

# Avaliando Lembranças de Alienação e Controle Parental: Evidências de Validade de Construto da RRP<sup>10</sup> no Brasil

## *Assessing Memories of Parental Alienation and Control: Evidences of the RRP<sup>10</sup> Construct Validity in Brazil*

Rildésia S. V. Gouveia\*,<sup>a</sup>, José Farias de Souza Filho<sup>a</sup>, Patrícia Nunes Fonsêca<sup>b</sup>,  
Josemberg Moura de Andrade<sup>b</sup>, Carmem Amorim-Gaudêncio<sup>b</sup>,  
Roosevelt Vilar Lobo de Souza<sup>b</sup> & Valdiney Veloso Gouveia<sup>b</sup>

<sup>a</sup>Centro Universitário de João Pessoa, João Pessoa, Paraíba, Brasil

& <sup>b</sup>Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, Paraíba, Brasil

### **Resumo**

O presente estudo objetivou adaptar para o contexto brasileiro a *Escala de Lembranças do Relacionamento com os Pais* (RRP<sup>10</sup> – 10-Item Remembered Relationship with Parents), conhecendo evidências de seus parâmetros psicométricos. Participaram 298 estudantes universitários de uma instituição privada de João Pessoa (PB), a maioria do sexo feminino (55,6%) e idade média de 19 anos. Estes responderam quatro medidas, entre elas a RRP<sup>10</sup> e perguntas demográficas. Os resultados confirmaram a estrutura bifatorial teorizada, cujos fatores (*alienação* e *controle*) apresentaram evidências de precisão (confiabilidade composta e consistência interna) e validade convergente-discriminante. Concluiu-se que esta medida poderá ser empregada adequadamente no futuro, uma vez que reuniu evidências de validade de construto.

*Palavras-chave:* Lembranças, alienação, controle, relacionamento, validação.

### **Abstract**

This study aimed to adapt the 10-item Remembered Relationship with Parents (RRP<sup>10</sup>) scale to the Brazilian context knowing the evidences of its psychometric parameters. Participants were 298 undergraduate students of a private institution from Joao Pessoa (PB – Brazil), mostly females (55.6%) with a mean age of 19 years. They answered four measures, including the RRP<sup>10</sup> and demographic questions. Results confirmed the conceptualized bi-factorial structure whose alienation and control factors showed evidences of reliability (composite reliability and internal consistency) and convergent/discriminant validity. In conclusion, according to evidences found in the construct validity, this measure may be properly used in future studies.

*Keywords:* Memories, alienation, control, relationship, validation.

O ambiente familiar é o primeiro contato do indivíduo com o mundo, constituindo-se em cenário para sua socialização, quando são transmitidos valores, atitudes e crenças que terão o papel de moldar seus traços de personalidade e comportamentos ao longo da vida (Berns, 2009; Brand, Hatzinger, Beck, & Holsboer-Trachsler, 2009). É neste contexto que têm lugar práticas de cuidados parentais, que se iniciam já nas primeiras idades, contribuindo com o desenvolvimento posterior da pessoa (Kobarg, Vieira, & Vieira, 2010; Weber, Selig, Bernardi, & Salvador, 2006). Tais práticas se pautam em duas dimensões principais de

relacionamento entre pais e filhos, denominadas como *controle (exigência)* e *afeto (responsividade)* parentais (Musitu, Estévez, Martínez, & Jiménez, 2008), tendo implicações em diversos aspectos da vida destes jovens (por exemplo, desempenho acadêmico, competência social, transtornos depressivos, comportamentos desviantes; Collins, Maccoby, Steinberg, Hetherington, & Bornstein, 2000; Milevsky, Schlechter, Netter, & Keehn, 2007).

A falta de cuidado dos pais com seus filhos ou as formas inadequadas de exercerem sua parentalidade podem ter consequências diretas em comportamentos não saudáveis, baixa reatividade ao estresse e maior suscetibilidade a doenças crônicas na fase adulta (Denollet, Smolderen, van den Broek, & Pedersen, 2007). Portanto, avaliar retrospectivamente a adequação de tais práticas parece um passo essencial para compreender e lidar com alguns dos problemas de jovens adultos que, provavelmente, tiveram origem no relacionamento com seus pais em anos prévios

\* Endereço para correspondência: Centro Universitário de João Pessoa, Coordenação do Curso de Direito, Rod. BR 230, s/n, Km 22, Água Fria, João Pessoa, Brasil 58053-000. E-mail: rsvgouveia@gmail.com, farias.mp@gmail.com, patynfonseca@gmail.com, josemberg.andrade@gmail.com, camoring@yahoo.com.br, roosevelt.lobo@gmail.com e vvgouveia@gmail.com

de socialização. Este aspecto motivou o presente estudo, que foca na medida de lembranças de práticas parentais.

#### *Medindo Lembranças de Práticas Parentais*

Não é de hoje o interesse de pesquisadores no país por estudar os estilos e as práticas parentais (Pasquali & Araújo, 1986), embora tenha sido, principalmente, nos últimos dez anos quando as pesquisas se intensificaram (Benetti & Balbinotti, 2003; Costa, Teixeira, & Gomes, 2000; Gomide, 2006; Kobarg et al., 2010; Martins et al., 2010; Teixeira, Bardagi, & Gomes, 2004; Teixeira, Oliveira, & Wottrich, 2006; Teodoro, Benetti, Schwartz, & Monego, 2010; Valentini, 2009). Contam-se com diversas medidas de autorrelato, a exemplo do Inventário de Estilos Parentais (Gomide, 2006) e Escala de Crenças Parentais e Práticas de Cuidado (Martins et al., 2010). Entretanto, a maioria destes instrumentos procura avaliar a percepção de adolescentes sobre como percebem as práticas e os estilos de socialização de seus pais (Macarini, Martins, Minetto, & Vieira, 2010), centrando-se nas dimensões clássicas *autoritária, autoritativa, negligente e permissiva*. A ênfase em grupos de maior idade, avaliando retrospectivamente a percepção de práticas parentais tem sido menos evidente (Rothrauff, Cooney, & An, 2009).

Apesar da importância de estudos que procuram compreender a percepção de estilos e práticas parentais na adolescência, parece fundamental compreendê-los também em fases posteriores do desenvolvimento. Certamente os primeiros anos de vida são fundamentais para a socialização das pessoas (Berns, 2009; Weber et al., 2006), porém este não é um processo acabado. De fato, as pessoas seguem mudando ao longo da vida, mesmo em termos de características que, em princípio, pensava-se fossem mais resistentes à mudança, como os traços de personalidade (Srivastava, John, Gosling, & Potter, 2003). Portanto, conhecer o processo anterior de socialização e as lembranças do relacionamento que a pessoa mantinha com seus pais, pode contribuir para entender afetos e princípios-guia que orientam sua vida no presente, inclusive as próprias práticas parentais que estabelece com seus filhos.

Um dos primeiros instrumentos para medir as lembranças de práticas parentais foi PBI (*Parental Bonding Instrument*; Parker, Tupling, & Brown, 1979), um dos instrumentos mais citados em estudos sobre o vínculo parental (Denollet et al., 2007). Compreende 25 itens originalmente elaborados no contexto australiano para avaliar duas dimensões: *cuidado* (12 itens) e *superproteção / controle* (13 itens) parentais, levando em consideração a percepção de adolescentes e adultos acerca do vínculo estabelecido com os pais durante a infância e adolescência. Seu foco foi conhecer características das relações estabelecidas por pais e filhos com a finalidade de identificar situações associadas com o surgimento de psicopatologias ao longo do desenvolvimento. Sua adaptação inicial para o Brasil foi realizada por Hauck et al. (2006), os quais avaliaram sua equivalência conceitual, semântica, operacional e funcional. Mais recentemente, Teodoro et al. (2010),

partindo desta adaptação, checaram sua validade fatorial e consistência interna em amostra de 195 estudantes universitários de Porto Alegre. As idades dos estudantes da amostra variaram de 17 a 30 anos. Foi comprovada a estrutura com dois fatores para pai e mãe, cujos Alfas de Cronbach foram superiores a 0,80.

Quase paralelamente ao desenvolvimento do PBI, teve lugar a elaboração, na Suécia, do instrumento denominado como EMBU (*Egna Minnen Beträffande Uppfostran*; Perris, Jacobson, Lindstorm, von Knorring, & Perris, 1980). Este foi construído para avaliar lembranças dos filhos sobre a educação recebida de seus pais durante a infância/adolescência. Seus autores dirigiram seu foco para o contexto clínico, observando que, majoritariamente, adultos com problemas psiquiátricos vivenciaram privação de cuidado parental na infância, tendo passado por divórcio ou separação. Este instrumento era inicialmente formado por 81 itens, contando com um formato mais reduzido, composto por duas versões, segundo o genitor, cada uma constituída por 23 itens distribuídos em três fatores (Canavaro, 1996): *suporte ou calor emocional* (7 itens; por exemplo, *Os meus pais incentivavam-me a ser melhor em tudo que eu fazia*), *rejeição* (7 itens; por exemplo, *Os meus pais criticavam-me na frente dos outros*) e *superproteção* (9 itens, por exemplo, *Os meus pais eram quem decidiam sobre como eu devia me vestir ou parecer*). Recentemente, Kobarg et al. (2010) realizaram a adaptação desta última versão para o contexto brasileiro, considerando amostra de 454 estudantes universitários de Santa Catarina, com idades entre 16 e 29 anos, identificando os três fatores teorizados, embora relatem um único índice de consistência interna para o conjunto de itens (Alfa de Cronbach de 0,75).

Em resumo, existem alguns instrumentos elaborados para avaliar lembranças de práticas parentais, ao menos dois deles já contam com estudos de adaptação brasileira: *Parental Bonding Instrument* (PBI), adaptado por Hauck et al. (2006), e *Inventário de Estilos Parentais* (IEP), adaptado por Sampaio (2007). Ambos foram elaborados com enfoque psiquiátrico, patológico, direcionados a avaliar as implicações na saúde mental de práticas parentais disfuncionais. Além disso, contam com aproximadamente 20 itens, avaliando ao menos dois fatores principais: *cuidado e controle*. Destaca-se que, há menos de cinco anos, foi proposta a Escala de Lembranças de Relacionamentos Parentais (RRP<sup>10</sup>), avaliando fatores correlatos, embora com menos da metade dos itens, e sem uma ênfase em aspectos psiquiátricos (Denollet et al., 2007), o qual será descrito a seguir:

#### *Escala de Lembranças do Relacionamento com os Pais (RRP<sup>10</sup>)*

Este instrumento foi originalmente elaborado no contexto holandês por Denollet et al. (2007), compreendendo uma medida de autorrelato que avalia retrospectivamente o processo de cuidado parental com ênfase na dimensão empática. Partiu de um conjunto inicial de 18 itens, os quais foram derivados da literatura sobre percepção de cuidados

parentais ou escritos especificamente para a inibição de auto-expressão em relação aos pais, visando representar dois fatores: *alienação* e *controle* parentais. Estes itens foram respondidos por 331 pessoas da população geral, tendo sido empregados dois critérios para selecionar aqueles que comporiam a versão final da escala: (a) os que apresentavam saturações predominantes em um único fator e (b) aqueles que contribuísem para a consistência interna do fator correspondente. Deste modo, selecionaram-se dez itens distribuídos equitativamente nos dois fatores anteriormente indicados, formando a RRP<sup>10</sup>.

Os itens do fator *alienação* refletem lembranças dos sentimentos infantis de alienação dos pais, como “Sentia que ele(a) não me entendia” e “Não compartilhava meus problemas com ele(a)”. Por outro lado, aqueles do fator *controle* descrevem lembranças de um estilo parental controlador, como “Sua ansiedade de que algo pudesse acontecer comigo era exagerada” e “Desejava que ele(a) se preocupasse menos comigo”. Os respondentes são solicitados a indicar, para cada item, em que medida a descrição da relação com seus pais (pai e mãe separadamente) se dava durante seu desenvolvimento (infância e/ou adolescência), utilizando para tanto uma escala de cinco pontos, variando de 0 (*Falso*) a 4 (*Verdadeiro*).

O estudo para checar evidências de validade e precisão da RRP<sup>10</sup> foi realizado por Denollet et al. (2007), considerando uma amostra de 664 holandeses adultos da população geral (52% mulheres), com idade média de 54,6 anos. Além deste instrumento, os participantes responderam o Inventário de Depressão de Beck (BDI) e Instrumento de Vínculo Parental (IVP). Por meio de *análise de componentes principais* (ACP), com rotação varimax, os autores observaram a estrutura fatorial teorizada para as versões que consideravam pai e mãe separadamente, tanto na amostra total como separadamente por sexo do respondente. Tomando como referência todos os participantes, observou-se que os dois fatores (*alienação* e *controle*) apresentaram valores próprios (*eigenvalues*) superiores a 2, explicando conjuntamente 51,2% da variância total. Os coeficientes de consistência interna (Alfa de Cronbach) destes fatores foram como seguem: *alienação* (0,85 para as versões pai e mãe) e *controle* (0,86 e 0,83 para pai e mãe, respectivamente). Em termos de validade convergente, observou-se que os fatores de *cuidados maternos* e *paternos* do IVP se correlacionaram forte e positivamente com as pontuações em *alienação* para pai e mãe ( $r \geq 0,50, p < 0,001$ ), enquanto que os fatores de *negação de autonomia materna* e *paterna* o fizeram com *controle* para pai e mãe ( $r \geq 0,48, p < 0,001$ ). Por fim, tomando como ponto de corte o percentil 75 na RRP<sup>10</sup>, observou-se que as pessoas com pontuações altas em *controle* (32,3%) e, sobretudo, *alienação* (34,9%) experimentaram mais sintomas depressivos clinicamente preocupantes (pontuação do BDI  $\geq 10$ ) do que aqueles com pontuações baixas em tais fatores.

Em resumo, a RRP<sup>10</sup> se apresenta como uma medida curta, tipo lápis e papel, com itens simples e escala de resposta facilmente entendida, que reúne parâmetros psi-

cométricos adequados de confiabilidade, validade fatorial e convergente. A referida escala pode ser útil para realizar estudos epidemiológicos e coletar dados em contextos não-psiquiátricos (Denollet et al., 2007), visando conhecer os antecedentes e consequentes de lembranças de relacionamento disfuncional com os pais. Estes motivaram sua adaptação para o contexto brasileiro, reunindo evidências de sua validade de construto, isto é, comprovação de sua estrutura fatorial, validade convergente-discriminante e precisão.

## Método

### Participantes

Participaram desta pesquisa 298 estudantes universitários de uma instituição privada de ensino de João Pessoa (PB). Tratou-se de uma amostra de conveniência (não-probabilística), tendo participado as pessoas que, convidadas, aceitaram colaborar com o estudo. Estes participantes tinham idades de 16 a 60 anos ( $m = 19,4$ ,  $DP = 5,01$ ), sendo a maioria do sexo feminino (55,6%) e filhos de pais casados (66%), embora um em cada quatro era filho(a) de pais separados (25,4%), com idade média na separação de 9 anos ( $DP = 6,08$ ).

### Instrumentos

Os participantes responderam um livreto formado por quatro medidas: Escala de Satisfação com a Vida, Questionário de Gratidão, Questionário dos Valores Básicos e Escala de Lembranças do Relacionamento com os Pais (RRP<sup>10</sup>), além de informações demográficas. Em razão dos propósitos deste estudo, unicamente se descreve o último instrumento.

A RRP<sup>10</sup>, como anteriormente descrita, foi originalmente construída em língua inglesa por Denollet et al. (2007), estando formada por duas versões (uma para pai e outra para mãe) com dez itens cada uma, sendo equitativamente distribuídos em dois fatores: *alienação* [por exemplo, *Ele(a) me deixava inseguro(a)*; *Sentia que ele(a) não me entendia*] e *controle* [por exemplo, *Ele(a) se preocupava que eu não fosse capaz de me cuidar*; *Ele(a) era superprotetor(a)*]. Com o propósito de respondê-los, a pessoa deve ler cada afirmação, que descreve a relação presumível de um jovem com seu pai e/ou sua mãe, e logo indicar, no seu caso concreto, em que medida ela caracteriza a relação que manteve com seu pai e sua mãe durante sua infância e/ou adolescência. Neste sentido, deve utilizar uma escala de resposta de cinco pontos, variando de 0 (*Nunca*) a 4 (*Sempre*). Sua tradução do inglês para o português foi realizada por painel de peritos, constituído por dois psicólogos bilíngues independentes, sendo revisada por um terceiro psicólogo, também bilíngue. A versão final foi submetida à validação semântica, contando com a participação de dez estudantes do ensino médio. No caso, cada pessoa foi convidada a ler e responder o instrumento, assinalando quaisquer dificuldades quanto às instruções, escala de resposta e conteúdo dos itens; nenhuma modifi-

cação foi sugerida. O leitor interessado poderá obter uma cópia da escala escrevendo para os autores deste artigo.

### Procedimento

Um único pesquisador ficou responsável por aplicar os questionários. A aplicação do instrumento se realizou em contexto coletivo de sala de aula, porém solicitando que as pessoas respondessem individualmente. A todos foi informado que sua colaboração seria voluntária, podendo interromper a participação a qualquer momento, sem que houvesse penalização; assegurou-se o anonimato das respostas, tratadas coletivamente de forma estatística. Seguindo recomendações éticas e em conformidade com a Resolução 196/96, do Conselho Nacional de Saúde, tomou-se o cuidado para obter a assinatura dos participantes para um Termo de Consentimento Livre e Esclarecido. Este estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa com Seres Humanos, do Hospital Universitário Lauro Wanderley, da Universidade Federal da Paraíba. Em média, 20 minutos foram suficientes para completar a participação no estudo.

### Análise de Dados

Os dados foram analisados com o PASW e o AMOS (ambos versão 18). Realizaram-se análises de componentes principais (ACP), cálculo de consistência interna (Alfa de Cronbach) e correlações. Além destas análises, procederam-se a análises fatoriais confirmatórias (método ML – Máxima Verossimilhança), testando-se dois modelos: unifatorial (todos os itens saturando em um fator geral) e bifatorial (os itens se distribuindo entre os fatores *alienação* e *controle*). Neste caso, considerou-se como entrada a matriz de covariância entre os itens, tendo em conta os seguintes indicadores de ajuste (Byrne, 2010; Garson, 2003): o *Goodness-of-Fit Index* (GFI) e o *Adjusted Goodness-of-Fit Index* (AGFI), que leva em conta os graus de liberdade do modelo com respeito ao número de variáveis consideradas, são dois indicadores complementares; e o *Comparative Fit Index* (CFI), que é um índice comparativo, adicional, de ajuste do modelo. Para estes três indicadores valores próximos de 0,90 ou superiores sugerem um ajuste adequado do modelo aos dados empíricos. Com a finalidade de comparar os modelos uni e bifatorial, considerou-se a diferença entre os qui-quadrados e respectivos graus de liberdade destes modelos [ $\Delta\chi^2 (gl)$ ], penalizando o modelo com maior valor  $\chi^2$ .

Por fim, com o propósito de reunir evidências complementares de validade de construto desta medida, calcularam-se a *variância média extraída* (VME) e a *confiabilidade composta* (CC; Fornell & Larcker, 1981; Hair, Black, Babin, Anderson, & Tatham, 2006; Škerlavaj & Dimovski, 2009). Valores iguais ou superiores a 0,50 e 0,60, respectivamente, asseguram a adequação da medida. A VME pode ser considerada indicadora de *validade convergente* de cada fator, isto é, o quanto ele serve para explicar o conjunto de itens; no caso da *validade discriminante*, esta é assegurada quando a raiz quadrada do

valor da VME é superior àquele da associação entre dois fatores ( $\Phi$ ). Por último, o valor da CC para cada fator pode contribuir para dirimir dúvidas quanto ao Alfa de Cronbach, que é influenciado pelo número de itens e pode não ser adequado quando se trata de uma medida com dois ou mais componentes interdependentes (Pasquali, 2003).

## Resultados

Embora o conjunto de itens da medida de alienação e controle parental seja comum nas versões para pai e mãe, em razão do foco a quem o respondente dirige sua lembrança, pode-se produzir variação da estrutura fatorial. Neste sentido, decidiu-se analisá-los separadamente. Considerando que os números de participantes ( $n = 298$ ) e itens ( $i = 10$ ) são idênticos, foi realizada uma *análise paralela* para definir o número de fatores a extrair. A partir dos parâmetros anteriormente apresentados, foram efetuadas 1.000 simulações. Os resultados apresentaram os seguintes valores próprios médios simulados: 1,29, 1,20, 1,13, 1,08, 1,02, 0,97, 0,91, 0,86, 0,80 e 0,73. Portanto, os valores próprios observados para cada versão serão a seguir contrastados com tais valores.

### Estrutura Fatorial da RRP<sup>10</sup> - Versão Pai

Inicialmente, avaliou-se a adequação de ser realizada uma análise fatorial com a matriz de itens que compõem esta medida, observando resultados que a apoiam: KMO = 0,78 e Teste de Esfericidade de Bartlett,  $\chi^2 (45) = 669,66, p < 0,001$ . No caso, seguindo estratégia de análise empreendida quando de sua elaboração, realizou-se uma *análise de componentes principais* (ACP), adotando rotação varimax. Isso permitiu identificar unicamente dois componentes com valores próprios superiores a 1 (2,90 e 2,07), explicando conjuntamente 49,7% da variância total. Portanto, justifica-se extrair uma estrutura bifatorial, como descrita na Tabela 1 a seguir.

Como é possível observar nesta tabela, os itens se distribuem clara e predominantemente em seu componente teórico de pertença, definindo uma estrutura cujos dois componentes são denominados como seguem:

*Alienação Parental.* Os cinco itens reunidos neste componente apresentaram saturações entre 0,29 (*Item 10*. Não compartilhava meus problemas com ele) a 0,77 (*Item 3*. Ele me deixava inseguro/a), explicando 29% da variância total. Seu conteúdo parece claro, acentuando ausência de proximidade e troca entre pai e filho. Tal componente apresentou consistência interna (Alfa de Cronbach,  $\alpha$ ) de 0,67.

*Controle Parental.* Este componente reuniu os cinco itens que enfocam o cuidado e o controle excessivos do pai em relação a seu filho, com itens apresentando saturações entre 0,44 (*Item 2*. Desejava que ele se preocupasse menos comigo) e 0,79 (*Item 9*. Sua ansiedade de que algo pudesse acontecer comigo era exagerada). Ele contribuiu com a explicação de 20,7% da variância total, apresentando Alfa de Cronbach de 0,70.

Tabela 1

*Estrutura Fatorial da RRP<sup>10</sup> - Versão Pai*

| Conteúdo dos Itens   | Componentes |        |
|--|-------------|--------|
|  | I           | II     |
| 03. Ele me deixava inseguro(a)                                       | 0,77 *      | -0,12  |
| 05. Ele fazia com que eu me sentisse culpado(a)                      | 0,74 *      | 0,01   |
| 06. Sentia que ele não me entendia                                   | 0,73 *      | 0,18   |
| 01. Sentia-me muito próximo dele                                     | -0,59 *     | 0,40   |
| 10. Não compartilhava meus problemas com ele                         | 0,29 *      | 0,06   |
| 09. Sua ansiedade de que algo pudesse acontecer comigo era exagerada | 0,09        | 0,79 * |
| 08. Ele se preocupava que eu não fosse capaz de me cuidar            | 0,10        | 0,74 * |
| 04. Ele era superprotetor  | -0,29       | 0,74 * |
| 07. Ele me protegia muito das dificuldades                           | -0,48       | 0,59 * |
| 02. Desejava que ele se preocupasse menos comigo                     | 0,24        | 0,44 * |
| Número de Itens  | 5           | 5      |
| Valor Próprio  | 2,90        | 2,07   |
| % Variância Explicada  | 29,0        | 20,7   |
| Alfa de Cronbach   | 0,67        | 0,70   |

Nota. \* Item considerado para a interpretação do componente.

Por fim, as pontuações brutas destes dois componentes apresentaram correlação entre si ( $r = -0,17, p < 0,05$ ), indicando que são fatores dependentes. A propósito, procurou-se comparar as estruturas uni (alternativa) e bifatorial (teorizada) por meio de modelagem por equações estruturais. Os resultados indicaram que o modelo bifatorial, embora não tenha apresentado indicadores excelentes [ $\chi^2 (34) = 163,99, p < 0,001$ ; GFI = 0,89, AGFI = 0,82 e CFI = 0,80], foram superiores àqueles para o modelo unifatorial [ $\Delta\chi^2 (1) = 135,02, p < 0,001$ ]. A correlação dos construtos latentes correspondentes ( $\Phi$ ), isto é, *alienação* e *controle*, foi 0,36, diferindo estatisticamente de zero ( $z > 1,96, p < 0,05$ ).

*Estrutura Fatorial da RRP<sup>10</sup> - Versão Mãe*

A matriz de correlação inter-itens desta medida foi avaliada com o propósito de realizar uma ACP, comprovando-se sua adequação: KMO = 0,76 e Teste de Esfericidade de Bartlett,  $\chi^2 (45) = 761,73, p < 0,001$ . Três componentes com valores próprios superiores a 1 puderam ser extraídos (2,80, 2,39 e 1,01), explicando conjuntamente 61,9% da variância total. Porém, percebe-se que o terceiro valor próprio observado é inferior àquele simulado (1,13), recomendando assumir uma solução bifatorial. Portanto, fixou-se a extração de dois componentes, assumindo rotação varimax. Os resultados são descritos na Tabela 2 a seguir.

Tabela 2

*Estrutura Fatorial da RRP<sup>10</sup> - Versão Mãe*

| Conteúdo dos Itens   | Componentes |        |
|--|-------------|--------|
|  | I           | II     |
| 01. Ela me deixava inseguro(a)                                       | 0,77 *      | 0,04   |
| 03. Sentia que ela não me entendia                                   | 0,77 *      | 0,13   |
| 05. Ela fazia com que eu me sentisse culpado(a)                      | 0,77 *      | 0,01   |
| 07. Sentia-me muito próximo dela                                     | -0,73 *     | 0,23   |
| 08. Não compartilhava meus problemas com ela                         | 0,37 *      | 0,02   |
| 09. Sua ansiedade de que algo pudesse acontecer comigo era exagerada | 0,18        | 0,78 * |
| 04. Ela era superprotetora   | -0,11       | 0,77 * |
| 02. Ela me protegia muito das dificuldades                           | -0,34       | 0,71 * |
| 06. Ela se preocupava que eu não fosse capaz de me cuidar            | 0,11        | 0,66 * |
| 10. Desejava que ela se preocupasse menos comigo                     | 0,43        | 0,44 * |
| Número de Itens  | 5           | 5      |
| Valor Próprio  | 2,80        | 2,39   |
| % Variância Explicada  | 28,0        | 23,9   |
| Alfa de Cronbach   | 0,74        | 0,71   |

Nota. \* Item considerado para a interpretação do componente.

Os dois componentes desta versão foram na direção que seria esperada, isto é, refletiram dimensões de relações com os pais que têm sido comumente descritas, como se especificam a seguir:

*Alienação Parental.* Os cinco itens que teoricamente cobriam esta dimensão foram reunidos neste primeiro componente, cujas saturações dos itens variaram de 0,37 (*Item 8. Ela me deixava inseguro/a*) a 0,77 (*Item 1. Não compartilhava meus problemas com ela*). Retratam o distanciamento e a frieza da mãe em relação ao filho. Este componente explicou 28% da variância total, tendo apresentado Alfa de Cronbach de 0,74.

*Controle Parental.* Os itens reunidos sob este componente refletiram o controle exacerbado que a mãe exerce em seu filho, como pode ser evidenciado no conteúdo dos itens que o compuseram, cujas saturações variaram de 0,44 (*Item 10. Desejava que ela se preocupasse menos comigo*) a 0,78 (*Item 9. Sua ansiedade de que algo pudesse acontecer comigo era exagerada*). Este explicou 23,9% da variância total, apresentando  $\alpha$  de 0,71.

Finalmente, calculou-se a correlação entre as pontuações brutas destes dois componentes, que não foi estatisticamente significativa, indicando serem independentes ( $r = 0,04, p > 0,05$ ). Comparando as estruturas uni (alternativa) e bifatorial (teorizada) por meio de modelagem por equações estruturais, observou-se que o modelo bifatorial, mesmo sem apresentar indicadores recomendados [ $\chi^2(34) = 167,36, p < 0,001$ ; GFI = 0,89, AGFI = 0,83 e CFI = 0,82], foi superior ao unifatorial [ $\Delta\chi^2(1) = 209,65, p < 0,001$ ]. Destaca-se que todas as saturações (Lambdas) foram estatisticamente diferentes de zero ( $1 \neq 0; z > 1,96, p < 0,05$ ); a correlação entre os construtos *alienação* e *controle* ( $\Phi$ ) foi 0,08, não diferindo de zero ( $z < 1,96, p > 0,05$ ).

Com independência da versão (pai ou mãe), a RRP<sup>10</sup> se apresenta como uma medida bifatorial, representada pelos fatores *alienação* e *controle*, que se mostram ortogonais na versão para mãe, sendo inversamente correlacionados naquela para pai. Este aspecto sugere colocar à prova os parâmetros de validade convergente-discriminante desta medida; afinal, os fatores podem ser pensados como legítimos, representando construtos que se diferenciam ou representam uma avaliação global, que não diferencia os aspectos da relação entre pais e filhos? Esta resposta é dada a seguir.

#### *Validade Convergente-Discriminante da RRP<sup>10</sup>*

Procurando reunir mais evidências de validade de construto, checaram-se os parâmetros de validade convergente e discriminante desta medida. Primeiramente, para a versão dirigida ao pai. Especificamente, observaram-se confiabilidades compostas (CCs) de 0,68 para *alienação* e 0,86 para *controle*; suas variâncias médias extraídas (VMEs) foram 0,54 e 0,56, respectivamente. As raízes quadrada destes VMEs são 0,73 e 0,75, valores superiores à correlação entre tais fatores ( $\Phi$ ). Portanto, parecem claras as evidências de validade convergente-discriminante da versão para pai desta escala.

Com relação à versão para mãe da RRP<sup>10</sup>, as CCs foram 0,67 e 0,73 para os fatores *alienação* e *controle*, respectivamente. O primeiro fator apresentou VME de 0,61, cuja raiz quadrada correspondente é 0,78, enquanto que para o segundo sua VME foi 0,58, resultando em raiz quadrada de 0,76. Ambos os valores de raiz quadrada são superiores à correlação entre os construtos indicados ( $\Phi$ ), o que suporta o parâmetro de validade discriminante desta medida.

## **Discussão**

O objetivo principal deste estudo foi adaptar para o contexto brasileiro a Escala de Lembranças do Relacionamento com os Pais (RRP<sup>10</sup>), reunindo evidências de sua validade de construto, como operacionalizada por validade fatorial, validade convergente-discriminante e precisão (consistência interna e confiabilidade composta). Confia-se que tal objetivo tenha sido alcançado, embora se reconheçam limitações potenciais do estudo ou aspectos que poderão ser melhorados. Por exemplo, embora a amplitude de idade dos participantes tenha sido considerável, todos foram estudantes universitários; isso não invalida os resultados, mas pode reduzir a variabilidade de contextos de relacionamento vivenciados pelas pessoas. Seguramente no futuro será importante ampliar e diversificar a amostra, incluindo pessoas da população geral, como ocorreu no estudo de elaboração desta medida (Denollet et al., 2007). Porém, a congruência dos achados com a literatura faz pensar na sua adequação para o contexto em que se levou a cabo este estudo.

A estrutura fatorial, quer para a versão pai ou mãe, pareceu bastante clara. Tendo em conta a *análise paralela* (Hayton, Allen, & Scarpello, 2004), ficou evidente uma estrutura com dois fatores. Apesar de na versão de pai os itens 1 (*Sentia-me muito próximo dele*) e 7 (*Ele me protegia muito das dificuldades*) apresentarem saturação acima de |0,30| em fator diferente do teorizado, as maiores saturações corresponderam ao fator ao qual presumivelmente pertenciam. Na versão para mãe isso também ocorreu com dois itens: 2 (*Ela me protegia muito das dificuldades*) e 10 (*Desejava que ela se preocupasse menos comigo*). Deste modo, parece razoável admitir a estrutura bifatorial hipotetizada, formada pelos fatores *alienação* e *controle* (Denollet et al., 2007).

Reforçando a conclusão anteriormente apresentada, os resultados da análise fatorial confirmatória corroboraram que a estrutura com dois fatores é estatisticamente mais adequada que aquela com um único fator de lembranças do relacionamento parental. Os indicadores de ajuste do modelo teórico aos dados não foram os recomendados (Byrne, 2010); porém, como afirma Garson (2003), inclusive um CFI na casa de 0,80 pode ser admitido quando, na temática objeto de interesse, o ajuste dos modelos costuma ser 0,70. O fato de todas as saturações diferirem de zero e não terem sido impostas restrições ao modelo (por exemplo, correlação entre erros de medida), sugere como aceitável esta estrutura.

A legitimidade de cada fator foi comprovada em razão de seus indicadores de validade convergente (VME > 0,50) e discriminante ( $\sqrt{\text{VMEs}} > \Phi$ ). Claramente, os coeficientes observados atestam a validade de construto da RRP<sup>10</sup> com seus dois fatores (Hair et al., 2006). Isso parece igualmente evidente quando se considera a consistência interna (Alfa de Cronbach) dos fatores em cada versão; com exceção do componente *alienação* na versão para pai, todos os demais alcançaram o ponto de corte recomendado na literatura (0,70; Nunnally, 1991). Entretanto, inclusive neste caso específico, se assumida a *profecia* de Spearman-Brown, admitindo aumentar o número de itens deste fator de 5 para 7 (um número ainda abaixo do que tem sido recomendado para representar um construto; Pasquali, 2003), tal ponto de corte seria atendido. Porém, considerando a natureza da medida, que não é pensada para fins diagnóstico, mas de levantamento epidemiológico, triagem e pesquisa, um  $\alpha > 0,60$  é plenamente aceitável (Clark & Watson, 1995).

O Alfa de Cronbach não atesta unidimensionalidade de um construto, mas a pressupõe; também demanda que os itens que representam a medida sejam tau equivalentes e que seus erros sejam independentes (Graham, 2006). Estas condições impõem restrições ao seu uso, podendo ser mais adequado, por exemplo, calcular a confiabilidade composta dos fatores (Hair et al., 2006), admitindo-se coeficientes mínimos de 0,60-0,70 (Škerlavaj & Dimovski, 2009). Como foi possível verificar, as CCs dos fatores desta escala foram todos superiores a 0,65, atestando este parâmetro psicométrico. Portanto, no conjunto, existem evidências de precisão da RRP<sup>10</sup>.

Por fim, reuniram-se evidências de que a versão adaptada desta escala pode ser adequadamente empregada no contexto brasileiro, favorecendo pesquisas que procurem compreender os antecedentes e consequentes das lembranças do relacionamento com os pais durante a infância-adolescência. Não obstante, estudos futuros são também recomendáveis, sobretudo para checar parâmetros psicométricos adicionais desta medida (por exemplo, validade preditiva, estabilidade temporal, invariância fatorial em relação ao sexo e idade dos respondentes). Adicionalmente, embora muitas achados têm confirmado o impacto destas lembranças em dimensões afetivas das pessoas em etapas posteriores de seu desenvolvimento (Denollet et al., 2007; Teodoro et al., 2010), pouco ainda se sabe sobre seus efeitos em dimensões mais cognitivas e sociais, como podem ser os princípios axiológicos que orientam as atitudes e os comportamentos das pessoas (Gouveia, Fonsêca, Milfont, & Fischer, 2011). Estudos futuros são requeridos nesta direção, ampliando o conhecimento sobre o impacto de tais lembranças no dia a dia dos indivíduos.

## Referências

Benetti, S. P. da C., & Balbinotti, M. A. A. (2003). Elaboração e estudo de propriedades psicométricas do inventário de práticas parentais. *Psico-USF*, 8, 103-113.

- Berns, R. M. (2009). *Child, family, school, community: Socialization and support*. Belmont, CA: Cengage Learning.
- Brand, S., Hatzinger, M., Beck, J., & Holsboer-Trachsler, E. (2009). Perceived parenting styles, personality traits and sleep patterns in adolescents. *Journal of Adolescence*, 32, 1189-1207.
- Byrne, B. M. (2010). *Structural equation modeling with Amos: Basic concepts, applications, and programming*. New York: Routledge.
- Canavaro, M. (1996). A avaliação das práticas educativas através do EMBU: Estudos psicométricos. *Psychologica*, 16, 5-18.
- Clark, L. A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment*, 7(3), 309-319.
- Collins, W. A., Maccoby E. E., Steinberg, L., Hetherington, E. M., & Bornstein, M. H. (2000). Contemporary research on parenting: The case for nature and nurture. *American Psychologist*, 55, 218-232.
- Costa, F. T., Teixeira, M. A. P., & Gomes, W. B. (2000). Responsividade e exigência: Duas escalas para avaliar estilos parentais. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 13, 465-473.
- Denollet, J., Smolderen, K. G. E., van den Broek, K. C., & Pedersen, S. S. (2007). The 10-item Remembered Relationship with Parents (RRP<sup>10</sup>) scale: Two-factor model and association with adult depressive symptoms. *Journal of Affective Disorders*, 100, 179-189.
- Fornell, C., & Larcker, D. F. (1981). Evaluating structural equation models with unobservable variables and measurement error. *Journal of Marketing Research*, 18, 39-50.
- Garson, G. D. (2003). *PA 765 Statnotes: An online textbook*. Retrieved May 17, 2005, from <http://www2.chass.ncsu.edu/garson/pa765/statnote.htm>
- Gomide, P. I. C. (2006). *Inventário de Estilos Parentais. Modelo teórico: Manual de aplicação, apuração e interpretação*. Petrópolis, RJ: Vozes.
- Gouveia, V. V., Fonsêca, P. N., Milfont, T. L., & Fischer, R. (2011). Valores humanos: Contribuições e perspectivas teóricas. In C. V. Torres & E. R. Neiva (Eds.), *A psicologia social: Principais temas e vertentes* (pp. 296-313). Porto Alegre, RS: ArtMed.
- Graham, J. M. (2006). Congeneric and (essentially) tau-equivalent estimates of score reliability: What they are and how to use them. *Educational and Psychological Measurement*, 66, 930-944
- Hair, J. F., Jr., Black, W. C., Babin, B. J., Anderson, R. E., & Tatham, R. L. (2006). *Multivariate data analysis* (6<sup>th</sup> ed.). Upper Saddle River, NJ: Pearson Prentice Hall.
- Hauck, S., Schestatsky, S., Terra, L., Knijnik, L., Sanchez, P., & Ceitlin, L. H. F. (2006). Adaptação transcultural para o português brasileiro do *Parental Bonding Instrument* (PBI). *Revista de Psiquiatria do Rio Grande do Sul*, 28, 162-168.
- Hayton, J. C., Allen, D. G., & Scarpello, V. (2004). Factor retention decisions in exploratory factor analysis: A tutorial on parallel analysis. *Organizational Research Methods*, 7(2), 191-205.
- Sampaio, I. T. A. (2007). Inventário de Estilos Parentais (IEP): Um novo instrumento para avaliar as relações entre pais e filhos. *Psico-USF*, 12(1), 125-126.
- Kobarg, A. P. R., Vieira, V., & Vieira, M. L. (2010). Validação da Escala de Lembranças sobre Práticas Parentais (EMBU). *Avaliação Psicológica*, 9, 77-85.
- Macarini, S. M., Martins, G. F., Minetto, F. J., & Vieira, M. L. (2010). Práticas parentais: Uma revisão da literatura. *Arquivos Brasileiros de Psicologia*, 62, 119-134.

- Martins, G. D. F., Macarini, S. M., Vieira, M. L., Seidl-de-Moura, M. L., Bussab, V. S. R., & Cruz, R. M. (2010). Construção e validação da escala de crenças parentais e práticas de cuidado (E-CPPC) na primeira infância. *Psico-USF*, 15, 23-34.
- Milevsky, A., Schlechter, M., Netter, S., & Keehn, D. (2007). Maternal and paternal styles in adolescents: Associations with self-esteem, depression and life-satisfaction. *Journal of Child and Family Studies*, 16, 39-47.
- Musitu, G., Estévez, E., Martínez, B., & Jiménez, T. (2008). *La adolescencia y sus contextos: familia, escuela e iguales*. Madri, España: Pearson Educación.
- Nunnally, J. C. (1991). *Teoría psicométrica* (E. M. González, Trad.). México, DF: Trillas.
- Parker, G., Tupling, H., & Brown, L. B. (1979). A Parental Bonding Instrument. *British Journal of Medical Psychology*, 52, 1-10.
- Pasquali, L. (2003). *Psicometria: Teorias dos testes na Psicologia e na Educação*. Petrópolis, RJ: Vozes.
- Pasquali, L., & Araújo, J. M. A. (1986). Questionário de Percepção dos Pais – QPP. *Psicologia: Teoria e Pesquisa*, 2, 56-72.
- Perris, C., Jacobson, L., Lindstorm, H., von Knorring, L., & Perris, H. (1980). Development of a new inventory for assessing memories of parental rearing behaviour. *Acta Psychiatrica Scandinava*, 61, 265-274.
- Rothrauff, T. C., Cooney, T. M., & An, J. S. (2009). Remembered parenting styles and adjustment in middle and late adulthood. *The Journals of Gerontology: Social Sciences*, 64, 137-146.
- Srivastava, S., John, O. P., Gosling, S. D., & Potter, J. (2003). Development of personality in early and middle adulthood: Set like plaster or persistent change? *Journal of Personality and Social Psychology*, 84, 1041-1053.
- Škerlavaj, M., & Dimovski, V. (2009). Organizational learning and performance in two national cultures: A multi-group structural equation modeling approach. In W. R. King (Ed.), *Knowledge management and organizational learning* (Vol. 4, pp. 321-366). New York: Springer.
- Teixeira, M. A. P., Bardagi, M. P., & Gomes, W. B. (2004). Refinamento de um instrumento para avaliar responsividade e exigência parental percebidas na adolescência. *Avaliação Psicológica*, 1, 1-12.
- Teixeira, M. A. P., Oliveira, A. M., & Wottrich, S. H. (2006). Escalas de Práticas Parentais (EPP): Avaliando dimensões de práticas parentais em relação a adolescentes. *Psicologia: Reflexão e Crítica*, 19, 433-441.
- Teodoro, M. L. M., Benetti, S. P. C., Schwartz, C. B., & Monego, B. G. (2010). Propriedades psicométricas do *Parental Bonding Instrument* e associação com funcionamento familiar. *Avaliação Psicológica*, 9, 243-251.
- Valentini, F. (2009). *Estudo das propriedades psicométricas do Inventário de Estilos Parentais de Young no Brasil* (Dissertação de mestrado, Departamento de Psicologia, Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Natal, RN, Brasil).
- Weber, L. N. D., Selig, G. A., Bernardi, M. G., & Salvador, A. P. V. (2006). Continuidade dos estilos parentais através das gerações-transmissão intergeracional de estilos parentais. *Paidéia*, 16, 407-414.