

## Medindo a agressão: o Questionário de Buss-Perry<sup>1</sup>

### Measuring aggression: The Buss-Perry Questionnaire

Valdiney V. Gouveia<sup>I</sup>; Célia Maria Cruz Marques Chaves<sup>II</sup>; Rejane Ramos Peregrino<sup>I</sup>; Adriana Ortins Castelo Branco<sup>I</sup>; Marina Pereira Gonçalves<sup>I</sup>

<sup>I</sup>Universidade Federal da Paraíba (UFPB), Paraíba, Brasil

<sup>II</sup>Universidade Federal de Campina Grande (UFCG), Paraíba, Brasil

[Endereço para correspondência](#)

---

#### RESUMO

O presente estudo objetivou adaptar para o contexto brasileiro o Questionário de Agressão de Buss-Perry – BPAQ – (BUSS; PERRY, 1992), reunindo evidências de sua validade de construto. Contou-se com a participação de 308 estudantes de João Pessoa, sendo 155 universitários e 153 do Ensino Médio, com idade média de 18,8 anos (DP = 3,69), a maioria do sexo feminino (65,9%). Eles receberam um bloco com quatro instrumentos tipo lápis e papel, incluindo Questionário de Agressão. Após tê-los respondido, preencheram algumas informações de caráter demográfico (sexo, idade, rendimento escolar). Os resultados demonstraram que, embora tenham emergido apenas dois fatores na Análise Fatorial Exploratória, uma Análise Fatorial Confirmatória corroborou a estrutura teórica desta medida, definida por quatro  $\alpha = 0,62$ ,  $\alpha = 0,71$ ), hostilidade ( $\alpha$ fatores de primeira ordem denominados raiva ( $\alpha = 0,65$ ), e um de segunda ordem  $\alpha = 0,52$ ) e agressão física ( $\alpha$ agressão verbal ( $\alpha = 0,81$ ). Consistentemente, as mulheres pontuaram mais  $\alpha$ nomeado como agressão (do que os homens no fator raiva. Estes resultados são discutidos à luz da literatura que tem considerado esta medida.

**Palavras-chave:** Agressão; Raiva; Hostilidade; Gênero.

---

#### ABSTRACT

The current study aimed to adapt the Buss-Perry Aggression Questionnaire to the Brazilian milieu, testing its construct validity. Participated 308 students from João Pessoa (155 undergraduates; 153 high schools), with a mean age of 18.8 years old (SD = 3.69), most of them females (65.9%). They answered a set of four pencil-paper type measures, among them the Aggression Questionnaire, and demographic asks (e.g., gender, age, and school performance). Results indicated that, although only two factors had been identified in an exploratory factor analysis, a confirmatory factor analysis permitted to corroborate the theoretical structure  $\alpha = 0.71$ ),  $\alpha$ of this instrument, composed by four first order factors: anger ( $\alpha = 0.52$ ), and physical aggression ( $\alpha = 0.62$ ), verbal aggression ( $\alpha$ hostility ( $\alpha = 0.81$ ). Consistently,  $\alpha 0.65$ ), and one second order factor named as aggression (females scored higher

than males in the anger factor. These findings are discussed based on literature that has considered this measure.

**Keywords:** Aggression; Anger; Hostility; Gender.

---

A agressão tem sido um tema-chave na atualidade, certamente justificado por sua presença constante na mídia. Esta tem revelado, diariamente, tanto em documentários de fatos reais como em filmes e programas de televisão, o "espetáculo" da agressividade humana (RODRIGUES; JABLONSKI; ASSMAR, 2000). Pesquisas recentes têm demonstrado que dentre as principais causas de mortalidade entre os adolescentes encontram-se, por exemplo, ferimentos e homicídios advindos de reações comportamentais agressivas (ver GOMIDE, 2000). Dados censitários do Brasil indicam que as causas externas (violentas) são responsáveis por 20,9% das mortes entre os homens e 5,6% entre as mulheres; estas porcentagens são superiores em se tratando da Região Nordeste: 23% e 6,1%, respectivamente (INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE), 2003). Estes são indicadores suficientes para demandar a atenção dos pesquisadores sobre as causas da agressão e/ou violência.

Vários fatores têm sido relacionados à apresentação de comportamentos agressivos no dia-a-dia das pessoas. De acordo com Rodrigues, Jablonski e Assmar (2000), entre tais fatores estão a "naturalização" do uso de armas de fogo, as provocações diretas (ataques físicos e/ou verbais) e a influência das relações familiares. Estes mesmos autores afirmam que, apesar de a globalização e a modernidade possibilitarem à sociedade usufruir os benefícios da tecnologia, deve-se também atentar para o fato de que nem todos os seus benefícios são revertidos em prol do ser humano. Os desafios, a competitividade e os estressores cotidianos com que as pessoas se deparam parecem impulsionar seus instintos e suas estratégias agressivas. No sentido de estimar o impacto deste comportamento anti-social, faz-se necessário contar com medidas objetivas.

Apesar de ser um tema bastante discutido e estudado atualmente, poucas pesquisas têm realmente se dedicado a quantificar a agressão. Por exemplo, em busca realizada no Index Psi (2003) com os vocábulos *agressão* e *agressividade*, dos onze artigos indexados referentes ao primeiro termo, apenas um dizia respeito à construção e validação de uma escala de agressão. Tal artigo, não obstante, tratava de uma questão bastante específica: procurava avaliar a percepção de professores sobre o comportamento agressivo de crianças na escola (LISBOA; KOLLER, 2001). No que se refere ao segundo termo, dos 85 artigos encontrados, não se identificou qualquer estudo com a finalidade de construir ou validar uma medida de agressão.

Em suma, embora existam índices macrossociais de violência, como os registrados pelo IBGE (2003), poucas pesquisas têm sido realizadas com o intuito de quantificar seu componente mais imediato no nível individual: a agressão. Entretanto, encontram-se na literatura medidas específicas deste construto, a exemplo do *Buss-Perry Aggression Questionnaire* (BPAQ) (BUSS; PERRY, 1992). O objetivo do presente estudo é adaptá-lo para a realidade brasileira, comprovando seus parâmetros psicométricos.

## 1 O QUESTIONÁRIO DE AGRESSÃO

O BPAQ é um instrumento de uso livre, tendo por base o Buss-Durkee Hostility Inventory (BDHI), desenvolvido por Buss e Durkee (1957 apud BUSS; PERRY, 1992). Tal inventário passou a ser um dos mais utilizados em estudos entre 1960 e 1989, contando com 242 citações no Social Science Citation Index (BUSHMAN; COOPER; LEMKE, 1991). Segundo Buss e Perry (1992), uma das principais razões para sua popularidade foi a abordagem multicomponencial da agressão, reunindo sete escalas: ataque, agressão indireta, irritabilidade, negativismo, ressentimento, desconfiança e agressão verbal. Isso permitia saber não apenas o quanto agressiva a pessoa era, mas também estimar como sua agressividade se manifestava.

Apesar da utilidade do BDHI, Buss e Perry (1992) indicam ao menos duas de suas limitações: (1) as sete escalas foram definidas *a priori*, não tendo sido realizada qualquer análise fatorial dos itens. Quando este procedimento estatístico foi empregado, apenas dois fatores emergiram: *agressividade*, que reuniu itens de *ataque*, *agressão indireta*, *irritabilidade* e *agressão verbal* e *hostilidade*, a qual concentrou principalmente os itens *ressentimento* e *desconfiança*. Estes autores citam ainda a incongruência desta solução fatorial em relação a outros estudos em que este instrumento foi considerado; e (2) a escala de resposta empregada foi a do tipo *verdadeiro-falso*, que se sabe resulta apenas em estimativas de quais seriam as correlações, se os itens fossem pontuados em uma escala tipo Likert. Essas limitações foram atribuídas ao fato de este instrumento ter sido construído nos anos 1950, quando os padrões e as tecnologias para a elaboração de questionários não eram os que hoje se conhecem.

A solução encontrada por Buss e Perry (1992) para superar as limitações do BDHI foi propor um novo instrumento de auto-relato, tipo lápis e papel, que retivesse as virtudes daquele instrumento, isto é, tratasse a agressão como resultado de múltiplos fatores, mas que também atendessem aos atuais padrões psicométricos. Surgiu, então, o Buss-Perry Aggression Questionnaire (BPAQ): um conjunto de 52 itens

foi inicialmente formado, partindo-se do BDHI. Estes foram submetidos a uma Análise Fatorial dos Eixos Principais (AFEP), com rotação *oblímin*, contando inicialmente com as respostas de 1.253 jovens universitários (612 homens; 641 mulheres) do curso de Psicologia, com idades de 18 a 20 anos. Para a interpretação dos fatores, adotaram-se os seguintes critérios: o item deveria apresentar carga fatorial de ao menos 0,35 no seu fator correspondente e inferior a 0,35, nos demais fatores. Quatro fatores emergiram, tendo reunido 29 itens: *agressão física* (9 itens), *agressão verbal* (5 itens), *raiva* (7 itens) e *hostilidade* (8 itens). A amostra inicial foi dividida em três subamostras ( $n_1 = 406$ ,  $n_2 = 448$  e  $n_3 = 399$ ), tendo sido repetidos os procedimentos estatísticos, isto é, foram feitas análises fatoriais em cada amostra, procurando checar a estabilidade da estrutura fatorial resultante. Sistemáticamente, embora com alguma variação, os resultados foram consistentes, sugerindo a presença dos quatro fatores antes citados.

Uma Análise Fatorial Confirmatória (AFC) foi ainda realizada para comprovar a adequação da estrutura fatorial identificada, considerando os participantes da segunda subamostra ( $n_2 = 448$ ). Três modelos alternativos foram comparados: (1) um fator geral de agressão, (2) quatro fatores específicos de agressão, e (3) quatro fatores específicos e um fator geral (segunda ordem) de agressão.

Considerando o "índice subjetivo" de adequação de ajuste ( $c^2 / g.l$ ), observou-se que o primeiro modelo era menos adequado ( $c^2 / g.l = 2,27$ ) do que o segundo ( $c^2 / g.l = 1,94$ ) e o terceiro ( $c^2 / g.l = 1,95$ ). Apesar de não haver razão estatística para a escolha de um dos dois últimos, o terceiro pareceu mais adequado para Buss e Perry (1992) por ser mais inclusivo: considerava tanto os quatro fatores específicos da agressão como um fator geral, de ordem superior. Portanto, este foi o assumido como representando a estrutura do BPAQ. Reforçando sua adequação, observou-se que os fatores específicos e o geral se correlacionaram direta e significativamente ( $p < 0,001$ ), independente do sexo do respondente, com três medidas com as quais teoricamente se associariam: *assertividade* ( $r_{\text{médio}} = 0,36$ ), *competitividade* ( $r_{\text{médio}} = 0,37$ ) e *impulsividade* ( $r_{\text{médio}} = 0,37$ ).

A precisão desse instrumento foi avaliada por dois indicadores: consistência interna e estabilidade temporal. No primeiro caso, computaram-se coeficientes Alfas de Cronbach, tendo sido observados os seguintes valores: *agressão física* ( $\alpha = 0,85$ ), *agressão verbal* ( $\alpha = 0,72$ ), *raiva* ( $\alpha = 0,83$ ) e *hostilidade* ( $\alpha = 0,77$ ); o fator geral apresentou um Alfa de 0,89. Quanto ao segundo índice, um teste-reteste foi realizado no intervalo de nove semanas ( $n = 372$ ), resultando nos seguintes coeficientes: *agressão física* ( $r = 0,80$ ), *agressão verbal* ( $r = 0,76$ ), *raiva* ( $r = 0,72$ ) e *hostilidade* ( $r = 0,72$ ); para o fator geral, o coeficiente foi de 0,80.

O padrão de correlação dos quatro fatores ( $n = 1.253$ ) indicou que a *agressão física* e a *agressão verbal* estavam diretamente correlacionadas entre si ( $r = 0,45$ ), tendo ambas apresentado a mesma magnitude de associação com o fator *raiva* ( $r = 0,48$ ). Esse fator correlacionou-se positivamente com *hostilidade* ( $r = 0,45$ ), a qual apresentou correlações fracas com *agressão física* ( $r = 0,28$ ) e *agressão verbal* ( $r = 0,25$ ). Buss e Perry (1992) sugerem que este padrão de correlação foi devido, principalmente, à relação dos dois fatores de agressão com aquele de raiva. Assim, quando a raiva foi estatisticamente controlada, praticamente foi nula a correlação da *hostilidade* com a *agressão física* ( $r = 0,08$ ) e a *agressão verbal* ( $r = 0,05$ ). Segundo esses autores, isso pode se dever a que a *raiva*, um componente afetivo, atua como ponte (uma variável mediadora) entre os componentes cognitivo (*hostilidade*) e instrumental-comportamental (*agressão física* e *agressão verbal*) da agressão, o que tem sido recentemente corroborado (JOIREMAN; ANDERSON; STRATHMAN, 2003).

Há que se destacar ainda que, coerentemente com a literatura (HARRIS, 1996; LAHEY et al., 2000; LANCELOTTA; VAUGHN, 1989; TOMADA; SCHNEIDER, 1997), Buss e Perry (1992) observaram que nos quatro fatores específicos e no geral de agressão, os homens apresentaram maiores pontuações do que as mulheres. A única diferença que não foi estatisticamente significativa correspondeu à dimensão afetiva da agressão, isto é, a *raiva* (homens,  $M = 17,0$ ,  $DP = 5,6$ ; mulheres,  $M = 16,7$ ,  $DP = 5,8$ ;  $p > 0,20$ ). *A priori*, estes resultados parecem ser extensivos ao contexto brasileiro; informações do Ministério da Saúde (2004) sobre os homicídios neste país revelam que a agressão, independentemente da faixa etária e da região, é mais comum entre os homens do que entre as mulheres, na razão aproximada de 10:1 homicídios.

Pouco mais de dez anos transcorridos desde a publicação do BPAQ, percebe-se o interesse em adaptá-lo para diferentes culturas e grupos de pessoas. Por exemplo, nos Estados Unidos foi empregado com estudantes do Ensino Fundamental e universitário (FURLONG; SMITH, 1998; HOUSTON; STANFORD, 2001) e presidiários (WILLIAMS et al., 1996). Foram também realizados estudos de validação em outros países, tais como na Austrália (BOGLE, 2004), no Canadá (TREMBLAY; EWART, 2005), na Espanha (GARCÍA-LEÓN et al., 2002) e na Itália (FOSSATI et al., 2003). No geral, os resultados descritos nos diversos estudos apóiam a existência dos quatro fatores nomeados desta medida (FOSSATI et al., 2003; GARCÍA-LEÓN et al., 2002; WILLIAMS et al., 1996), embora também sejam introduzidas observações a respeito da eventual redução do número de itens (BRYANT; SMITH, 2001) ou mesmo de fatores

(WILLIAMS et al., 1996). Sua consistência interna tem sido igualmente satisfatória: o fator *hostilidade* tem apresentado Alfas no intervalo de 0,68 (FOSSATI et al., 2003) a 0,83 (BRYANT; SMITH, 2001); *raiva* apresentou o menor Alfa de 0,72 (FOSSATI et al., 2003) e o maior 0,83 (BRYANT; SMITH, 2001); *agressão verbal* variou de 0,53 (FOSSATI et al., 2003) a 0,75 (BRYANT; SMITH, 2001); e, finalmente, os Alfas para *agressão física* se situaram entre 0,81 (FOSSATI et al., 2003) e 0,86 (BRYANT; SMITH, 2001).

Em resumo, quantificar a agressão, diferenciando suas facetas específicas, parece um passo fundamental no sentido de conhecer os fatores que a potencializam ou a reprimem, permitindo intervenções que minimizem suas conseqüências. O BPAQ reúne propriedades psicométricas que asseguram, ao menos no contexto em que foi desenvolvido, uma medida adequada da agressão. Estes aspectos motivaram o presente estudo, cujo método se descreve a seguir; seus objetivos principais foram adaptar e conhecer a validade fatorial e a consistência interna deste instrumento.

## 2 MÉTODO

### 2.1 PARTICIPANTES

Participaram da presente pesquisa 308 estudantes da cidade de João Pessoa, sendo 155 universitários dos dois primeiros anos de diferentes cursos de uma única universidade pública e 153 do Ensino Médio (1º e 2º anos), tanto de escolas públicas (70,6%) como privadas (29,4%). A média de idade dos participantes foi de 18,8 anos (amplitude de 13 a 40;  $DP = 3,69$ ), sendo a maioria do sexo feminino (65,9%). A maioria considerava-se "um bom estudante" (67%), tendo indicado que sua média geral (Coeficiente de Rendimento Escolar) era de 7,98 ( $DP = 0,92$ ; amplitude de 3 a 10).

### 2.2 INSTRUMENTOS

Os participantes receberam um livreto composto por quatro medidas, nesta ordem: *Escala de Identificação Grupal* (COELHO JÚNIOR, 2001), *Questionário dos Valores Básicos* (GOUVEIA, 2003), *Questionário de Justificação da Violência* (KRCMAR; VALKENBURG, 1999) e BPAQ (BUSS; PERRY, 1992). Finalmente, procurando caracterizar a amostra de participantes, foram ainda incluídas quatro perguntas de natureza demográfica: sexo, idade, autopercepção sobre bom estudante (amplitude de **1** = *Ruim* a **4** = *Ótimo*) e Coeficiente de Rendimento Escolar (CRE). Este expressa a média geral que o estudante obteve no período, resultado das notas conseguidas em todas as disciplinas. No caso, tal CRE foi informado pelos estudantes.

Considerando os propósitos deste estudo, apenas o BPAQ é descrito aqui. Este foi elaborado originalmente em língua inglesa, compondo-se de 29 itens que, teoricamente, avaliam a agressão em quatro dimensões, a saber (BUSS; PERRY, 1992): *agressão física* (por exemplo: "Se alguém me bater, eu bato nele de volta"; "Uma vez ou outra não consigo controlar a vontade de bater em outra pessoa"); *agressão verbal* (por exemplo: "Não consigo ficar calado (a) quando as pessoas discordam de mim"; "Constantemente me vejo discordando das pessoas"); *raiva* (por exemplo: "Alguns amigos dizem que sou cabeça quente"; "Fico furioso (a) facilmente, mas também me acalmo rapidamente"); e *hostilidade* (por exemplo: "Quando as pessoas são muito gentis, duvido de suas intenções"; "Desconfio de pessoas estranhas que são amigáveis demais comigo"). Tais itens são respondidos em escala de cinco pontos, tipo Likert, com os seguintes extremos: **1** = *Discordo totalmente* e **5** = *Concordo totalmente*. A tradução deste instrumento para o português foi realizada de forma independente por dois psicólogos bilíngües; um terceiro psicólogo, também bilíngüe, comparou as duas traduções, tendo em conta a versão original, resultando na versão preliminar deste instrumento.

Considerando essa primeira versão em português do BPAQ, procedeu-se à sua validação semântica. Na oportunidade, contou-se com a participação de 20 estudantes do Ensino Fundamental (8º ano), igualmente distribuídos quanto ao sexo, procurando saber se as instruções de como respondê-lo, o formato da escala de resposta e o conteúdo dos itens eram de fácil compreensão. Como resultado dessa avaliação, três itens tiveram que ser descartados por terem sido interpretados de maneira ambígua pelos participantes. Embora fosse pertinente retê-los para conservar o tamanho original deste instrumento, não houve acordo entre os tradutores acerca da melhor forma de adequá-los à cultura brasileira. Portanto, a versão em português objeto deste estudo foi composta por 26 itens, adotando-se as mesmas instruções e formato de resposta do original.

## 2.3 PROCEDIMENTO

Uma vez obtida a permissão dos professores e/ou diretores das instituições de ensino, os responsáveis pela aplicação dos instrumentos, que receberam treinamento prévio, apresentaram-se em sala de aula para solicitar a colaboração dos estudantes. Estes responderam individualmente, porém em ambiente coletivo de sala de aula, tendo sido informados brevemente sobre os propósitos da pesquisa, identificada como objetivando conhecer como as pessoas pensam e agem no seu dia-a-dia. Procurou-se indicar que sua participação seria voluntária, enfatizando que não existiam respostas certas ou erradas e que estas seriam mantidas no anonimato, tratadas unicamente no conjunto. No caso dos estudantes universitários, informou-se que o preenchimento do questionário e sua devolução atestavam o consentimento livre e esclarecido de sua participação no estudo; no caso dos estudantes do Ensino Médio, seus responsáveis, bem como os diretores das escolas, assinaram o correspondente termo de consentimento. Em geral, entre 20 e 30 minutos foram suficientes para responder aos quatro instrumentos.

## 3 ANÁLISE DE DADOS

O Statistical Package for the Social Sciences (SPSS15) foi empregado para efetuar as estatísticas descritivas, comparações de médias, correlações de Pearson e Análise Fatorial Exploratória (AFE). No caso da Análise Fatorial Confirmatória (AFC), utilizou-se o Analysis of Moment Structures, versão 7 (AMOS 7). Considerou-se a matriz de covariância como dados de entrada, tendo sido estimados os parâmetros por meio do método Maximum Likelihood (ML). Os seguintes índices de ajuste foram considerados (BYRNE, 2001; TABACHNICK; FIDELL, 2001): (1) a razão  $\chi^2 / g.l.$  é considerada uma adequação de ajuste subjetiva, recomendando-se um valor próximo a 2 como evidência de adequação do modelo teórico; (2) o Goodness of Fit Index (GFI) e o Adjusted Goodness of Fit Index (AGFI), análogos ao  $R^2$  em regressão múltipla, indicam a proporção de variância-covariância explicada pelo modelo; valores próximos a 0,90 sugerem um ajustamento satisfatório; e (3) o Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA), com seu intervalo de confiança de 90% (IC90%), é um indicador de "maldade" de ajuste, isto é, valores altos indicam um modelo não ajustado; assume-se como ideal que o RMSEA se situe entre 0,05 e 0,08, aceitando-se valores de até 0,10.

## 4 RESULTADOS

Com a finalidade de conhecer a estrutura fatorial do BPAQ na realidade brasileira, realizou-se inicialmente uma Análise Fatorial Exploratória. Entretanto, assumindo a possibilidade de a estrutura resultante não ser exatamente idêntica à observada por seus autores, efetuaram-se também análises fatoriais confirmatórias, procurando testar os modelos previamente descritos. A seguir são apresentados os resultados desses dois tipos de análises.

### 4.1 ANÁLISE FATORIAL EXPLORATÓRIA

A realização de uma análise fatorial com a matriz de correlações entre os itens do BPAQ mostrou-se adequada (Kaiser-Meyer-Olkin (KMO) = 0,77 e Teste de Esfericidade de Bartlett,  $\chi^2(325) = 1.512,69, p < 0,001$ ). Portanto, decidiu-se efetuar uma AFEP, com rotação *oblimin*, pois teoricamente se esperava que os fatores desta medida estivessem correlacionados entre si (BUSS; PERRY, 1992). Para interpretar os fatores, consideraram-se unicamente cargas fatoriais maiores que |0,30|; os resultados desta análise são mostrados na Tabela 1.

**Tabela 1:** Análise fatorial exploratória do questionário de agressão de buss-perry

Como pode ser observado na Tabela 1, mostrou-se mais adequada uma estrutura bifatorial, com *eigenvalues* (valores próprios) acima de 1, explicando conjuntamente 19,8% da variância total. Estes fatores podem ser interpretados como seguem:

Fator I - Raiva. Este fator ficou composto por oito itens, com saturações variando de 0,36 ("Geralmente entro em brigas um pouco mais do que fazem as outras pessoas") a 0,73 ("Tenho dificuldade em controlar meu temperamento"). Considerando o conteúdo dos seus itens com máxima carga fatorial, emerge a idéia de alguém temperamental, explosivo e raivoso. Reflete um estado emocional, uma expressão da agressividade que predispõe o indivíduo a agir impulsivamente. Sua consistência interna (Alfa de Cronbach) foi 0,76.

Fator II - Hostilidade. Um conjunto de dez itens compôs este fator, apresentando saturações entre 0,32 ("Se me provocarem muito, provavelmente revidarei a provocação") e 0,52 ("Desconfio de pessoas estranhas que são amigáveis demais comigo"). Estes expressam a agressividade manifesta principalmente em situação de interação (real ou imaginária) entre duas ou mais pessoas. O indivíduo tende a ser hostil, a desconfiar dos demais, a eleger a agressão com uma forma de se impor e obter benefícios. Seu Alfa de Cronbach foi de 0,69.

Embora tenham emergido por meio de uma AFEP, os dois fatores descritos não são plenamente independentes, estando diretamente correlacionados ( $r = 0,37, p < 0,001$ ). Este resultado sugeriu calcular um índice de consistência interna para o conjunto de 18 itens, que resultou em um Alfa de Cronbach de 0,78.

#### 4.2 ANÁLISE FATORIAL CONFIRMATÓRIA

Inicialmente foi testado o modelo de um único fator geral (M1) de agressividade, reunindo todos os 26 itens da versão brasileira do instrumento. Os índices de adequação de ajuste foram os seguintes: *razão  $c^2 / g.l.$*  = 2,54, GFI = 0,83, AGFI = 0,80 e RMSEA = 0,07 (intervalo de confiança de 90%: 0,06-0,08). Posteriormente, fixaram-se quatro fatores de primeira ordem (M2), denominados de *agressão física*, *agressão verbal*, *raiva* e *hostilidade*, tendo sido observados os índices que se apresentam: *razão  $c^2 / g.l.$*  = 2,06, GFI = 0,86, AGFI = 0,84 e RMSEA = 0,06 (intervalo de confiança de 90%: 0,05-0,07). Finalmente, o terceiro modelo (M3) previa a existência de um fator geral de segunda ordem (*agressão*) e os quatro fatores específicos de primeira ordem, listados previamente; a propósito, observaram-se os mesmos índices de ajuste antes descritos: *razão  $c^2 / g.l.$*  = 2,06, GFI = 0,86, AGFI = 0,84 e RMSEA = 0,06 (intervalo de confiança de 90%: 0,05-0,07).

Apesar de aparentemente clara a adequação desses dois últimos modelos, decidiu-se comprovar estatisticamente o quanto os três se diferenciam entre si. A propósito, calcularam-se as diferenças entre os seus respectivos qui-quadrados e graus de liberdade ( $Dc^2$ ). Os resultados são:

$$\begin{aligned} M1 - M2, Dc^2 (7) &= 158,06, p < 0,001 \\ M1 - M3, Dc^2 (5) &= 152,35, p < 0,001 \\ M2 - M3, Dc^2 (2) &= 5,35, p > 0,05 \end{aligned}$$

Como é possível observar, o modelo 1 (M1; um único fator geral de agressão) é estatisticamente menos adequado ( $p < 0,001$ ) para explicar os dados do que os modelos 2 (M2; quatro fatores de primeira ordem) e 3 (M3; um fator geral de segunda ordem e quatro específicos de primeira ordem). Estes dois produzem resultados idênticos. Portanto, um ou outro pode ser empregado. Entretanto, considerando a vantagem de contar com uma *pontuação total de agressão* além daquelas específicas para *agressão física*, *agressão verbal*, *hostilidade* e *raiva*, considera-se, ao menos teoricamente, mais pertinente ter em conta o terceiro modelo (M3).

A consistência interna (Alfa de Cronbach) dos fatores específicos é a seguinte: *raiva* ( $a_ = 0,71$ ), *hostilidade* ( $a_ = 0,62$ ), *agressão verbal* ( $a_ = 0,52$ ) e *agressão física* ( $a_ = 0,65$ ); o fator geral apresentou um coeficiente de 0,81. Antes de descrever as pontuações dos participantes nesta medida de agressão e compará-las em função do sexo, parece apropriado conhecer como se relacionam os quatro fatores previamente definidos. A *agressão física* se correlacionou com *agressão verbal* ( $r = 0,31, p < 0,001$ ), *hostilidade* ( $r = 0,34, p < 0,001$ ) e *raiva* ( $r = 0,45, p < 0,001$ ); a *agressão verbal* o fez com *hostilidade* ( $r = 0,39, p < 0,001$ ) e *raiva* ( $r = 0,34, p < 0,001$ ); e, finalmente, *raiva* e *hostilidade* se correlacionaram entre si ( $r = 0,43, p < 0,001$ ).

#### 4.3 FATORES DE AGRESSÃO E SEXO DOS PARTICIPANTES

Procurou-se inicialmente conhecer em que medida os participantes deste estudo apresentavam indícios de agressão. Neste sentido, suas pontuações médias nos dois fatores encontrados com a AFE foram

comparadas em relação ao ponto médio (3) da escala de resposta utilizada, tendo sido observado efeito multivariado (Lambda de Wilks = 0,38;  $F(2,302) = 245,55, p < 0,001$ ). Considerando o teste *post hoc* de Bonferroni, a pontuação média dos participantes no fator *raiva* ( $M = 2,1, DP = 0,77$ ) foi inferior a esse ponto médio da escala; um resultado similar foi encontrado para o fator de *hostilidade*, em que sua média ( $M = 2,5, DP = 0,62$ ) foi também inferior ao citado ponto. Quando as pontuações destes dois fatores de agressão foram comparadas entre si, comprovou-se que os participantes obtiveram média estatisticamente superior em *hostilidade*,  $t(303) = 8,24, p < 0,001$ . Em termos da estrutura multifatorial (AFC), as pontuações dos participantes nos quatro fatores foram comparadas com o ponto médio da escala de resposta (3), indicando haver diferença estatisticamente significativa (Lambda de Wilks = 0,21;  $F(4,298) = 227,22, p < 0,001$ ). Especificamente, de acordo com o teste *post hoc* de Bonferroni, estes pontuaram abaixo do ponto médio da escala de resposta nos fatores de *agressão física* ( $M = 2,0$ ) e *raiva* ( $M = 2,7$ ); fizeram-no acima deste ponto em *agressão verbal* ( $M = 3,2$ ); nenhuma diferença foi observada quanto ao fator *hostilidade* ( $M = 3,0$ ).

Considerou-se ainda a possibilidade de que os participantes do sexo masculino e feminino apresentassem diferentes médias nos fatores de *raiva* e *hostilidade*, o que foi efetivamente observado (Lambda de Wilks = 0,94;  $F(2,301) = 9,70, p < 0,001$ ). Especificamente, as mulheres demonstraram maior pontuação de *raiva* ( $M = 2,2, DP = 0,78$ ) do que os homens ( $M = 1,9, DP = 1,9$ ) ( $F(1,302) = 5,72, p < 0,05$ ). Contrariamente, os homens relataram mais indícios de *hostilidade* ( $M = 2,6, DP = 0,65$ ) do que as mulheres ( $M = 2,4, DP = 0,59$ ),  $F(1,302) = 6,05, p < 0,05$ . No caso da estrutura multifatorial, também se observou a importância do sexo dos participantes para explicar sua pontuação em *agressão* (Lambda de Wilks = 0,95;  $F(4,297) = 4,07, p < 0,01$ ). Entretanto, foi observado efeito univariado unicamente em relação ao fator *raiva* ( $F(1,300) = 7,04, p < 0,01$ ), com as mulheres apresentando maior pontuação ( $M = 2,8, DP = 0,93$ ) do que os homens ( $M = 2,5, DP = 0,89$ ). Não se observou diferença entre homens e mulheres em relação à pontuação total de *agressão*,  $t(300) = 0,46, p > 0,05$ .

## 5 DISCUSSÃO

Apesar da relevância do tema *agressão*, poucas pesquisas empíricas têm sido realmente realizadas na atualidade com o fim de propor ou adaptar medidas individuais deste traço de personalidade. Nesse sentido, confia-se que o presente estudo represente uma contribuição para a área. Não obstante, não é possível deixar de assinalar algumas de suas limitações potenciais. A amostra de participantes foi homogênea e convencional, no sentido de contar apenas com jovens que compartilham as normas sociais de sistemas formais de educação. Foi igualmente reduzida, limitando qualquer generalização das comparações efetuadas, embora não tenha sido esse o propósito principal que norteou este estudo. Destaca-se ainda que para sua validação não se considerou qualquer critério externo diretamente vinculado com a *agressão* (por exemplo, pontuações em outras medidas deste construto, número de infrações e comportamentos anti-sociais). Também careceu conhecer a extensão com que os fatores dessa medida se correlacionariam com a *desejabilidade social*; apesar de a *agressão* ter um papel duplo na sociedade, chegando a ser estimulada por alguns pais, no geral tende a ser publicamente rechaçada. Portanto, caberia conhecer até que ponto as pontuações dos participantes não revelam sua *desejabilidade* em não parecerem *agressivos*.

O conjunto destes fatores, certamente, demanda a continuidade das pesquisas para assegurar a adequação do BPAQ, porém não invalida a conclusão principal deste estudo de que esta medida reúne evidências de validade fatorial e consistência interna no contexto brasileiro. A propósito, os resultados encontrados são aqui discutidos.

### 5.1 ESTRUTURA FATORIAL E CONSISTÊNCIA INTERNA

A propósito da estrutura fatorial, os resultados do presente estudo são muito similares àqueles descritos por Buss e Perry (1992). Seu modelo, composto por quatro fatores de primeira e um de segunda ordem, parece evidente. Contudo, conforme se observou previamente, tendo em conta os resultados da Análise Fatorial Exploratória, seria plausível também pensar em uma estrutura mais simples para representar o construto *agressão*, definido por dois fatores: *hostilidade* e *raiva*. Esta solução parcimoniosa também tem sido advogada por Williams et al. (1996), que consideraram uma amostra de 200 detentos de um presídio municipal da Flórida, a maioria do sexo masculino (62%). Por outro lado, há quem procure igualmente refinar o conjunto de itens, decidindo provar a estrutura defendida por Buss e Perry (1992), porém com apenas 12 itens (BRYANT; SMITH, 2001).

Quando análises fatoriais confirmatórias são levadas a cabo, tem sido consensual a identificação dos quatro fatores anteriormente encontrados: *raiva*, *hostilidade*, *agressão verbal* e *agressão física* (FOSSATI et al., 2003; GARCÍA-LEÓN et al., 2002). Além disso, embora não exista um argumento estatístico sustentável a respeito do fator de segunda ordem (a não ser o maior Alfa de Cronbach – e, neste caso, são considerados todos os itens, sendo que o maior número de itens costuma inflar tal índice de consistência interna (PASQUALI, 2003)), teoricamente parece razoável admiti-lo, como recomendam Buss e Perry (1992). Também na prática se pode antever sua utilidade, uma vez que permite conhecer uma tendência geral nos participantes para os atos agressivos, o que é crucial para distinguir níveis preocupantes de comportamentos socialmente desviantes.

Quanto à confiabilidade ou propriamente consistência interna dos fatores específicos, comparando os índices encontrados com aqueles de pesquisas prévias, percebe-se que, no geral, são poucas as discrepâncias. A dimensão *agressão verbal* apresentou o Alfa de Cronbach mais baixo, como ocorreu em Fossati et al. (2003), enquanto *raiva* e *agressão física* demonstraram ser os dois fatores com maiores Alfas (BRYANT; SMITH, 2001; FOSSATI et al., 2003). Estes índices foram um pouco maiores no estudo original de elaboração do BPAQ, embora tenham sido observadas as mesmas características em termos da sua magnitude nos fatores específicos (BUSS; PERRY, 1992). Finalmente, como ocorreu no estudo desses autores, o fator geral apresentou Alfa de Cronbach superior a 0,80. Pode-se, portanto, admitir que esta medida de agressão reúne evidências favoráveis de validade de construto.

Buss e Perry (1992) propõem uma estrutura que procura relacionar as quatro dimensões da agressão, situando o componente cognitivo (*hostilidade*) como o desencadeador do afetivo (*raiva*) e esse produzindo o comportamento propriamente agressivo (*agressão física* e *agressão verbal*). Os resultados aqui descritos parecem reforçar essa estrutura, sugerindo a hierarquia *hostilidade* ® *raiva* ® *agressão*. Contudo, não se pode assumir a adequação deste modelo sem tê-lo posto à prova integralmente; lembrando, este não foi o objetivo do presente estudo. No entanto, é preciso indicar que, contando com uma amostra de 516 estudantes universitários com idade média de 19 anos, a maioria mulheres (65,8%), Joireman et al. (2003) testaram um modelo similar a este, incluindo como antecedentes fatores de busca de sensação, impulsividade e preocupação em relação às consequências do comportamento agressivo. Os indicadores de ajuste observados foram adequados, tanto para os homens (GFI = 0,97, Normed Fit Index (NFI) = 0,94 e RMSEA = 0,06) como as mulheres (GFI = 0,99, NFI = 0,97 e RMSEA = 0,05).

## 5.2 PONTUAÇÃO EM AGRESSÃO E GÊNERO

Como era de se esperar, em geral os participantes desta pesquisa – estudantes do Ensino Médio e universitário – apresentaram um nível baixo de agressão, especialmente em relação às dimensões de *agressão física* e *raiva*; a *agressão verbal* parece ser normalmente mais admitida e expressa, talvez por caracterizar uma ação socialmente menos reprovável. Portanto, confirma-se a condição de estes serem jovens que se inserem no contexto de normas e convenções difundidas pelo sistema educacional formal, responsável por protegê-los de práticas socialmente desviantes, como pode ser a manifestação de comportamentos delinquentes, o uso de drogas e a agressão propriamente (PETRAITIS; FLAY; MILLER, 1995; SANTOS, 2008).

Contrariamente ao que havia sido observado até então, as pontuações dos homens não diferiram daquelas das mulheres na maioria dos fatores de agressão (HARRIS, 1996; LAHEY et al., 2000), excetuando na sua dimensão afetiva, a *raiva*, em que estas apresentaram maiores pontuações. Na pesquisa de Buss e Perry (1992) esse foi exatamente o único fator em que homens e mulheres não apresentaram pontuações estatisticamente diferentes. É possível, pois, que este aspecto revele algo de específico da cultura brasileira, particularmente da paraibana, embora demande novos estudos. Portanto, as circunstâncias em que se tem dificuldade de controlar os sentimentos e impulsos agressivos parecem mais características das mulheres. Em uma cultura machista e tradicional, como pode ser a paraibana (GOUVEIA et al., 2002), este dado talvez indique uma perspectiva mais aberta e assertiva da mulher que estuda, que passa a impor seus direitos e a se posicionar nos seus relacionamentos sociais. Contudo, esta é uma explicação preliminar; apenas novos estudos poderão lançar luz à compreensão do significado da *raiva* entre estas mulheres.

## 6 DIREÇÕES FUTURAS

Os estudos sobre os parâmetros psicométricos do BPAQ apenas começaram. Contar com evidências da adequação de sua estrutura fatorial (validade de construto) é um passo relevante nesta direção, embora

seja apenas um deles. Muito há ainda por comprovar, antes de se admitir definitivamente que o mesmo atende às recomendações psicométricas para ser adequadamente empregado com fins de pesquisa e na prática psicológica e/ou psiquiátrica. Inicialmente, demandar-se-ia conhecer sua validade convergente, considerando outras medidas ou indicadores de comportamentos socialmente desviantes, a exemplo da *Escala de Condutas Anti-sociais e Delitivas* (FORMIGA, 2002; SANTOS, 2008). Sua validade preditiva poderia ser também examinada, procurando conhecer em que medida logra diferenciar jovens delinqüentes com história de agressão daqueles da população geral. A propósito de grupos de participantes, seria recomendável incluir jovens que, por estarem trabalhando ou simplesmente por não terem interesse, não estão inseridos no sistema educacional formal.

Caberia também realizar esforços no sentido de comprovar, na realidade brasileira, o modelo hierárquico da agressão, sugerido por Buss e Perry (1992) e incrementado por Joireman et al. (2003). Este seria de grande valor teórico-prático no sentido de compreender como se desencadeia esse comportamento anti-social. Poder-se-ia, nesse contexto, incluir como antecedentes não apenas variáveis que podem potencializar a agressão (por exemplo, busca de sensação, assertividade, impulsividade), mas também aquelas que poderiam exercer o papel de inibidor desse comportamento, protegendo os jovens de apresentarem ou se envolverem em atos desse tipo. Provavelmente, os valores *normativos* poderiam ter esse papel, uma vez que as pessoas que os adotam procuram seguir normas sociais e tradições que têm funcionado para assegurar a continuidade das gerações (GOUVEIA, 2003; SANTOS, 2008). Tais valores têm se revelado adequados para inibir, por exemplo, os comportamentos anti-sociais (FORMIGA, 2002) e o uso potencial de drogas (COELHO JUNIOR, 2001) entre adolescentes.

Finalmente, confia-se que os achados desta pesquisa tenham sua relevância para aprimorar os conhecimentos acerca da agressão, temática freqüentemente discutida nos meios de comunicação de massa e nos âmbitos acadêmicos. Em geral, tem-se especulado os porquês dos jovens apresentarem comportamentos dessa natureza, criando-se por vezes visões estereotipadas. A esse respeito, já não é possível admitir que os comportamentos agressivos se restrinjam a uma classe social ou grupo determinado. Além disso, há que se ter em conta que, embora seja adequado falar em agressão como uma tendência geral ou um traço de personalidade, como definem Buss e Perry (1992), é preciso diferenciar ao menos seus quatro fatores principais, como foram referendados nesta pesquisa.

## REFERÊNCIAS

- BOGLE, E. Effects of music on mood, and aggression at-risk adolescents. 2004. Disponível em: <<http://oias.okstate.edu/OJAS/03/bogle.htm>>. Acesso em: 16 julho 2008.
- BRYANT, F. B.; SMITH, B. D. Refining the architecture of aggression: A measurement model for the Buss-Perry Aggression Questionnaire. **Journal of Research in Personality**, v. 35, p. 138-167, 2001.
- BUSHMAN, B. J.; COOPER, H. M.; LEMKE, K. M. Meta-analysis or factor-analysis – An illustration using the Buss-Durkee Hostility Inventory. **Personality and Social Psychology Bulletin**, v. 17, p. 344-349, 1991.
- BUSS, A. H.; PERRY, M. The aggression questionnaire. **Journal of Personality and Social Psychology**, v. 63, p. 452-459, 1992.
- BYRNE, B. M. **Structural equation modeling with AMOS: Basic concepts, applications, and programming**. Mahwah, NJ: Lawrence Erlbaum Associates, 2001.
- COELHO JÚNIOR, L. L. **Uso potencial de drogas em estudantes do ensino médio: suas correlações com as prioridades axiológicas**. 2001. 156 f. Dissertação (Mestrado em Psicologia) – Universidade Federal da Paraíba, Departamento de Psicologia, João Pessoa, Paraíba, 2001.
- FORMIGA, N. S. **Condutas anti-sociais e delitivas: uma explicação baseada nos valores humanos**. 2002. 161 f. Dissertação (Mestrado em Psicologia) – Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2002.
- FOSSATI, A.; MAFFEI, C.; ACQUARINI, E.; DI Ceglie, A. Multigroup confirmatory component and factor analyses of the Italian version of the Aggression Questionnaire. **European Journal of Psychological Assessment**, v. 19, p. 54-65, 2003.

FURLONG, M. J.; SMITH, D. C. Raging risk to tranquil Tom: An empirically based multidimensional anger typology for adolescent males. **Psychology in the Schools**, v. 35, p. 229-245, 1998.

GARCÍA-LEÓN, A.; REYES, G.; VILA, J.; PÉREZ, N.; ROBLES, H.; RAMOS, M. M. The Aggression Questionnaire: A validation study in student samples. **The Spanish Journal of Psychology**, v. 5, p. 45-53, 2002.

GOMIDE, P. I. C. A influência de filmes violentos em comportamento agressivo de crianças e adolescentes. **Psicologia: Reflexão e Crítica**, v. 13, p. 1-21, 2000.

GOUVEIA, V. V. A natureza motivacional dos valores humanos: evidências de uma tipologia. **Estudos de Psicologia**, v. 8, p. 431-443, 2003.

\_\_\_\_\_; ALBUQUERQUE, F. J.; B., CLEMENTE, M.; ESPINOSA, P. Human values and social identities: A study in two collectivist cultures. **International Journal of Psychology**, v. 37, p. 333-342, 2002.

HARRIS, M. B. Aggression, gender, and ethnicity. **Aggression and Violent Behavior**, v. 1, p. 123-146, 1996.

HOUSTON, R. J.; STANFORD, M. S. Mid-latency evoked potentials in self-reported impulsive aggression. **International Journal of Psychophysiology**, v. 40, p. 1-15, 2001.

INDEX PSI. Agressão / agressividade. 2003. Disponível em: <[www.pol.org.br](http://www.pol.org.br)>. Acesso em: 25 novembro.

INSTITUTO BRASILEIRO DE GEOGRAFIA E ESTATÍSTICA (IBGE). **Síntese de indicadores sociais 2002**. Rio de Janeiro: IBGE, 2003.

JOIREMAN, J.; ANDERSON, J.; STRATHMAN, A. The aggression paradox: Understanding links among aggression, sensation seeking, and the consideration of future consequences. **Journal of Personality and Social Psychology**, v. 84, p. 1287-1302, 2003.

KRCMAR, M.; VALKENBURG, P. M. A scale to assess children's moral interpretation of justified and unjustified violence and its relationship to television viewing. **Communication Research**, v. 26, p. 608-634, 1999.

LAHEY, B. B.; MILLER, T. L.; SCHWAB-STONE, M.; GOODMAN, S. H.; WALDMAN, I. D.; CANINO, G.; RATHOUZ, P. J.; DENNIS, K. D.; BIRD, H.; JENSEN, P. S. Age and gender differences in oppositional behavior and conduct problems: A cross-sectional household study of middle childhood and adolescence. **Journal of Abnormal Psychology**, v. 109, p. 488-503, 2000.

LANCELOTTA, G. X.; VAUGHN, S. Relation between types of aggression and sociometric status: Peer and teacher perceptions. **Journal of Educational Psychology**, v. 81, p. 86-90, 1989.

LISBOA, C. S. M.; KOLLER, S. H. Construção e validação de conteúdo de uma escala de percepção, por professores, dos comportamentos agressivos de crianças na escola. **Psicologia em Estudo**, v. 6, p. 59-69, 2001.

MINISTÉRIO DA SAÚDE. **Saúde Brasil 2004** – uma análise da situação de saúde. Brasília: Ministério da Saúde, 2004.

PASQUALI, L. **Psicometria**: teoria dos testes na Psicologia e na Educação. Rio de Janeiro: Editora Vozes, 2003.

PETRAITIS, J.; FLAY, B. R.; MILLER, T. Q. Reviewing theories of adolescent substance abuse: Organizing pieces in the puzzle. **Psychological Bulletin**, v. 117, p. 67-86, 1995.

RODRIGUES, A.; JABLONSKI, B.; ASSMAR, E. **Psicologia social**. Petrópolis: Vozes, 2000.

SANTOS, W. S. **Explicando comportamentos socialmente desviantes**: uma análise do compromisso convencional e afiliação social. 2008. 289 f. Tese (Doutorado em Psicologia) – Universidade Federal da Paraíba, João Pessoa, 2008.

TABACHNICK, B. G.; FIDELL, L. S. **Using multivariate statistics**. Needham Heights: Allyn and Bacon, 2001.

TOMADA, G.; SCHNEIDER, B. H. Relational aggression, gender, and peer acceptance: Invariance across culture, stability over time, and concordance among informants. **Developmental Psychology**, v. 33, p. 601-609, 1997.

TREMBLAY, P. F.; EWART, L. A. The Buss and Perry Aggression Questionnaire and its relations to values, the Big Five, provoking hypothetical situations, alcohol consumption patterns, and alcohol expectancies. **Personality and Individual Differences**, v. 38, p. 337-346, 2005.

WILLIAMS, T. Y.; BOYD, J. C.; CASCARDI, M. A.; POYTHERESS, N. Factor structure and convergent validity of the aggression questionnaire in an offender population. **Psychological Assessment**, v. 8, p. 398-403, 1996.

#### Endereço para correspondência

Valdiney Veloso Gouveia  
E-mail: [vgouveia@gmail.com](mailto:vgouveia@gmail.com)

Recebido em: 25 de dezembro de 2007

Aprovado em: 16 de julho de 2008

Revisado em: 18 de outubro de 2008

<sup>1</sup> O presente estudo contou com o apoio do Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) por meio de bolsa de Produtividade em Pesquisa e de Iniciação Científica, concedida ao primeiro e segundo autores, respectivamente. Neste sentido, gostaríamos de expressar nosso agradecimento a esta instituição.