

Propriedades Psicométricas da Escala de Cuidado do Questionário de Experiências de Cuidado e Abuso na Infância (Childhood Experiences of Care and Abuse – CECA.Q)

Serafim Carvalho^{1,2}, José Pinto-Gouveia², Paulo Pimentel^{3,5}, Paula Castilho², Dulce Maia³ & Jorge Mota Pereira^{1,4}

Certas formas de cuidado, como negligência ou antipatia, o abuso infantil e a adversidade em geral são preditores de patologia na vida adulta. As entrevistas existentes para a sua avaliação são muito longas tornando-se úteis só em pequenas amostras. O estudo das experiências infantis através de um questionário de auto-resposta torna viável a realização de investigação em amostras mais amplas. Neste trabalho apresentam-se as propriedades psicométricas da Escala de Cuidado (EC) da versão em português do Questionário de Experiências de Cuidado e Abuso na Infância (CECA.Q) (Smith, Lam, Bifulco, & Checkley, 2002). A EC avalia as experiências de cuidado até aos 17 anos. Na versão original apresenta uma escala com 16 itens, respondida duas vezes, uma em relação à mãe e outra em relação ao pai, possuindo duas subescalas, negligência e antipatia. Globalmente, o CECA.Q avalia para além de experiências de negligência e antipatia, perda parental, abuso físico e sexual. A EC foi avaliada num grupo de estudantes (N = 545), num grupo da população geral (N = 262) e num grupo de doentes com depressão major (N = 100). Após um primeira análise dos dados, concluiu-se que os itens 7, 8, 11, e 15 não possuíam qualidades psicométricas para se manterem na versão portuguesa da EC do CECA.Q, resultando então uma versão de 12 itens. A análise factorial demonstrou a existência de dois factores (negligência e antipatia) nas três amostras, verificou-se uma boa consistência interna, entre .70 e .95 considerando os dois factores, ambos os pais, os três grupos e ambos os géneros, bem como uma adequada validade de construto e estabilidade teste-reteste entre .62 e .88 no grupo de estudantes e população geral. A presente versão da Escala de Cuidado do CECA.Q mostrou ter qualidades psicométricas adequadas para ser utilizada em estudantes, em sujeitos da população geral, bem como em populações com psicopatologia depressiva, sendo necessária agora investigação em outras amostras e utilizando estudos de seguimento.

PALAVRAS-CHAVE: CECA.Q, Cuidado na infância, Negligência, Antipatia.

1 Hospital de Magalhães Lemos E. P. E. - Porto, Portugal - smicarval@gmail.com

2 CINEICC - Faculdade de Psicologia e Ciências da Educação da Universidade de Coimbra

3 Centro Hospitalar de Trás-os-Montes e Alto Douro, E.P.E. - Vila Real

4 Escola de Psicologia da Universidade do Minho

5 Universidade Lusófona - Porto

1. Introdução

1.1. *Experiências de adversidade na infância e adolescência e saúde*

Existe evidência proveniente quer de estudos retrospectivos quer prospectivos que a adversidade na infância em geral e.g., doença grave ou separação parental; a qualidade das relações parentais e.g., experiências de negligência, hostilidade, frieza ou rejeição; bem como o abuso infantil, seja psicológico, físico ou sexual, para além de serem uma fonte de sofrimento individual, são preditores de doenças psiquiátricas na vida adulta e têm um papel importante nos seus modelos etiológicos (Weiss, Longhurst, & Mazure, 1999). Igualmente facilitam a ocorrência de sintomatologia física inexplicada em adulto (Hotopf, Mayou, Wadsworth, & Wessely, 1999), doença física e.g., cárdio-cerebrovascular, hepatites víricas, diabetes tipo 2, doenças pulmonares crónicas (Felitti et al., 1998), estando relacionadas com um maior consumo de cuidados de saúde em geral (Walker et al., 1999; Newman et al., 2000; Kapur, Hunt, Macfarlane, McBeth, & Creed, 2004).

Inúmeros estudos têm relacionado certos tipos de experiências adversas e aspectos clínicos mais ou menos precisos. A perda parental mostrou um risco elevado para depressão em adulto (Harris, Brown, & Bifulco, 1990). O abuso sexual na infância tem sido relacionado a graves consequências para o desenvolvimento infantil, incluindo deficits cognitivos, emocionais, comportamentais e sociais (Briere & Elliot, 2003; Paolucci, Genuis, & Violato, 2001; Tyler, 2002). Neste sentido, crianças vítimas de abuso sexual podem apresentar mais tarde uma variedade de perturbações psicopatológicas, tais como depressão, perturbação de stress pós-traumático, dissociação, perturbação estado-limite, deficit de atenção e hiperactividade, perturbações do comportamento alimentar, perturbações psicossomáticas, comportamento delinquente e abuso de substâncias (Cicchetti & Toth, 2005; Collin-Vézina & Hébert, 2005; MacMillan, 2001; Nurcombe, 2000, Weiss et al., 1999).

Por outro lado o stress na infância tem um efeito aditivo na ocorrência de patologia física e psíquica quer na infância quer em adulto i.e., quanto mais experiências adversas, mais intensa e grave a perturbação mental ou física (Bifulco, Bernazzani, Moran, & Jacobs, 2005; Mangan, Wittich, & Gerald, 2007; Sandberg et al., 2000).

Num estudo prospectivo verificou-se um efeito de transmissão intergeracional do risco de depressão em filhos de pais vulneráveis i.e., filhos de mães que haviam sofrido abuso e negligência na infância tinham um risco quatro vezes maior de vir a sofrer de depressão e um risco duas vezes superior de vir a sofrer abuso ou negligência do que os controlos (Bifulco et al., 2002).

1.2. Avaliação da adversidade na infância

A metodologia utilizada para avaliar experiências adversas na infância recorre a entrevistas semi-estruturadas e a questionários de auto-resposta.

O formato de entrevista semi-estruturada permite ao entrevistador utilizar uma “história” ou método narrativo com questões breves até uma avaliação clara e consistente. Porém a maioria das medidas de avaliação retrospectivas usa o formato de questionário (Bifulco et al., 1994). Com os questionários de auto-resposta isso pode levar a perdas por defeito, sendo que as evidências demonstraram que as entrevistas revelam em geral taxas de abuso superiores aos questionários existentes (Finkelhor, 1986).

As entrevistas não são apropriadas para todas as finalidades, por exemplo são inadequadas como instrumentos de rastreio e para utilização em amostras amplas, devido sobretudo ao tempo dispendido e à formação específica necessária dos clínicos; assim sendo, existe carência de questionários padronizados de auto-avaliação da adversidade na infância. Embora exista uma série de medidas de auto-resposta, elas focam normalmente formas específicas de negligência ou abuso e, portanto, precisam ser usados em combinação com outros instrumentos. Por exemplo, enquanto o *Parental Bonding Instrument* (PBI; Parker, Tupling, & Brown 1979), uma das avaliações de auto-registo mais utilizadas, foi concebido para reflectir a percepção subjectiva dos sujeitos acerca das experiências de cuidado parental e controlo na infância, o abuso físico (por exemplo com a *Conflicts Tactic Scale*; Straus, 1979) e o abuso sexual (Mullen, Martin, Anderson, Romans, & Herbison, 1993) são concebidos como avaliações objectivas. Também é raro as medidas de auto-resposta na infância serem validadas contra medidas por entrevista padronizada, principalmente devido à escassez destas últimas (Bifulco et al., 2005).

Como se referiu, a maioria dos resultados com avaliação por questionários de cuidado e abuso têm-se mostrado associados a perturbação psiquiátrica em adultos, especificamente com depressão major. No entanto, a maior parte destas relações foram obtidas a partir das avaliações isoladas de negligência, de cuidados ou de abuso (embora o PBI tenha sido alargado para incluir itens de abuso físico e verbal; Parker et al., 1997), medidos geralmente em diferentes tipos de escalas, tornando difícil ou impossibilitando a combinação de instrumentos. Esse facto torna inviável a elaboração de índices combinados com diversas avaliações de adversidade e o estudo da sua relação quer com perturbações psíquicas quer com os distúrbios físicos, impedindo por exemplo analisar o fenómeno dose/resposta. Por exemplo, um índice composto pelo menos por um tipo de negligência grave, abuso físico ou sexual mostrou ser um factor de risco potente para previsão de perturbação mental em amostras da comunidade, com aumento

do risco proporcional à intensidade ou “dose” de adversidade (Bifulco, Brown, & Harris, 1994; Bifulco, Moran, Baines, Bunn, & Stanford, 2002).

Por outro lado, dependendo dos meios de avaliação da adversidade, existem divergências quanto aos valores encontrados e naturalmente quanto ao impacto na relação causal com depressão (Roosa, Reys, Reinholtz, & Angelini, 1998). No caso do abuso sexual, a taxa de prevalência chega a variar 300% (Roosa et al., 1998).

1.3. Questionário de Experiências de Cuidado e Abuso na Infância versão original

O *Questionário de Experiências de Cuidado e Abuso na Infância* CECA.Q (Smith et al., 2002; Bifulco et al., 2005) reflecte as características principais da entrevista semi-estruturada CECA (*Childhood Experiences of Care and Abuse*) (Bifulco et al., 1994) quer para servir como um instrumento de triagem, quer como um instrumento de avaliação em investigações que recorrem a amostras amplas. É um instrumento mais completo em relação ao número de tópicos de adversidades focados i.e., cuidado (*negligência parental e antipatia*), abuso físico, abuso sexual e perda parental.

A entrevista CECA é uma medida retrospectiva das experiências infantis utilizada em adultos, centrada na opinião do investigador em última análise. Assim o entrevistador decide que experiências reportar segundo critérios pré-determinados de inclusão em categorias de adversidade i.e., trata-se de uma avaliação contextual: é a experiência de abuso definida pelo investigador e não os sentimentos do indivíduo, que determina se a experiência é abusiva como descrita.

A entrevista CECA é utilizada para determinar experiências adversas envolvendo perda parental, negligência, antipatia, abuso físico e abuso sexual entre outras, perpetrados por pais ou outros no ambiente das crianças, que possam ter sido potencialmente existentes à data dos factos. Tem uma boa fiabilidade e validade (Bifulco et al., 1997). A entrevista demora entre 40 a 120 minutos a administrar (dependendo da complexidade da experiência infantil) e cerca de 3 vezes esse tempo a cotar e transcrever as necessárias citações.

Baseado nos resultados favoráveis obtidos com a entrevista CECA e devido à necessidade de uma medida de auto-resposta mais ampla, foi então desenvolvido o questionário CECA.Q, a partir da transferência directa dos itens da entrevista CECA para o CECA.Q.

O CECA.Q é composto por 7 módulos: caracterização das figuras parentais, perda parental, Escala de Cuidado materno, Escala de Cuidado paterno, relações próximas na infância, abuso físico e abuso sexual. O questionário tem duas partes: uma com questões dicotómicas tipo sim/não, avaliando a caracterização parental, relações

próximas, separação/morte parental, o abuso físico e o abuso sexual; a outra parte é composta por uma Escala de Cuidado tipo *Likert* destinada à avaliação de *negligência* e *antipatia* nas relações parentais, sendo repetida, uma vez em relação à mãe e outra em relação ao pai. Globalmente o CECA.Q possui as seguintes subescalas: negligência materna, negligência paterna, antipatia materna, antipatia paterna (cada uma com 8 itens), abuso físico materno, abuso físico paterno e abuso sexual praticado por qualquer pessoa, bem como a avaliação de perda parental.

Tanto quanto sabemos, a Escala de Cuidado do CECA.Q nunca foi sujeita a uma série de testes usuais neste tipo de instrumentos e particularmente as subescalas negligência e antipatia nunca foram verificadas por meio de análise factorial. O CECA.Q foi validado contra a entrevista CECA e a sua Escala de Cuidado com o PBI num primeiro estudo (Smith et al., 2002). Mais tarde, utilizando os mesmos instrumentos e técnica, foi de novo validado para determinação de pontos de corte para a predição de depressão (Bifulco et al., 2005).

CECA.Q – Escala de Cuidado

A Escala de Cuidado parental tem 16 perguntas apresentados numa escala tipo *Likert*, avaliando as subescalas antipatia (8 itens) e negligência (8 itens) da mãe (ou outra figura materna) e do pai (ou outra figura paterna), com 5 categorias de resposta em relação à concordância com a questão, variando de 5 = *concordo totalmente* até 1 = *não, de modo nenhum*. A cotação de cada uma das duas subescalas faz-se somando os itens de cada subescala após reverter os itens com cotação inversa.

Algumas das suas propriedades psicométricas foram avaliadas em populações comunitárias e clínicas. As subescalas apresentaram na versão original, consistências internas elevadas: no intervalo $\alpha = .80$ e $\alpha = 0.81$. No teste-reteste foram obtidas correlações que oscilaram entre $r = .51$ e $r = .84$ e a validade convergente com o PBI resultou em valores de $r = -.61$ e $r = -.78$. As correlações entre os resultados obtidos com a entrevista CECA e com o questionário CECA.Q, foram todas positivas e situaram-se no intervalo $r = .46$ a $r = .66$. Os autores concluíram que o CECA.Q globalmente demonstrou validade e fiabilidade satisfatórias para avaliar experiências adversas na infância em populações clínicas (Bifulco et al., 2005).

A Escala de Cuidado do CECA.Q é introduzida em termos de: “*Como é que se lembra da sua figura materna/paterna, antes dos 17 anos?*”. Se existiu mais de uma figura parental na infância, os entrevistados são convidados a escolher a figura parental, com quem viveu mais tempo, ou aquela com quem o sujeito teve mais dificuldades em viver. Seguidamente o sujeito é convidado a identificar a relação com o cuidador seleccionado, “*Que figura materna/paterna vai descrever a seguir?*” Em termos de: mãe/pai biológico, padrasto/madrasta, outros familiares (e.g., tia,

avó), outros cuidadores (e.g., mãe adoptiva, madrinha), ou outros (e.g., vizinha, acolhedores). A cotação é feita somando itens de cada subescala invertendo a cotação quando indicado.

2. Objectivos

O presente estudo procura em primeiro lugar traduzir e adaptar para a língua portuguesa todo o *Questionário de Experiências de Cuidado e Abuso na Infância* (CECA.Q). Em segundo lugar pretende investigar a estrutura factorial da Escala de Cuidado num grupo de estudantes, num grupo da população geral e num grupo de doentes com depressão major. Em último lugar, pretende avaliar as propriedades psicométricas da estrutura factorial obtida, particularmente a verificação das subescalas *negligência* e *antipatia*, bem como a análise dos itens, a consistência interna e a fidelidade teste-reteste.

3. Metodologia

3.1. Participantes

A amostra foi constituída por três grupos de sujeitos: um de estudantes, outro da população em geral e o terceiro de doentes deprimidos.

Grupo de Estudantes

O grupo de estudantes era composto por 545 sujeitos (344 do género feminino e 201 do género masculino) provenientes de instituições de Ensino Superior e de escolas profissionais da região Centro e Norte do País, a idade média foi de 20.2 anos (DP = 2.5) e a escolaridade média foi de 13.3 anos (DP = 1.5).

Foi utilizada uma amostra de conveniência colhida em instituições públicas e privadas de ensino. A amostra foi obtida entre estudantes de universidades e escolas profissionais. Foi pedida autorização à direcção das instituições e após esta foram contactados professores de referência que permitissem a utilização de parte do seu tempo lectivo para a presente investigação. Os alunos foram informados e procedeu-se à marcação de datas. Nesse dia, os alunos presentes foram esclarecidos dos objectivos da investigação e foram convidados a participar, aqueles que aceitaram assinaram um termo de consentimento, realçando a

participação voluntária e a confidencialidade. Os questionários foram preenchidos na presença de um dos investigadores.

Grupo da População Geral

O grupo de sujeitos da população geral era composto por 262 sujeitos (143 do género feminino e 119 do género masculino), provenientes de várias empresas privadas e instituições públicas do Centro e Norte do País, a idade média foi de 38.2 anos (DP = 10.1); sendo a escolaridade média de 12.4 anos (DP = 4.2).

Foi utilizada uma amostra de conveniência obtida entre trabalhadores de três empresas privadas e entre funcionários de três instituições públicas. Foi pedida autorização à direcção das empresas e instituições e após esta, foram contactados quadros intermédios para a ligação aos trabalhadores e marcação de datas. Nesse dia, os trabalhadores foram esclarecidos dos objectivos da investigação e foram convidados a participar, aqueles que aceitaram assinaram um termo de consentimento, realçando a participação voluntária e a confidencialidade. Os questionários foram preenchidos no mesmo dia ou em data posterior na presença de um dos investigadores

Grupo de Doentes

O grupo de 100 doentes (74 do género feminino e 26 do género masculino) consistia em sujeitos com um novo episódio de depressão major que recorreram à consulta externa do Hospital de Magalhães Lemos - Porto entre Janeiro de 2006 e Dezembro de 2006. A idade média foi de 39.2 anos (DP = 10.9); sendo a escolaridade média de 9.9 anos (DP = 3.9).

A amostra de doentes deprimidos foi obtida na consulta externa de psiquiatria do Hospital de Magalhães Lemos. Os doentes enviados pelo médico de família com diagnóstico de depressão que na entrevista clínica confirmaram as suspeitas, foram sujeitos a avaliação diagnóstica de depressão major com a SCID-I (*Structured Clinical Interview for DSM-IV Axis I Disorders*; First, Spitzer, Gibbon, & Williams, 1997). Todos os doentes com o diagnóstico de episódio de depressão major e com BDI igual ou superior a 20, eram elegíveis para entrar no estudo. Aos doentes com diagnóstico de episódio depressivo major e sem critérios de exclusão (e.g., perturbação por dependência de substâncias e perturbações psicóticas) foi solicitada a sua participação na investigação e explicados os objectivos. Os doentes que aceitaram, assinaram o termo de consentimento, onde se realçava a voluntariedade da participação e confidencialidade das respostas. O presente estudo foi autorizado pela comissão de ética do Hospital de Magalhães Lemos.

3.2. Instrumentos

- A *Entrevista Clínica Estruturada para o Diagnóstico das Perturbações do Eixo I do DSM-IV* (SCID-I; *Structured Clinical Interview for DSM-IV Axis I Disorders*) (First, 1997), foi utilizada para estabelecer o diagnóstico. Recorreu-se à versão traduzida e adaptada ao Português de Portugal por Maia, Pinto-Gouveia, Carvalho, Pimentel & Guimarães (2006) *in press*.
- *Questionário de Experiências de Cuidado e Abuso na Infância* (CECA.Q) (Smith et al., 2002, Bifulco et al., 2005), foi utilizada a Escala de Cuidado do CECA.Q que faz a avaliação subjectiva de experiências de cuidado i.e., negligência e antipatia.

3.3. Procedimento

Em todas as análises foi utilizado o programa SPSS versão 15.0. Foram consideradas diferenças estatisticamente significativas todos os valores com probabilidade associada inferior a .05 (Howell, 2006).

Para validação da escala utilizámos uma amostra com três grupos de sujeitos: estudantes, população geral e doentes com depressão major. Inicialmente procedeu-se a uma análise factorial com o objectivo de verificar a dimensionalidade da escala, tendo-se utilizado uma análise de componentes principais (Stevens, 1986; Spector, 1994; Tabachnick & Fidell, 2007). Foram dois os critérios para extracção de um factor: valores próprios maiores que 1 antes de rotação (Kaiser, 1960) e utilização de um *scree test* (Cattel, 1966). Em todas as análises foi utilizada rotação varimax.

Procedeu-se de seguida à análise da consistência interna da escala nas três amostras através do cálculo do alfa de Cronbach, considerada a melhor estimativa de fidelidade de um teste (Nunnally, 1978). A qualidade dos itens foi verificada através do cálculo da correlação do item com o total da escala excepto o próprio item (Nunnally, 1978).

Seguidamente procedeu-se à avaliação da fidelidade teste reteste através do coeficiente de correlação paramétrico de Pearson (Nunnally, 1978). Para isso foi estudada a estabilidade temporal das escalas num subgrupo da amostra de estudantes ($n = 47$) e noutra da população geral ($n = 30$), assim, o preenchimento do questionário foi repetido 3 semanas mais tarde. Para avaliação da validade de construto, foi executada uma análise da variância (ANOVA) de modo a verificar se os doentes apresentavam pontuações superiores nas subescalas de cuidado do CECA.Q, em relação aos sujeitos das outras duas amostras.

4. Resultados

4.1. Validade de conteúdo da escala de cuidado do CECA.Q

Adaptação da medida à língua portuguesa

A adaptação da Escala de Cuidado do CECA.Q envolveu a tradução, retroversão e comparação posterior com a versão original, para verificação das possíveis diferenças e retradução final. Neste passo teve-se em atenção sobretudo o conteúdo dos itens. Através de discussões entre especialistas do tema em estudo e com colaboração de peritos nas línguas portuguesa e inglesa, verificou-se se o conteúdo dos itens da versão resultante da tradução tinha o sentido proposto pelos originais. O grupo de especialistas concluiu pela manutenção do número de itens da escala.

Estatística descritiva

As médias e desvios padrão para todos os valores das subescalas na versão materna e paterna nas três amostras são apresentados na Tabela 1. Para verificar um possível efeito de género, explorámos nas três amostras a existência de diferenças entre o género feminino e o género masculino nas médias dos valores das subescalas de negligência e antipatia por meio de testes-*t*.

No grupo de estudantes existiam diferenças significativas nos valores da Escala de Cuidado nas quatro subescalas: negligência materna (NM), antipatia materna (AM), negligência paterna (NP) e antipatia paterna (AP). Sendo todas as pontuações mais elevadas no género masculino, na subescala negligência materna, [$t(544) = 6.63, p = .000, M = 15.79$ vs $M = 11.70$], na subescala antipatia materna [$t(543) = 2.71, p = .007, M = 11.95$ vs $M = 10.96$], na subescala negligência paterna [$t(539) = 3.92, p = .000, M = 16.69$ vs $M = 14.56$], e na subescala antipatia paterna [$t(538) = 3.81, p = .000, M = 12.40$ vs $M = 10.87$].

No grupo da população geral somente existiram valores significativamente diferentes na subescala negligência paterna, com os homens de novo a pontuarem mais alto [$t(250) = 2.65, p = .008, M = 14.12$ vs $M = 12.31$].

No grupo de doentes não existiram diferenças entre os valores das duas subescalas na versão materna e paterna nos dois géneros.

4.2. Dimensionalidade

4.2.1. Estrutura factorial da escala de cuidado do CECA.Q

368

Na amostra de estudantes e para a figura materna, o Coeficiente de Kaiser-Meier-Olkin (KMO) obtido de .926 e o valor do Teste de Esfericidade de Bartlett de $\chi^2(120) = 5385.45, p = .000$, permitem-nos concluir pela adequação da amostra e da sua matriz de correlações para seguir a análise factorial. Foram obtidos três factores em vez dos dois esperados, explicando 65.56% da variância total da escala. Todos os itens tiveram saturações acima de .54 pelo menos num dos factores. O primeiro factor, explicava 40.06% da variância total. O segundo factor, explicava 18.96% e o terceiro 6.53%. Nenhum dos três factores agrupou os itens subjacentes aos pressupostos teóricos. Inspeccionados os valores próprios, verificou-se que o terceiro factor possuía um valor próprio de 1.05, só marginalmente era superior a 1, por outro lado ao verificar o *scree test* concluiu-se que uma solução com dois factores era aceitável. Forçando uma solução com dois factores, verificou-se que variância explicada passou a ser de 59.03%, com todos os itens a saturarem acima de .43 num dos dois factores. Porém, 4 itens saturaram no factor contrário aos pressupostos teóricos subjacentes, os itens 7 e 15 da subescala negligência saturaram na escala antipatia, e os itens 8 e 11 da subescala antipatia saturaram na escala negligência.

Na amostra de estudantes e para a figura paterna, mostraram-se adequados para a continuação da análise factorial o Coeficiente de Kaiser-Meier-Olkin (KMO) de .905 e o valor do Teste de Esfericidade de Bartlett de $\chi^2(120) = 4598.98, p = .000$. Foram obtidos três factores em vez dos dois esperados, explicando 63.22% da variância total da escala. Todos os itens tiveram saturações acima de .57 pelo menos num dos factores. O primeiro factor, explicava 38.29% da variância total. O segundo factor, explicava 18.33% da variância e o terceiro factor explicava 6.59%. Tal como na escala materna, nenhum dos três factores agrupou os itens subjacentes às subescalas da versão original e teoricamente esperados. Inspeccionados os valores próprios, verificou-se que o terceiro factor possuía um valor próprio de 1.05, só marginalmente superior a 1, por outro lado ao verificar o *scree test* concluiu-se que uma solução com dois factores era aceitável. Forçando uma solução com dois factores, verificou-se que a variância explicada passou a ser de 56.63%, com todos os itens a saturarem acima de .40 num dos dois factores com excepção do item 15 (.37). Porém, tal como na escala materna os mesmos 4 itens saturaram no factor contrário aos pressupostos teóricos, os itens 7 e 15 da subescala N saturaram na escala A, e os itens 8 e 11 da subescala A saturaram na escala N.

Na amostra da população geral e para a figura materna, o Coeficiente de Kaiser-Meier-Olkin (KMO) obtido de .859 e o valor do Teste de Esfericidade de Bartlett

de $\chi^2(120) = 1746.87, p = .000$ mostraram-se adequados para prosseguir a análise factorial. Foram obtidos três factores em vez dos dois esperados como na versão original, explicando 57.23% da variância total da escala. Todos os itens tiveram saturações acima de .55 pelo menos num dos factores. O primeiro factor, explicava 34.76% da variância total. O segundo factor, explicava 14.07% da variância, e o terceiro factor explicava 8.40%. Nenhum dos três factores agrupou os itens segundo o critério teórico subjacente. Forçando uma solução com dois factores, verificou-se que a variância explicada passou a ser de 48.83%, com todos os itens a saturarem acima de .44 num dos dois factores com excepção do item 7 (.37). De novo, 4 itens saturaram no factor contrário aos pressupostos teóricos subjacentes, os itens 7 e 15 da subescala negligência saturaram na escala antipatia, e os itens 8 e 11 da subescala antipatia saturaram na escala negligência.

Na amostra da população geral e para a figura paterna, o Coeficiente de Kaiser-Meier-Olkin (KMO) obtido de .884 e o valor do Teste de Esfericidade de Bartlett de $\chi^2(120) = 2233,18, p = .000$ mostraram-se adequados. Foram obtidos três factores em vez dos dois esperados como na versão original, explicando 63.52% da variância total da escala. O primeiro factor, explicava 42.07% da variância total. O segundo factor explicava 14.52% e o terceiro factor 6.92%. Todos os itens tiveram saturações acima de .58 pelo menos num dos factores. Nenhum dos três factores agrupou os itens segundo o critério teórico subjacente. Para além disso, considerando o valor próprio de 1.10 (marginalmente superior a 1) e inspeccionando o *scree test*, decidiu-se forçar uma solução com dois factores. Verificou-se que a variância explicada passou a ser de 56.60%, com todos os itens a saturarem acima de .42 num dos dois factores. De novo, os 4 itens referidos anteriormente saturaram no factor contrário aos pressupostos teóricos subjacentes, os itens 7 e 15 da subescala negligência saturaram na escala antipatia, e os itens 8 e 11 da subescala antipatia saturaram na escala negligência.

Na amostra de doentes para a escala materna, igualmente mostraram valores adequados quer o coeficiente de Kaiser-Meier-Olkin de .924 quer o Teste de Esfericidade de Bartlett de $\chi^2(120) = 1143.465, p = .000$. Foram obtidos três factores em vez dos dois esperados, explicando 70.80% da variância total da escala. O primeiro factor, explicava 54.72% da variância total. O segundo factor explicava 9.59%, e o terceiro factor 6.49%. Todos os itens tiveram saturações acima de .68 pelo menos num dos factores. Nenhum dos três factores agrupou os itens segundo o critério teórico subjacente. Para além disso, considerando o valor próprio de 1.04 (marginalmente superior a 1), decidiu forçar-se uma solução com dois factores. Verificou-se que a variância explicada passou a ser de 64.31%, com todos os itens a saturarem acima de .57 num dos dois factores com excepção do item 15 (.34). Neste caso, o primeiro factor ficou constituído por todos os itens da subescala negligência mais os itens 11 e 8 da escala antipatia.

Na amostra de doentes para a figura paterna, o Coeficiente de Kaiser-Meier-Olkin (KMO) obtido de .896 e o valor do Teste de Esfericidade de Bartlett de $\chi^2(120) = 999.58$, $p = .000$ foram adequados para a continuação da análise factorial. Foram obtidos de novo três factores em vez dos dois esperados, explicando 67.37% da variância total da escala. O primeiro factor, explicava 49.70% da variância total. O segundo factor explicava 11.27%, e o terceiro factor e 6.39%. Todos os itens tiveram saturações acima de .59 pelo menos num dos factores. Nenhum dos três factores agrupou os itens segundo o critério teórico subjacente. Adicionalmente, considerando o valor próprio de 1.02 (marginalmente superior a 1), decidiu forçar-se uma solução com dois factores. Verificou-se que a variância explicada passou a ser de 60.97%, com todos os itens a saturarem acima de .54 num dos dois factores. Repetiu-se aqui a solução da escala materna, o primeiro factor ficou constituído por todos os itens da subescala negligência mais os itens 11 e 8 da escala antipatia.

Após a avaliação das seis soluções factoriais da escala nas três amostras, concluiu-se que os itens 7, 8, 11 e 15 não seriam bons itens e seria uma alternativa adequada retirá-los da versão portuguesa. De acordo com a autora Bifulco, (2010) (comunicação pessoal) concluiu-se que a melhor decisão seria retirar os itens da escala. Assim os itens: 7 - "*Deixou de me acompanhar antes de eu ter 10 anos*" (negligência); 8 - "*Habitualmente tinha tempo para falar comigo*" (antipatia); 11 - "*Se eu precisasse dela/dele ela/ele estava sempre presente*" (antipatia); 15 - "*Descuidava-se em relação às minhas necessidades básicas (ex. comida, roupas)*" (negligência) foram retirados, ficando a escala com 6 itens na subescala negligência e 6 itens na subescala antipatia.

A Escala de Cuidado do CECA.Q com 12 itens foi então estudada em cada um dos 3 grupos na versão materna e na versão paterna.

Na amostra de estudantes e para a figura materna, foi obtida uma solução com dois factores como na versão original, agrupando os itens segundo o critério teórico subjacente, apresentado uma correlação baixa ($r = .27$) entre si e explicando 63.21% da variância total da escala. O primeiro factor, explicava 40.96% da variância total. O segundo factor, explicava 22.25% da variância. Todos os itens tiveram saturações acima de .53 pelo menos num dos factores, (Tabela 2).

Na amostra de estudantes e para a figura paterna, foram obtidos dois factores como na versão original, agrupando os itens segundo o critério teórico subjacente, moderadamente correlacionados ($r = .46$) e explicando 63.3% da variância total da escala. O primeiro factor, explicava 40.96% da variância total. O segundo factor, explicava 22.25% da variância. Todos os itens tiveram saturações acima de .57 pelo menos num dos factores, (Tabela 2).

Na amostra da população geral e para a figura materna, foram obtidos três factores em vez dos dois esperados, explicando 63.21% da variância total da escala. Todos os itens tiveram saturações acima de .69 pelo menos num dos factores. O primeiro factor explicava 36.76% da variância total. O segundo factor explicava 17.71%, e o terceiro factor explicava 8.73%. Nenhum dos três factores agruparam os itens segundo o critério teórico subjacente. Após a inspecção do valor próprio do 3º factor (1.05) e o *scree plot*, decidiu forçar-se uma solução com dois factores, verificou-se que a variância total explicada passou a ser de 54.47%, com todos os itens a saturarem acima de .55 num dos dois factores moderadamente correlacionados ($r = .51$), (Tabela 3).

Na amostra da população geral e para a figura paterna, foram obtidos dois factores de acordo com o modelo teórico subjacente, moderadamente correlacionados ($r = .60$), explicando 61.48% da variância total da escala. Todos os itens tiveram saturações acima de .55 pelo menos num dos factores. O primeiro factor, explicava 43.29% da variância total e segundo explicava 18.19%, (Tabela 3).

Na amostra de doentes e para a figura materna, foram obtidos dois factores de acordo com o modelo teórico subjacente, moderadamente correlacionados ($r = .68$), explicando 70.41% da variância total da escala. Todos os itens tiveram saturações acima de .71 pelo menos num dos factores. O primeiro factor, explicava 58.42% da variância total e segundo explicava 12.00%, (Tabela 4).

Na amostra de doentes e para a figura paterna, foram obtidos dois factores de acordo com o modelo teórico subjacente, moderadamente correlacionados ($r = .60$), explicando 67.19% da variância total da escala. Todos os itens tiveram saturações acima de .52 pelo menos num dos factores. O primeiro factor, explicava 52.55% da variância total e segundo explicava 14.64%, (Tabela 4).

4.2.2. Análise dos itens e consistência interna

A qualidade dos itens da versão com 12 itens da Escala de Cuidado do CECA.Q foi então inspeccionada.

Na amostra de estudantes, na versão materna da Escala de Cuidado do CECA.Q, a análise da qualidade dos itens revelou que as correlações entre cada item e o total da escala corrigido estiveram no intervalo .22 (item 6) e .77 (item 2). Nenhum item, se eliminado afecta o alfa de Cronbach. Os valores dos alfas de Cronbach oscilaram entre razoáveis a muito bons, (Tabela 2). Para o total da escala, $\alpha = .84$, com $\alpha = .84$ no género feminino e $\alpha = .82$ no género masculino; para as subescalas negligência, $\alpha = .90$, sendo $\alpha = .90$ no género feminino e $\alpha = .89$ no género

masculino. Para a subescala antipatia, $\alpha = .77$, com $\alpha = .76$ no género feminino e $\alpha = .77$ no género masculino.

Na amostra de estudantes, na versão paterna da escala, verificou-se a existência de correlações item-total da escala entre .30 e .72. Nenhum item, se eliminado afecta o alfa de Cronbach. Os valores dos alfas de Cronbach oscilaram entre razoáveis a muito bons para o total da escala e para as subescalas negligência e antipatia, (Tabela 2). Para o total da escala $\alpha = .84$, sendo $\alpha = .85$ no género feminino e $\alpha = .80$ no género masculino; para as subescalas negligência, $\alpha = .91$, com $\alpha = .91$ no género feminino e $\alpha = .91$ no género masculino. Para a subescala antipatia, $\alpha = .79$ sendo $\alpha = .78$ no género feminino e $\alpha = .80$ no género masculino.

Na amostra da população geral, na versão materna, a análise da qualidade dos itens revelou que as correlações entre cada item e o total da escala corrigido estiveram acima de .40 com excepção do item 6, que apresentou uma correlação item total corrigido de .19. Nenhum item, se eliminado afecta o alfa de Cronbach. Os valores dos alfas de Cronbach oscilaram entre razoáveis a muito bons, (Tabela 3). Para o total da escala, $\alpha = .83$, com $\alpha = .84$ no género feminino e $\alpha = .82$ no género masculino; para a subescala negligência, $\alpha = .88$, sendo $\alpha = .86$ no género feminino e $\alpha = .90$ no género masculino. Para a subescala antipatia, $\alpha = .75$, com $\alpha = .77$ no género feminino e $\alpha = .70$ no género masculino.

Na amostra da população geral, na versão paterna da escala, verificou-se a existência de correlações item-total da escala entre .37 e .70. Nenhum item, se eliminado afecta o alfa de Cronbach. Os valores dos alfas de Cronbach oscilaram entre razoáveis a muito bons para o total da escala e para as subescalas negligência e antipatia, (Tabela 3). Para o total da escala $\alpha = .88$, sendo .88 no género feminino e .87 no género masculino; para a subescalas negligência, $\alpha = .91$, com $\alpha = .91$ no género feminino e $\alpha = .90$ no género masculino. Para a subescala antipatia, $\alpha = .81$ sendo o $\alpha = .81$ no género feminino e $\alpha = .83$ no género masculino.

Na amostra de doentes, na versão materna da escala, verificou-se a existência de correlações item-total da escala entre .46 e .84. Nenhum item, se eliminado afecta o alfa de Cronbach. Os valores dos alfas de Cronbach foram muito bons para o total da escala e para as subescalas negligência e antipatia, (Tabela 4). Para o total da escala $\alpha = .93$, sendo .93 no género feminino e .95 no género masculino; para a subescalas negligência, $\alpha = .92$, com $\alpha = .92$ no género feminino e $\alpha = .93$ no género masculino. Para a subescala antipatia, $\alpha = .90$, sendo o $\alpha = .90$ no género feminino e $\alpha = .91$ no género masculino.

Na amostra de doentes, na versão paterna da escala, verificou-se a existência de correlações item-total da escala entre .32 e .79. Nenhum item, se eliminado afec-

tava o alfa de Cronbach. Os valores dos alfas de Cronbach foram bons ou muito bons para o total da escala e para as subescalas negligência e antipatia, (Tabela 4). Para o total da escala $\alpha = .91$, sendo $.93$ no género feminino e $.95$ no género masculino; para a subescalas negligência, $\alpha = .92$, com $\alpha = .92$ no género feminino e $\alpha = .91$ no género masculino. Para a subescala antipatia, $\alpha = .85$, sendo o $\alpha = .85$ no género feminino e $\alpha = .85$ no género masculino.

4.2.3. Fidelidade teste-reteste

Num subgrupo da amostra de estudantes ($n = 47$) e noutra da população geral ($n = 30$) foi repetido o preenchimento dos questionários 3 semanas mais tarde. O resultado do estudo da estabilidade temporal das escalas demonstrou coeficientes de correlação de Pearson geralmente altos (Pestana & Gageiro, 2003) nos dois grupos e nas duas subescalas. Assim, no grupo de estudantes o valor do r de Pearson para negligência materna foi $.81, p < .001$, para a subescala antipatia materna $.67, p < .001$, para a subescala *negligência paterna* $.77, p < .001$ e para a subescala *antipatia paterna* $.62, p < .001$.

Para o grupo da população geral, os valores para a subescala *negligência materna* foi $.88, p < .001$, para a subescala *antipatia materna* $.79, p < .001$, para a subescala *negligência paterna* $.78, p < .001$ e para a subescala *antipatia paterna* $.70, p < .001$.

4.2.4. Validade de construto

Para avaliar a validade de construto da Escala de Cuidado da CECA.Q inspecionámos a sua distribuição nas três amostras, sendo assim, as pontuações da escala deveriam ser superiores na amostra de doentes em relação às amostras de estudantes e da população geral. Foi realizada uma análise da variância (ANOVA) no sentido de verificar se havia diferenças nas médias dos factores estatisticamente significativas nas três amostras. Caso houvesse, deveria avaliar-se onde se apresentavam essas diferenças entre os grupos, pelo que realizámos um teste de *Tukey* para localização das diferenças.

Verificou-se que existiam as seguintes diferenças significativas, (Tabela 5):

Negligência materna: os doentes apresentavam valores significativamente mais elevados do que a população geral, esse facto não ocorreu em relação aos estudantes. Por outro lado os estudantes apresentaram valores significativamente superiores aos sujeitos da população geral.

Antipatia materna: os doentes apresentavam valores significativamente mais elevados quer em relação ao grupo da população geral quer ao grupo de estudantes.

Negligência paterna: os doentes não apresentavam valores significativamente mais elevados do que a população geral ou do que os estudantes. Por outro lado os estudantes apresentaram valores significativamente superiores aos sujeitos da população geral.

374

Antipatia paterna: os doentes apresentavam valores significativamente mais elevados quer em relação ao grupo da população geral quer ao grupo de estudantes.

5. Discussão

A presente investigação procurou contribuir para a tradução e adaptação para a língua portuguesa do *Questionário de Experiências de Cuidado e Abuso na Infância (CECA.Q)*, em particular para o estudo das características psicométricas da sua Escala de Cuidado, especificamente, a sua estrutura factorial que nunca havia sido estabelecida. Foi dado ênfase ao estudo do comportamento da escala em ambos os géneros.

Neste aspecto particular, o facto inesperado consistiu na pontuação significativamente maior em todas as escalas no grupo de estudantes e da escala de negligência paterna no grupo da população geral no género masculino. Parece que os homens neste estudo, em particular os homens mais jovens dos grupos referidos ou foram mais hostilizados e negligenciados, ou esta pode ser uma tendência a merecer uma avaliação futura. Por outro lado, nenhuma diferença significativa ocorreu entre géneros nos doentes deprimidos o que é aceitável se pensarmos que aqui a negligência e hostilidade de distribuíam igualmente entre os dois géneros como factor de vulnerabilidade comum.

Foram utilizados procedimentos estatísticos que permitissem compreender a organização dos itens que compõem a medida através de um método estatístico multivariado de cariz exploratório uma vez que este nunca havia sido implementado.

Utilizámos os procedimentos exploratórios mais comuns para a extracção e análise das componentes da escala e.g., a regra de *Eigenvalues* superiores a 1, Critério de Kaiser (Kaiser, 1960) e o *scree test* (Cattell, 1966) essa estratégia viabilizou inicialmente e reiteradamente uma solução com três factores muito diferente dos pressupostos teóricos subjacentes. Após inspecção cuidadosa verificou-se que era possível e aceitável forçar uma solução a dois factores de modo a traduzir as subescalas originais. Havia alguns aspectos que facilmente justificavam a adopção de uma solução factorial forçada a dois factores. Em primeiro lugar, a diferença para um valor próprio de 1 era sempre marginal. Em segundo lugar, o terceiro factor era composto por um conjunto repetido de itens em cada análise, que quando se

forçou uma solução a 2 factores, se separaram segundo os fundamentos teóricos subjacentes à escala. Em terceiro lugar a extracção deve ser fundamentada pela teoria subjacente (Pestana & Gageiro, 2003), no caso, era recomendável extracção de dois factores.

Verificou-se finalmente que o problema poderia residir em 4 itens “*mal classificados*” na versão original em língua inglesa, tal padrão verificava-se à custa dos itens 7, 8, 11 e 15 que de forma sistemática saturavam no factor oposto. Por este facto esses itens foram eliminados da escala com 12 itens, 6 reflectindo negligência e 6 antipatia. Após esta solução a escala apresentou um comportamento adequado. Este processo foi amplamente discutido com um dos autores da entrevista CECA e do CECA.Q (Bifulco, A.), tendo-se concluído que muito possivelmente o sentido dos itens poderia não ser igual nas diferentes culturas apesar de uma tradução adequada.

No que respeita à consistência interna, no presente estudo foram encontrados alfas de Cronbach no intervalo razoáveis a muito bons, mas globalmente bons, para o total da Escala de Cuidado na versão materna e paterna do CECA.Q, bem como para cada factor, negligência e antipatia, em ambos os géneros (Pestana & Gageiro, 2003).

No nosso estudo, Escala de Cuidado do CECA.Q apresentou bons índices de fidelidade teste-reteste, mostrando uma boa estabilidade temporal para um intervalo de três semanas com correlações altas em geral e correlações moderadas para as subescalas antipatia (materna, $r = .67$ e antipatia paterna, $r = .62$) no grupo de estudantes.

Quanto à validade de construto a distribuição das médias dos factores da escala pelas três amostras revelou que os doentes com depressão major têm valores de antipatia materna e paterna (e.g. rejeição, hostilidade), significativamente mais elevados do que a população geral e estudantes. No que respeita à negligência materna esse facto só ocorre em relação ao grupo da população geral. Quanto à negligência materna, os doentes não se distinguiram da população geral nem dos estudantes, ou os nossos doentes deprimidos não foram os mais negligenciados ou pode ser uma vulnerabilidade da escala a merecer novos estudos confirmatórios noutras amostras. A avaliação da depressão, utilizando um questionário e.g., BDI, nos grupos da população geral e de estudantes poderia ajudar a compreender os resultados.

Por outro lado verifica-se que os valores de negligência são mais elevados no grupo de estudantes, no caso da negligência materna chegam a ser significativamente superior aos doentes, este é mais um facto a merecer avaliação complementar uma vez que não está descrito nas referências consultadas.

Limitações e investigações futuras

Os nossos resultados devem ser considerados tendo em conta algumas limitações metodológicas. Em primeiro tratou-se de um estudo transversal, pelo que a avaliação do dinamismo da Escala de Cuidado do CECA.Q não pôde ser efectuado. Em segundo lugar, a dimensão da amostra de doentes esteve no limite do aceitável para estudos de consistência interna em alguns subgrupos de sujeitos. Por outro lado, parece-nos fundamental ampliar a aplicação da Escala de Cuidado do CECA.Q em outros contextos clínicos e em estudos de seguimento.

6. Conclusões

A *Escala de Cuidado* agora apresentada torna possível a avaliação subjectiva do cuidado parental i.e., negligência e antipatia. A Escala de Cuidado do CECA.Q mostrou sinais de alta consistência interna e uma estrutura factorial com dois factores tal como a escala original. Assim, a Escala de Cuidado demonstrou ter características psicométricas adequadas para poder utilizar-se na população portuguesa em contextos clínicos e não clínicos. Porém, parece-nos necessário investigações de carácter longitudinal e em outras amostras para ampliar a validade da escala, sobretudo no que concerne à escala de negligência.

TABELAS

Tabela 1 - Médias e desvios padrão das subescalas da escala de cuidado do CECA.Q

Subescalas	Estudantes (N = 545)		População geral (N = 262)		Doentes (N = 100)	
	M	DP	M	DP	M	DP
Negligência materna	13,20	7,23	11,44	5,34	13,61	6,12
Antipatia materna	11,33	4,09	11,10	4,24	14,26	6,53
Negligência paterna	15,34	6,18	13,13	5,47	14,70	6,53
Antipatia paterna	11,43	4,56	11,54	4,77	13,89	5,82

Tabela 2 - Saturação dos itens por factor, variância de cada factor e consistência interna dos itens de cada factor na amostra de estudantes (N = 545)

Itens	NM	AM	NP	AP
1 Era muito difícil agradar-lhe.	.08	.69	.19	.70
2 Interessava-se pelas minhas preocupações.	.90	.12	.85	.21
3 Interessava-se por aquilo que eu fazia na escola.	.90	.06	.84	.08
4 Fez-me sentir indesejado(a).	.16	.67	.15	.70
5 Tentava fazer sentir-me melhor quando eu estava triste.	.83	.23	.78	.26
6 Era muito crítica(o) em relação a mim.	-.10	.62	.01	.64
7 Às vezes fazia-me sentir inútil.	.07	.80	.09	.82
8 Frequentemente implicava comigo injustamente.	-.04	.73	-.03	.75
9 Interessava-se por saber quem eram os meus amigos.	.89	.01	.84	.02
10 Preocupava-se em saber os locais que eu frequentava.	.90	-.01	.85	-.06
11 Ficava preocupada(o) comigo quando eu estava doente.	.87	.03	.80	.09
12 Não gostava de mim tanto como dos meus irmãos e irmãs (deixar em branco se não existirem irmãos).	.16	.53	.06	.57
<i>Eigenvalue</i>	4.92	2.67	4.610	2.634
Variância				
Total escala materna = 63.21%	40.96%	22.25%	38.42%	21.95%
Total escala paterna = 60.37%				
Consistência interna (Alfa de Cronbach)				
Total escala materna = .85	.95	.77	.91	.79
Total escala paterna = .84				

NM = Negligência materna; AM = Antipatia materna; NP = Negligência paterna; AP = Antipatia paterna

Tabela 3- Saturação dos itens por factor, variância de cada factor e consistência interna dos itens de cada factor na amostra da população geral (N = 262)

Itens	NM	AM	NP	AP
1 Era muito difícil agradar-lhe.	.16	.65	.10	.75
2 Interessava-se pelas minhas preocupações.	.78	.19	.77	.29
3 Interessava-se por aquilo que eu fazia na escola.	.82	.09	.80	.19
4 Fez-me sentir indesejado(a).	.17	.64	.24	.60
5 Tentava fazer sentir-me melhor quando eu estava triste.	.73	.31	.72	.36
6 Era muito crítica(o) em relação a mim.	-.12	.58	-.07	.77
7 Às vezes fazia-me sentir inútil.	.16	.76	.18	.80
8 Frequentemente implicava comigo injustamente.	.04	.73	.22	.73
9 Interessava-se por saber quem eram os meus amigos.	.80	.02	.90	.02
10 Preocupava-se em saber os locais que eu frequentava.	.83	.01	.87	.01
11 Ficava preocupada(o) comigo quando eu estava doente.	.70	.12	.77	.23
12 Não gostava de mim tanto como dos meus irmãos e irmãs (deixar em branco se não existirem irmãos).	.28	.55	.25	.55
<i>Eigenvalue</i>	4.41	2.13	5.20	2.18
Variância				
Total escala materna = 54.47%	36.76%	17.71%	43.29%	18.19%
Total escala paterna = 61.48%				
Consistência interna (Alfa de Cronbach)				
Total escala materna = .83	.88	.75	.91	.81
Total escala paterna = .88				

NM = Negligência materna; AM = Antipatia materna; NP = Negligência paterna; AP = Antipatia paterna

Tabela 4- Saturação dos itens por factor, variância de cada factor e consistência interna dos itens de cada factor na amostra de doentes (N = 100)

Itens	NM	AM	NP	AP
1 Era muito difícil agradar-lhe.	.40	.71	.16	.82
2 Interessava-se pelas minhas preocupações.	.73	.44	.70	.44
3 Interessava-se por aquilo que eu fazia na escola.	.77	.27	.80	.16
4 Fez-me sentir indesejado(a).	.27	.75	.48	.55
5 Tentava fazer sentir-me melhor quando eu estava triste.	.70	.49	.75	.41
6 Era muito crítica(o) em relação a mim.	.01	.75	-.07	.73
7 Às vezes fazia-me sentir inútil.	.43	.81	.49	.71
8 Frequentemente implicava comigo injustamente.	.41	.77	.24	.78
9 Interessava-se por saber quem eram os meus amigos.	.88	.19	.89	.06
10 Preocupava-se em saber os locais que eu frequentava.	.87	.16	.90	.017
11 Ficava preocupada(o) comigo quando eu estava doente.	.77	.31	.77	.32
12 Não gostava de mim tanto como dos meus irmãos e irmãs (deixar em branco se não existirem irmãos).	.31	.71	.47	.52
<i>Eigenvalue</i>	7.01	1.44	6.31	1.76
Variância				
Total escala materna = 70.42%	58.42%	12.00%	52.55%	14.64%
Total escala paterna = 67.19%				
Consistência interna (Alfa de Cronbach)				
Total escala materna = .93	.92	.90	.92	.85
Total escala paterna = .91				

NM = Negligência materna; AM = Antipatia materna; NP = Negligência paterna; AP = Antipatia paterna

Tabela 5- Médias, desvios padrão, testes F univariados e comparação entre grupos para as três amostras para a escala de cuidado do CECA.Q

	Estudantes (N = 545)		População geral (N = 262)		Doentes (N = 100)		F	P	Post-hoc
	M	DP	M	DP	M	DP			
NM	13.20	7.23	11.44	5.34	13.61	6.12	7.20	.001	D>PG*; D>Ens>PG**
AM	11.33	4.09	11.10	4.24	14.26	6.53	20.06	.000	D>PG***; D>E***>PGns
NP	15.34	6.18	13.13	5.47	14.70	6.53	11.48	.000	D>PGns; D<Ens>PG***
AP	11.43	4.56	11.54	4.77	13.89	5.82	11.09	.000	D>PG***; D>E***>PGns

*P < .05; **P < .01; ***P < .001; ns = Não significativo

NM = Negligência materna; AM = Antipatia materna; NP = Negligência paterna; AP = Antipatia paterna

Referências Bibliográficas

- Bifulco, A., & Moran, P. (1998). *Wednesday's Child: Research into women's Experience of neglect and abuse in childhood and adult depression*. London, New York: Routledge.
- Bifulco, A., Moran, P. M., Ball, C., Jacobs, C., Baines, R., Bunn, A., & Cavaginm, J. (2002). Childhood adversity, parental vulnerability and disorder: Examining intergenerational transmission of risk. *Journal Child Psychology & Psychiatry*, 43, 1075-1086.
- Bifulco, A., Bernazzani, O., Moran, P. M., & Jacobs, C. (2005). Childhood Experience of Care and Abuse Questionnaire (CECA.Q) - Validation in a community series. *British Journal of Clinical Psychology*, 44, 563-581.
- Bifulco, A., Brown, G.W., & Harris, T.O. (1994). Childhood experience of care and abuse (CECA): A retrospective interview measure. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 35, 1419-1435.
- Bifulco, A., Brown, G.W., Lillie, A., & Jarvis, J. (1997). Memories of childhood neglect and abuse: Corroboration in a series of sisters. *Journal of Child Psychology and Psychiatry*, 38, 365-374.
- Bifulco, A., Moran, P.M., Baines, R., Bunn, A., & Stanford, K. (2002). Exploring psychological abuse in childhood II. Association with other abuse and clinical depression. *Bulletin of the Menninger Clinic*, 66, 241-258.
- Briere, J. & Elliott, D.M. (2003). Prevalence and psychological sequelae of self-reported childhood physical and sexual abuse in a general population sample of men and women. *Child Abuse & Neglect*, 27(10), 1205-1222.
- Cattell, R. B. (1966). The scree test for the number of factors. *Multivariate Behavioral Research*, 22, 44-50.
- Cicchetti, D., & Toth, S.L. (2005). Child maltreatment. *Annual Review of Clinical Psychology* 1, 409-438.
- Collin-Vézina, D., & Hébert, M. (2005). Comparing dissociation and PTSD in sexually abused school-aged girls. *Journal of Nervous and Mental Disease*, 193(1), 47-52.
- Felitti, V.J., Anda, R.F., Nordenberg, D., Williamson, D.F., Spitz, A.M., Edwards, V., Koss, M.P., & Marks, J.S. (1998). The relationship of adult health status to childhood abuse & household dysfunction. *American Journal of Preventive Medicine*, 14(4), 245-258, May, 1998.
- Finkelhor, D. (1986). *A Sourcebook on Child Sexual Abuse*, Newbury Park: Sage Publications.
- First, M.B., Spitzer, R.L., Gibbon, M., & Williams, J.B.W. *Structured Clinical Interview for DSM-IV Axis I Disorders, Clinician Version (SCID-CV)*, (1996). Washington, D.C.: American Psychiatric Press, Inc.
- Harris, T., Brown, G.W., & Bifulco, A. (1986). Loss of Parent in Childhood and Adult Psychiatric Disorder: The Role of Parental Care. *Psychological Medicine*, 16, 641-659.
- Harris, T., Brown, G.W., & Bifulco, A. (1990). Depression and Situational Helplessness/mastery in a Sample Selected to Study Childhood Parental Loss. *Journal of affective disorders*, 20, 27-41.
- Hotopf, M., Mayou, R., Wadsworth, M., & Wessely, S. (1999). Childhood risk factors for adults with medically unexplained symptoms: results from a national birth cohort study. *American Journal of Psychiatry*, 156(11), 1796-800.
- Howell, D. (2006). *Statistical methods for psychology* (6th ed.). USA: Thomson Wadsworth.
- Kaiser, H. F. (1960). The application of electronic computers to factor analysis. *Educational and Psychological Measurement*, 20, 141-151.
- Kapur, N., Hunt, I., Macfarlane, G., McBeth, J., & Creed, F. (2004). Childhood experience and health care use in adulthood: nested case-control study. *British Journal of Psychiatry*, 185, 134-9.

- MacMillan, H.L., Fleming, J.E., Streiner, D.L., Lin, E., Boyle, M.H., Jamieson, E., Duku, E. K., Walsh, C.A., Wong, M.Y.-Y., & Beardslee, W.R. (2001). Childhood abuse and lifetime psychopathology in a community sample. *American Journal of Psychiatry*, *158*(11), 1878-1883.
- Mangan, J.M., Wittich, A.R., & Gerald, L.B. (2007). The potential for reducing asthma disparities through improved family and social function and modified health behaviors. *Chest*, *132* (5-Suppl), 789S-801S.
- Mullen, P.E., Martin, J.L., Anderson, J.C., Romans, S.E., & Herbison, G.P. (1993). Childhood sexual abuse and mental health in adult life. *British Journal of Psychiatry*, *163*, 721-732.
- Newman, M.G., Clayton, L., Zuellig, A., Cashman, L., Arnow, B., Dea, R., & Taylor, C.B. (2000). The relationship of childhood sexual abuse and depression with somatic symptoms and medical utilization. *Psychological Medicine*, *30*(5), 1063-77.
- Nunnally, J., & Bernstein, I.H. (1994). *Psychometric theory* (3rd ed.). New York: McGraw-Hill.
- Nurcombe, B. (2000). Child sexual abuse I: Psychopathology. *Australian and New Zealand Journal of Psychiatry*, *34*(1), 85-91.
- Paolucci, E.O., Genuis, M.L., & Violato, C. (2001). A metaanalysis of the published research on the effects of child sexual abuse. *The Journal of Psychology*, *135*(1), 17-36.
- Parker, G., Rousos, J., Pavlovic, D., Mitchell, P., Wilhelm, K., & Austin, M.P. (1997). The development of a refined measure of dysfunctional parenting and assessment of its relevance in patients with affective disorders. *Psychological Medicine*, *27*, 1193-1203.
- Parker, G., Tupling, H., & Brown, L.B. (1979). A parental bonding instrument. *British Journal of Medical Psychology*, *52*, 1-10.
- Pestana, M.H., Gageiro, J.N. (2003). *Análise de dados para ciências sociais. A complementaridade do SPSS*, 3ª ed., Edições Sílabo, Lisboa.
- Roosa, M.W., Reyes, L., Reinholtz, C., & Angelini, P.J. (1998). Measurement of Women's Child Sexual Abuse Experiences: An Empirical Demonstration of the Impact of Choice of Measure on Estimates of Incidence Rates and of Relationships with Pathology. *The Journal of Sex Research*, *35*(3), 25-233.
- Sandberg, S., Paton, J.Y., Ahola, S., McCann, D.C., McGuinness, D., Hillary, C.R., & Oja, H. (2000). The role of acute and chronic stress in asthma attacks in children. *Lancet*, *356*(9234), 982-987.
- Smith, N., Lam, D., Bifulco, A., & Checkley, S. (2002). Childhood Experience of Care and Abuse Questionnaire (CECA-Q). Validation of a screening instrument for childhood adversity in clinical populations. *Social Psychiatry and Psychiatric Epidemiology*, *37*, 572-579.
- Spector, P. (1994). Summated rating scale construction: an introduction. In *Basic Measurement*. Lewis-Beck, M., pp 229-300. Sage: London.
- Stevens, J. (1986). *Applied multivariate statistics for the social sciences*. New Jersey: Hillsdale.
- Straus, M. (1979). Measuring intrafamilial conflicts and violence: The Conflict tactics (CT) scales. *Journal of Marriage and the Family*, *41*, 75-88.
- Tabachnick, B., & Fidell, L. (2007). *Using Multivariate Statistics*. New York: Pearson Education.
- Tyler, K.A. (2002). Social and emotional outcomes of childhood sexual abuse: A review of recent research. *Aggression and Violent Behavior*, *7*(6), 567-589.
- Walker, E.A., Unützer, J., Rutter, C., Gelfand, A., Saunders, K., Von Korff, M., Koss, M.P., & Katon, W. (1999). Costs of health care use by women H.M.O. members with a history of childhood abuse and neglect. *Archives of General Psychiatry*, *56*, 609-613.
- Weiss, E.L., Longhurst, J.G., & Mazure, C.M. (1999). Childhood sexual abuse as a risk factor for depression in women: psychosocial and neurobiological correlates. *American Journal of Psychiatry*, *156*(6), 816-28.

Psychometric Properties of the Scale of Care (SC) of the Childhood Experiences of Care and Abuse Questionnaire - CECA.Q

Certain experiences in childhood, as neglect, antipathy or child abuse and adversity in general are predictors of illness in adulthood. Existing interviews for evaluation of experiences are too long making them useful only on small samples. Childhood experiences investigation through a self-answering questionnaire enables to carry out a research on larger samples. In this paper, we present the Scale of Care (SC) psychometric properties including in the Portuguese translation of the Questionnaire of Childhood Experiences of Care and Abuse (CECA.Q, Smith, Lam, Bifulco, & Checkley, 2002). The SC evaluates childhood care experiences until seventeen years. The original scale presents sixteen items, to be answered twice, related to mother and father respectively, having two sub scales, neglect and antipathy. Overall, the CECA.Q evaluates beyond neglect and antipathy (SC), parental loss, physical and sexual abuse. The SC was assessed in a group of students (N = 545), a group from general population (N = 262) and another of patients with major depression (N = 100). After first data analysis, we conclude that the item 7, 8, 11, and 15 did not have the psychometric qualities to stand on the Portuguese SC version of CECA.Q, so it became a twelve items questionnaire. The factorial analysis revealed the existence of two factors (neglect and antipathy) by the three samples, with a good internal consistency, between .70 and 0.95, considering the two factors, both parents, the three groups and both genders, and also an adequate construct validity and a test retest stability between .62 and .88 in the students group and general population. The present Scale of Care version from CECA.Q showed adequate psychometric properties to be applied in students, subjects from general population and in population with depressive psychopathology. Further research is required using other samples and in follow-up studies.

KEY-WORDS: CECA.Q, Childhood care, Neglect, Antipathy

Propriétés Psychométriques de l'Échelle de Soins du Questionnaire sur l'Expériences des Soins et l'Abus dans l'Enfance – CECA.Q

Certaines formes de soins, comme la négligence et antipathie parentale, l'abus de l'enfant et l'adversité en général sont des facteurs prédictifs de maladie à l'âge adulte. Les entretiens disponibles pour l'évaluation sont très étendus, ce qui les rend utile seulement pour des petits échantillons. L'étude des expériences infantiles à travers une auto-réponse permet élargit des recherches à des échantillons plus grands. Ici on présente les propriétés psychométriques de l'Échelle des Soins (ES) de la traduction portugaise du Questionnaire sur l'Expériences des Soins et l'Abus dans l'Enfance (CECA.Q) (Smith, Lam, Bifulco, & Checkley 2002). La ES évalue les expériences de soins jusqu'à l'âge de 17 ans. Dans la version originale laquelle présente une échelle de 16 points, a répondu deux fois, une par rapport à la mère et l'autre au père, et a deux sous échelles, la négligence et de l'antipathie. Globalement, le CECA.Q évalue au-delà de l'expérience de l'antipathie et de la négligence, la perte des parents, la violence physique et sexuelle. La ES a été évaluée dans un groupe d'étudiants (N = 545), un groupe de la population générale (N = 262) et un groupe de patients souffrant de dépression majeure (n = 100). Après une première analyse des données, nous avons conclu que les points 7, 8, 11 et 15 n'avaient pas les qualités psychométriques suffisant à être inclus dans la version portugaise de l'CECA.Q ES, ce qui entraîne alors une version de 12 items. L'analyse factorielle a révélé l'existence de deux facteurs (négligence et l'antipathie) dans les trois échantillons, il y avait une bonne cohérence interne, entre 0,70 et 0,95 sur les deux facteurs, les deux parents, les trois groupes et les deux sexes, et ayant la validité appropriée de construit, et de la stabilité test-retest entre 0,62 et 0,88 dans le groupe d'étudiants et la population en général. Cette version de l'Échelle des Soins du CECA.Q a démontré de bonnes propriétés psychométriques pour l'utilisation chez les étudiants, dans les portées de la population générale et chez les populations avec dépression. Maintenant, la recherche est nécessaire dans d'autres échantillons et en utilisant des études de suivi.

MOTS-CLÉS: CECA.Q, Soins dans l'enfance, Négligence, Antipathie.