, perder a custódia dos seus filhos) em resultado do preenchimento do questionário, o que pode condicionar as suas respostas. De forma a diminuir a influência da desejabilidade social nas respostas ao questionário, Moreira (2004) sugere algumas estratégias, que poderão ser adotadas em estudos futuros com o PBQ: controlar a tendência para a desejabilidade social avaliando-a através de um questionário; informar os respondentes de que a veracidade das respostas pode ser avaliada, mesmo que tal não seja possível; e garantir o anonimato das respostas, explicando que estas irão apenas ser avaliadas considerando um conjunto de pessoas, e não cada pessoa individualmente (esta estratégia não se aplica a utilizações clínicas do questionário). Estas precauções são particularmente relevantes, visto que a desejabilidade social pode comprometer não só a qualidade da informação recolhida através do questionário (caso esta não traduza a realidade), como também a validade do mesmo (já que, se os níveis de desejabilidade social forem elevados, o instrumento pode estar a avaliar esta tendência, e não o construto para o qual foi construído; Streiner & Norman, 2008).

A análise das não-respostas ao questionário sublinhou a necessidade de alterar a formulação do item 10, devido à dificuldade de compreensão que, hipoteticamente, terá estado na origem do elevado número de *missings*. Optou-se, então, por substituir a palavra “exaspera-me” por “enfurece-me” (“O meu bebé enfurece-me”). É importante que, futuramente, o comportamento psicométrico do item reformulado seja avaliado, no sentido de comprovar a adequabilidade da sua inclusão na escala.



O nosso estudo permitiu ainda identificar diferenças de género nas respostas ao questionário. Que tenhamos conhecimento, apenas um estudo prévio com o PBQ incluiu homens, tendo sido realizado por Edhborg et al. (2005), que traduziram o instrumento para sueco e o utilizaram numa investigação longitudinal (com avaliações uma semana e dois meses após o nascimento do bebé). Os autores adotaram a estrutura original dos fatores, embora não tenham considerado a subescala Risco de Abuso, face à baixa variância das respostas. No primeiro momento de avaliação, não foram identificadas diferenças significativas entre os géneros, exceto na subescala Rejeição e Raiva, na qual as pontuações masculinas foram superiores. Já na segunda administração do questionário, as pontuações dos homens foram significativamente mais elevadas em todos os fatores e na escala total. Estes resultados, consistentes com os do nosso estudo, foram explicados pelos autores com base na perceção do bebé, que se revelou significativamente diferente entre mulheres e homens. Mais especificamente, o género masculino considerou o bebé como tendo um temperamento mais difícil, particularmente no que respeita à imprevisibilidade das suas necessidades (como fome, sono ou afeto; Edhborg et al., 2005).

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. Neste sentido, o PBQ poderá ser utilizado em estudos com o objetivo de identificar variáveis associadas a comportamentos parentais patológicos na interação com o bebé, de maneira a poder desenvolver ações preventivas junto de indivíduos que apresentem fatores de risco. Ressalvamos, como notam Brockington et al. (2001), que este deve ser apenas um de vários instrumentos a utilizar na avaliação da ligação mãe/pai-bebé, que beneficia particularmente da adoção de metodologias observacionais. A este respeito, importa referir que os resultados do PBQ se têm revelado consistentes com os dados da observação clínica (Hornstein, Trautmann-Villalba, Rave, Wortmann-Fleischer, & Schwarz, 2006). 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

- Abidin, R. R. (1995). *Parenting Stress Index (PSI) manual* (3<sup>a</sup> ed.). Charlottesville, VA: Pediatric Psychology Press.
- Almeida, L. S., & Freire, T. (2007). *Metodologia da investigação em psicologia e educação* (4<sup>a</sup> 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
- Byrne, B. (1998). *Structural equation modeling with LISREL, PRELIS, and SIMPLIS: Basic concepts, applications, and programming*. Mahwah: Lawrence Erlbaum Associates.
- 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* (3<sup>a</sup> 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
- Edhborg, M., Nasreen, H.-E., & Kabir, Z. N. (2011). Impact of postpartum depressive and anxiety symptoms on mothers' emotional tie to their infants 2-3 months postpartum: A

population-based study from rural Bangladesh. *Archives of Women's Mental Health*, 14, 307-316. doi:10.1007/s00737-011-0221-7

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* (2ª ed.). Lisboa: Edições Sílabo.

Hornstein, Ch., Trautmann-Villalba, P., Rave, E., Wortmann-Fleischer, S., & Schwarz, M. (2006). Maternal bond and mother-child interaction in severe postpartum psychiatric disorders: Is there a link? *Archives of Women's Mental Health*, 9, 289-291. doi:10.1007/s00737-006-0148-6

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. doi:10.1007/s00737-006-0150-z

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.

Matsunaga, M. (2008). Item parceling in structural equation modeling: A primer. *Communication Methods and Measures*, 2(4), 260-293. doi:10.1080/19312450802458935

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. (2011a). *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. (2011b). *Postpartum Bonding Questionnaire: Estudo da versão portuguesa numa amostra comunitária*. 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. 1961-1973). Lisboa: Sociedade Portuguesa de Psicologia.

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

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.

Streiner, D. L., & Norman, G. R. (2008). *Health measurement scales: A practical guide to their development and use* (4ª 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., Harvey, J., & Wieck, A. (2007). A survey of instruments used for the psychological assessment of patients admitted to mother and baby inpatient facilities. *Archives of Women's Mental Health*, 10, 237-240. doi:10.1007/s00737-007-0195-7

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. doi:10.1007/s00737-007-0191-y

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

Quadro 1. Itens do instrumento e estrutura fatorial do PBQ em diversos estudos

Item	Brockington et al. (2001)	Reck et al. (2006)	Wittkowski et al. (2010)	Nazaré et al. (2011b)
01. Sinto-me próximo(a) do meu bebê <sup>a</sup>	F1	F1	F1	F1
02. Gostaria de regressar à altura em que ainda não tinha este bebê	F1	F1	F1	F3
03. Sinto-me distante do meu bebê	F2	F1	F1	F1
04. Adoro acarinhar o meu bebê <sup>a</sup>	F2	F1	F1	F1
05. Arrependo-me de ter tido este bebê	F2	-	F2	F3
06. Este bebê não parece ser meu	F1	-	F1	-
07. O meu bebê enerva-me	F1	F1	F2	F2
08. Amo loucamente o meu bebê <sup>a</sup>	F1	F1	F2	F1
09. Sinto-me feliz quando o meu bebê sorri ou se ri <sup>*</sup>	F1	F1	F1	F1
10. O meu bebê exaspera-me	F1	F1	F1	F2
11. Gosto muito de brincar com o meu bebê <sup>a</sup>	F2	F1	F1	F1
12. O meu bebê chora demasiado	F1	-	F3	F2
13. Sinto-me encurralado(a) como pai/mãe	F1	F1	F2	F2
14. Sinto-me zangado(a) com o meu bebê	F2	F1	F2	F2
15. Sinto rancor do meu bebê	F1	F1	F2	F3
16. O meu bebê é o bebê mais bonito do Mundo <sup>a</sup>	F1	F1	F1	F1
17. Gostaria que o meu bebê desaparecesse de alguma forma	F1	-	F2	F3
18. Fiz coisas prejudiciais ao meu bebê	F4	-	-	F4
19. O meu bebê deixa-me ansioso(a)	F3	F1	F3	F2
20. Tenho medo do meu bebê	F3	-	F3	F3
21. O meu bebê irrita-me	F2	F1	F2	F2
22. Sinto-me confiante quando cuido do meu bebê <sup>a</sup>	F3	-	F3	F2

23. Sinto que a única solução é outra pessoa tomar conta do meu bebê	F2	-	-	F3
24. Tenho vontade de magoar o meu bebê	F4	-	-	F4
25. É fácil confortar o meu bebê <sup>a</sup>	F3	F1	F3	F2

---

<sup>a</sup> Itens cuja cotação deve ser invertida.

Quadro 2. Comparação dos índices de ajustamento dos modelos testados através de AFC

Modelos	$\chi^2$	gl	CFI	GFI	RMSEA	ECVI	$\Delta\chi^2$ <sup>a</sup>	$\Delta gl$ <sup>a</sup>
Nazaré et al. (2011b)	100.45 <sup>***</sup>	38	.98	.96	.06	0.34	23.19	14
Nazaré et al. (2011b) - Sem F4	78.29 <sup>***</sup>	24	.98	.96	.07	0.26	-	-
Brockington et al. (2001)	172.06 <sup>***</sup>	38	.96	.94	.09	0.50	93.77 <sup>***</sup>	14
Brockington et al. (2001) – Só F1	20.92 <sup>***</sup>	2	.96	.98	.14	0.08	57.37 <sup>***</sup>	22
Reck et al. (2006)	55.02 <sup>***</sup>	9	.96	.96	.11	0.17	23.27	15
Wittkowski et al. (2010)	45.19 <sup>***</sup>	17	.98	.98	.06	0.18	33.10 <sup>***</sup>	7

<sup>a</sup> Por comparação com o modelo de Nazaré et al. (2011b) – Sem F4.

<sup>\*\*\*</sup>  $p < .001$ .



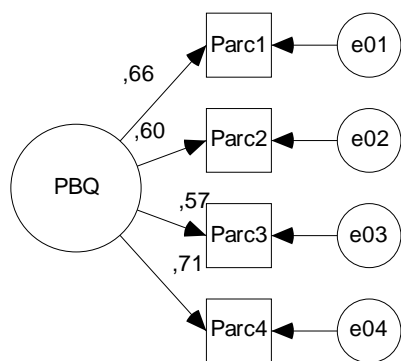


Figura 1. Modelo final do PBQ

Quadro 3. Validade convergente e discriminante do PBQ

	ISP-FR				QCP	BSI18
PBQ	Dificuldade Parental	Interação Disfuncional	Criança Difícil	Total	Total	IGG
Total	.47 <sup>***</sup>	.42 <sup>***</sup>	.57 <sup>***</sup>	.63 <sup>***</sup>	-.46 <sup>***</sup>	.19 <sup>***</sup>

<sup>\*\*\*</sup>  $p < .001$ .

Quadro 4. Características distribucionais, consistência interna e estabilidade temporal do PBQ

PBQ	M (Min-Max)	DP	Assimetria	Curtose	Kolmogorov-Smirnov	Alfa de Cronbach	Consistência temporal
Total	3.70 (0-25)	3.58	1.85	5.30	4.14***	.71	.62***

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

Quadro 5. Características distribucionais, consistência interna, correlações item-total e consistência temporal dos itens

Item	M (Min-Max)	DP	Assimetria	Curtose	Alfa de Cronbach excluindo o item	Correlação item-total	Correlação item-total corrigida	Consistência temporal <sup>a</sup>
01	4.50 (1-5)	0.72	-1.34	1.32	.67	.61 <sup>***</sup>	.46	.44 <sup>**</sup>
02	0.27 (0-4)	0.59	2.44	6.72	.68	.53 <sup>***</sup>	.39	.60 <sup>***</sup>
06	0.06 (0-5)	0.48	8.90	83.53	.71	.26 <sup>***</sup>	.13	-.05
07	0.28 (0-5)	0.58	3.30	18.97	.68	.52 <sup>***</sup>	.39	.61 <sup>***</sup>
08	4.77 (0-5)	0.64	-3.84	18.59	.68	.58 <sup>***</sup>	.44	.47 <sup>**</sup>
09	4.93 (3-5)	0.29	-4.07	17.37	.69	.48 <sup>***</sup>	.41	.56 <sup>***</sup>
10	0.57 (0-5)	0.97	2.54	7.58	.69	.61 <sup>***</sup>	.40	.36 <sup>†</sup>
12	1.12 (0-5)	0.87	0.72	1.04	.69	.57 <sup>***</sup>	.37	.65 <sup>***</sup>
13	0.36 (0-5)	0.67	2.40	8.36	.67	.61 <sup>***</sup>	.47	.52 <sup>**</sup>
15	0.02 (0-5)	0.25	17.66	341.95	.71	.18 <sup>***</sup>	.12	<sup>b</sup>
16	4.79 (1-5)	0.58	-3.29	12.33	.68	.53 <sup>***</sup>	.40	.41 <sup>†</sup>
17	0.01 (0-2)	0.11	14.51	226.71	.71	.35 <sup>***</sup>	.32	<sup>b</sup>

<sup>a</sup>  $n = 38$ . <sup>b</sup> Não foi possível calcular, visto não ter existido variância na resposta aos itens, na segunda passagem dos questionários.

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