

Escala Abreviada de Preferência Musical (STOMP): evidências de sua validade fatorial e consistência interna

Valdiney V. Gouveia

Universidade Federal da Paraíba – CCHLA

Carlos Eduardo Pimentel

Universidade de Brasília

Neliane Lima de Santana

Wises Albertina Chaves

Carolina Andrade da Paraíba

Universidade Federal da Paraíba

RESUMO

O presente estudo teve como objetivo adaptar a *STOMP* (*Short Test Of Music Preference*), procurando reunir evidências de sua validade fatorial e consistência interna. Participaram 200 estudantes universitários de uma instituição pública da cidade de João Pessoa. Estes tinham idade média de 22 anos ($DP = 4,77$; 93,5% com amplitude de 18 a 30 anos), sendo a maioria mulher (51%), solteira (88%) e de classe média (60%). Com relação ao curso, a maioria foi composta de alunos de Psicologia (29%) e Administração (18%). Corroborando estudos prévios, foram identificados quatro fatores de estilo musical: *Reflexivo e Complexo* ($\alpha = 0,74$), *Convencional* ($\alpha = 0,59$), *Intenso e Rebelde* ($\alpha = 0,64$) e *Energético e Rítmico* ($\alpha = 0,60$). Quando comparados os modelos uni e bi-fatorial com o de quatro fatores, este último se revelou mais satisfatório: $\chi^2/gf = 2,59$, $GFI = 0,89$, $AGFI = 0,84$ e $RMSEA = 0,09$; $\Delta\chi^2(5) = 128,25$, $p < 0,001$. Observaram-se diferenças de preferência musical de acordo com o gênero; as mulheres indicaram gostar mais do estilo *Convencional*, enquanto os homens preferiram o estilo *Intenso e Rebelde*. Estes resultados são criticamente discutidos, ponderando-se a necessidade de incluir novos estilos musicais e sugerindo estudos futuros sobre o tema.

Palavras-chave: Música; preferência musical; estilo musical; STOMP.

ABSTRACT

Short Test Of Music Preference (STOMP): evidences of its factor validity and reliability

This study aimed at to adapt the *STOMP* (*Short Test Of Music Preference*), jointing evidences of its factor validity and reliability. Participants were two hundred undergraduate students from a public University in João Pessoa city. They were 22 years old ($SD = 4.77$; 93.5% of them with age raging from 18 to 30 years), most of them female (51%), single (88%), of an economic middle class (60%), students of Psychology (29%) or Management (18%). Corroborating previous studies, a four factors solution of musical style was identified, as follows: *Reflexive & Complex* ($\alpha = .74$), *Up Beat & Conventional* ($\alpha = .59$), *Intensive & Rebellious* ($\alpha = .64$), and *Energetic & Rhythmic* ($\alpha = .60$). When the uni- and bi-factor models were compared with the four-factor model, this last revealed itself more adequate: $\chi^2/df = 2.59$, $GFI = .89$, $AGFI = .84$, and $RMSEA = .09$; $\Delta\chi^2(5) = 128.25$, $p < .001$. Differences in musical preference were observed according to gender. Specifically, females reported to like of *Up Beat and Conventional* style, meanwhile males indicated to prefer *Intensive and Rebellious* style. These findings are critically discussed, assessing the need of including new musical styles, and suggesting future studies about this theme.

Keywords: Music; musical preference; musical style; STOMP.

RESUMEN

Escala Abreviada de Preferencia Musical (STOMP): evidencias de su validez factorial y fiabilidad

El presente estudio tuvo como objetivo adaptar la *STOMP* (*Short Test Of Music Preference*), procurando reunir evidencias de su validez factorial y fiabilidad. Participaron 200 estudiantes universitarios de una institución pública de la ciudad de João Pessoa. Estos tenían edad promedio de 22 años ($DT = 4.77$; un 93.5% en el rango de 18 a 30 años), siendo la mayoría mujeres (51%), solteras (88%) y de clase media (60%). Con respecto al curso, la mayoría fue de alumnos de Psicología (29%) y Administración (18%). Corroborando estudios previos, se han identificado cuatro factores de estilo musical: *Reflexivo y Complejo* ($\alpha = 0.74$), *Convencional* ($\alpha = 0.59$), *Intenso y Rebelde* ($\alpha = 0.64$) y *Energético y Rítmico* ($\alpha = 0.60$). Cuando fueron comparados los modelos uni y bifactorial con el de cuatro factores, éste último se reveló más satisfactorio: $\chi^2/gf = 2.59$, $GFI = 0.89$, $AGFI = 0.84$ y $RMSEA = 0.09$; $\Delta\chi^2(5) = 128.25$, $p < 0.001$. Se han observado diferencias de preferencia musical según el género; las mujeres indicaron preferir más el estilo Convencional, mientras que los varones prefirieron más el estilo Intenso y Rebelde. Éstos resultados son criticamente discutidos, sopesando la necesidad de incluir nuevos estilos musicales y sugiriendo estudios futuros sobre el tema.

Palabras clave: Música; preferencia musical; estilo musical; STOMP.

INTRODUÇÃO

A música vem sendo inserida relativamente em diversos trabalhos na psicologia cognitiva, biológica, clínica e também na neurociência (Rentfrow e Gosling, 2003). Fundada em 1972, a *Society for Education, Music and Psychology Research* (SEMPRE) tem tratado da psicologia da música. A propósito, desde 1973

esta sociedade vem publicando a revista *Psychology of Music*, que divulga pesquisas na área sobre temas variados (por exemplo, aspectos psicológicos da música, educação musical, estudos terapêuticos, atitudinais; Sempre, 2006).

Autores clássicos da sociologia também se debruçaram sobre o estudo da música. A propósito, vejamos, como exemplos, as obras *The Rational and Social*

Foundations of Music, publicada em 1958, por Max Weber, e *Introduction to the Sociology of Music*, editada em 1976, por Theodor Adorno (Outhwaite & Bottomore, 1996). De igual modo, se considerada a época dos grandes pensadores da civilização, podem-se encontrar escritos de Platão (427-347 a.C.) e Aristóteles (384-322 a.C.) sobre a importância da música para a sociedade (Aristóteles, 1973; Platão, 1993). Não obstante, a música foi raramente tratada na literatura da psicologia social e da personalidade (Rentfrow e Gosling, 2003), demandando ainda pesquisas nestes âmbitos de estudo.

É mister frisar que o conhecimento das preferências musicais pode ser relevante na explicação de algumas variáveis que são importantes na psicologia, a exemplo dos traços de personalidade (Pearson e Dollinger, 2004), os valores humanos (Rentfrow e Gosling, 2006) e as atitudes anti-sociais (Pimentel, Gouveia e Vasconcelos, 2005). Passo preliminar para almejar o entendimento do comportamento humano com base nas preferências musicais, seria contar com medidas adequadas destas. Instrumentos objetivos e curtos, que permitissem ter uma caracterização das preferências de jovens, deveriam ser preponderantes.

Apesar do que antes se comentou, em recente revisão da literatura realizada no Index Psi (2006), considerando as palavras *música*, *escala de preferência musical* e/ou *preferência musical*, não se encontrou qualquer medida para avaliar a preferência musical. Não obstante, ampliando-se a busca, isto é, efetuando-a no Scholar Google (2006), foi possível identificar um instrumento específico a este propósito, publicado recentemente, o *Short Test Of Music Preference (STOMP)*. Este foi originalmente desenvolvido por Rentfrow e Gosling (2003), considerando participantes do contexto estadunidense.

O propósito do presente estudo, tendo em conta as justificativas antes apresentadas acerca de se contar com medidas de preferências musicais, foi justamente conhecer evidências de validade fatorial e consistência interna do *STOMP*, traduzido como *Escala Abreviada de Preferência Musical*. Não foi mantida a denominação de teste por não tratar de desempenho. Nesta oportunidade, cabe descrever como esta medida foi construída e seus respectivos parâmetros psicométricos.

Escala Abreviada de Preferência Musical (STOMP)

Para elaboração da *STOMP*, Rentfrow e Gosling (2003) geraram inicialmente um conjunto de categorias de preferência musical (de gêneros e subgêneros). Através, principalmente, de testes de associação livre e, complementarmente, mediante buscas em *sites* de música, estes autores encontraram um total de 80 gê-

neros e subgêneros musicais, variando em especificidade. Subsequentemente, foram apresentados 14 gêneros e 66 sub-gêneros para um grupo de 30 participantes que deveriam indicar o grau de preferência para as categorias musicais numa escala de 1 (*Detesto*) a 7 (*Gosto muito*). Os participantes ainda deviam assinalar quais categorias musicais não conheciam. Este procedimento mostrou que poucos participantes, apenas 7% deles, tinham familiaridade com todos os gêneros e sub-gêneros arrolados. Por outro lado, observou-se que 97% dos participantes mostraram conhecimento dos gêneros musicais gerais listados. Isso sugeriu a pertinência de se utilizar gêneros musicais gerais para se aferir a preferência musical, estratégia considerada pelos autores como a melhor maneira de mensuração da preferência musical (Rentfrow e Gosling, 2003). Os itens/gêneros musicais escolhidos foram: 1) música clássica, 2) *blues*, 3) *country* (sertaneja), 4) *dance*/eletrônica, 5) *folk*, 6) *rap/hip-hop*, 7) *soul/funk*, 8) cânticos (*gospel*), 9) alternativa, 10) *jazz*, 11) *rock*, 12) *pop*, 13) *heavy metal* e 14) músicas-tema de filmes, constituindo o que os autores chamaram de *Short Test Of Music Preference (STOMP)*.

Rentfrow e Gosling (2003) aplicaram a *STOMP* em uma amostra de 1.704 estudantes de Introdução à Psicologia da Universidade de Austin (Texas), os quais ganharam créditos acadêmicos pela participação na pesquisa. Através de análises dos Componentes Principais (rotação *varimax*) e utilizando vários critérios para retenção do número de fatores: 1) critério de Cattell (o *scree test*), 2) critério de Kaiser (valor próprio igual ou superior a 1), 3) a análise paralela e 4) a interpretabilidade das soluções, verificou-se uma estrutura formada por quatro componentes responsáveis pela explicação de 59% da variância total. Estes foram agrupados como seguem:

Componente I. Estilo Reflexivo e Complexo.

Este componente reuniu os seguintes estilos musicais: música clássica, *blues*, *folk* e *jazz*, com saturações variando de 0,64 a 0,85. Este apresentou um valor próprio (*eigenvalue*) de 2,26, explicando 16,1% da variância total.

Componente II. Estilo Intenso e Rebelde.

Três estilos musicais compuseram este componente: música alternativa, *rock* e *heavy metal*, com saturações variando de 0,75 a 0,85. Seu valor próprio se situou em 1,93, correspondendo à explicação de 13,8% da variância total.

Componente III. Estilo Convencional.

Este componente esteve representado por quatro estilos musicais: *country* (sertaneja), cânticos (*gospel*), *pop* e músicas-tema de filmes, com saturações variando de 0,59 a 0,72. Apresentou

valor próprio de 1,77, explicando 12,6% da variância total

Componente IV. Estilo Energético e Rítmico. Os seguintes estilos musicais conformaram este componente: *dance/eletrônica*, *rap/hip-hop* e *soul/funk*, com saturações variando de 0,60 a 0,79. Seu valor próprio foi de 1,46, compreendendo a explicação de 10,4% da variância total.

Com o objetivo de verificar a estabilidade temporal das pontuações dos participantes nestes componentes, os autores realizaram um teste-reteste no intervalo de três semanas, considerando uma amostra de 118 participantes (82% mulheres). A partir daí criaram pontuações totais (soma dos itens por componente) e calcularam em que medida estas estavam correlacionadas nas duas aplicações. Os resultados indicaram índices satisfatórios ($p < 0,001$): *Estilo Reflexivo e Complexo* ($r_s = 0,77$), *Estilo Intenso e Rebelde* ($r_s = 0,80$), *Estilo Convencional* ($r_s = 0,89$) e *Estilo Energético e Rítmico* ($r_s = 0,82$).

Rentfrow e Gosling (2003) ainda testaram o poder de generalização dos seus achados em uma nova amostra, constituída por 1.383 participantes, que também eram estudantes universitários de Introdução à Psicologia da Universidade de Austin, e que se beneficiaram com créditos acadêmicos pela colaboração na pesquisa. De acordo com a estrutura identificada no estudo previamente descrito, os autores testaram através de Análise Fatorial Confirmatória dois modelos de quatro fatores, sendo um ortogonal e outro oblíquo. Os resultados desta análise indicaram que o Modelo 1, o modelo ortogonal, apresentou um ajuste razoável, $\chi^2 (77, N = 1,383) = 812,3$ ($GFI = 0,92$, $AGFI = 0,89$, $RMSEA = 0,09$ e $SRMR = 0,09$). Porém, o Modelo 2, o modelo oblíquo, mostrou um ajuste estatisticamente melhor, $\Delta\chi^2 (6) = 185,6$, $p = 0,001$; $\chi^2 (71, N = 1,383) = 626,69$ ($GFI = 0,94$, $AGFI = 0,91$, $RMSEA = 0,07$ e $SRMR = 0,06$).

Portanto, considerando-se o antes apresentado, parece evidente que a *STOMP* é um instrumento adequado para avaliar a preferência musical no contexto em que foi elaborada. Constituiu-se de quatro fatores oblíquos com índices de precisão (teste-reteste) satisfatórios. Tendo em conta que nenhum instrumento desta natureza foi encontrado no contexto brasileiro, o presente estudo visou justamente adaptá-lo, reunindo evidências de sua validade fatorial e consistência interna. Procurou ainda conhecer as pontuações dos participantes nas dimensões resultantes e avaliar se estas variariam em função do gênero destes. De acordo com o que se conhece acerca dos princípios axiológicos das mulheres (Schwartz e Rubel, 2005) e sua tendência a se contagiar emocionalmente (Gouveia, Singelis, Guerra, Rivera e Vasconcelos, 2006), esperar-se-ia (*hipótese*) que elas valorizassem mais do que os homens o

estilo convencional (por exemplo, música *country*, músicas-tema de filmes).

MÉTODOS

Participantes

Tratou-se de uma amostra de conveniência (não-probabilística). Participaram voluntariamente da pesquisa 200 estudantes de diversos cursos de uma universidade pública da cidade de João Pessoa, PB (Brasil). A idade média dos participantes foi de 22,8 anos ($DP = 4,77$; 93,5% entre os 18 e 30 anos), sendo a maioria do sexo feminino (51%), solteira (88%) e de classe média (60%). Com relação ao curso, foram de até 30 diferentes, predominando aqueles da Psicologia (29%) e Administração (18%).

Instrumentos

Escala Abreviada de Preferência Musical (Short Test Of Music Preference – STOMP; Rentfrow & Gosling, 2003). Esta visa mensurar a preferência musical com relação a 14 gêneros musicais (os itens propriamente), respondidos em escala tipo Likert, variando de **1** = *Detesto* a **7** = *Gosto muito*. Os itens são: 1) música clássica, 2) *blues*, 3) *country* (sertaneja), 4) *dance/eletrônica*, 5) *folk*, 6) *rap/hip-hop*, 7) *soul/funk*, 8) cânticos (*gospel*), 9) alternativa, 10) *jazz*, 11) *rock*, 12) *pop*, 13) *heavy metal* e 14) músicas-tema de filmes (ver Apêndice).

Informações Demográficas. Depois de respondida a *STOMP*, os participantes deveriam responder mais cinco perguntas de natureza demográfica, a saber: idade, sexo, estado civil, curso e classe socioeconômica autopercebida, que variou de **1** = *Baixa* a **5** = *Alta*, com o ponto intermédio (3) indicando *Classe Média*.

Previamente à coleta de dados propriamente, realizou-se a testagem do instrumento, procurando conhecer se os itens, as instruções e a escala de respostas eram compreensíveis (*validação semântica*). Participaram desta etapa dez estudantes universitários, matriculados no primeiro semestre do curso de Psicologia de uma instituição pública. Em síntese, esta etapa confirmou a adequação semântica da *STOMP*, possibilitando aplicá-la na população-alvo (estudantes universitários).

Procedimento

Para a realização da coleta de dados, contataram-se inicialmente as coordenações dos cursos escolhidos com o fim de obter permissão para a aplicação dos questionários. Após o consentimento da coordenação, a aplicação foi efetuada por três alunas colaboradoras. Estas foram previamente treinadas, objetivando conseguir um procedimento padrão para coleta dos dados,

com mínima interferência possível, já que o instrumento em questão é auto-aplicável. As salas de aula foram previamente escolhidas e as informações básicas para o andamento do processo de preenchimento dos questionários foram expressas oralmente. As colaboradoras permaneceram em sala atentas durante a aplicação para dirimir eventuais dúvidas quanto à forma de responder. Depois de coletados e verificados os questionários respondidos, foram dirigidos os agradecimentos de praxe pela colaboração voluntária da turma. Em média, esta tarefa demandou cerca de 15 minutos.

Análises estatísticas

Para a tabulação e as análises estatísticas dos dados foi utilizado o *SPSS (Statistical Package for the Social Science, versão 13)*. Foram efetuadas estatísticas descritivas (tendência central, dispersão), MANOVAs, análises de Componentes Principais e análises de consistência interna (α de Cronbach). Complementarmente, empregou-se o *AMOS (versão 4)* para testar modelos fatoriais alternativos, considerando-se a matriz de covariâncias e adotando o estimador *ML (Maximum Likelihood)*. Este é um tipo de análise fatorial confirmatória, sendo mais criterioso e rigoroso do que os que se pautam por uma abordagem exploratória, a exemplo da análise de Componentes Principais; alguns índices permitem avaliar a qualidade do modelo proposto (ver Byrne, 1989; Garson, 2003; Kelloway, 1998; Tabachnick e Fidell, 1996; van de Vijver e Leung, 1997):

- O χ^2 (qui-quadrado) testa a probabilidade de o modelo teórico se ajustar aos dados; quanto maior este valor pior o ajustamento. Este tem sido pouco empregado na literatura, sendo mais comum considerar sua razão em relação aos graus de liberdade ($\chi^2/g.l.$). Neste caso, valores até 3 indicam um ajustamento adequado. A diferença entre os qui-quadrados ($\Delta\chi^2$) de dois modelos alternativos pode ser empregada para decidir acerca do mais ajustado; um valor $\Delta\chi^2$ com um $p < 0,05$ sugere melhor ajuste do modelo com menor qui-quadrado.
- O *Goodness-of-Fit Index (GFI)* e o *Adjusted Goodness-of-Fit Index (AGFI)* são análogos ao R^2 em regressão múltipla. Portanto, indicam a proporção de variância-covariância nos dados explicada pelo modelo. Estes variam de 0 a 1, com valores na casa dos 0,80 e 0,90, ou superior, indicando um ajustamento satisfatório.
- A *Root-Mean-Square Error of Approximation (RMSEA)*, com seu intervalo de confiança de 90% (*IC90%*), é considerado 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.

- O *Expected Cross-Validation Index (ECVI)* e o *Consistent Akaike Information Criterion (CAIC)* são indicadores geralmente empregados para avaliar a adequação de um modelo determinado em relação a outro. Valores baixos do *ECVI* e *CAIC* expressam o modelo com melhor ajuste.

RESULTADOS

Análises preliminares

Consideraram-se os diversos gêneros musicais individualmente. De acordo com as médias dos participantes, observou-se que o *rock* foi o gênero mais preferido pelos participantes do estudo ($M = 5,42$, $DP = 1,71$), seguido da música *pop* ($M = 5,19$, $DP = 1,43$). Por outro lado, os menos preferidos foram o *country* ($M = 2,79$, $DP = 1,58$) e o *folk* ($M = 3,11$, $DP = 1,56$). Verificaram-se ainda as seguintes médias para músicas-tema de filmes ($M = 4,99$, $DP = 1,52$), *jazz* ($M = 4,65$, $DP = 1,51$), música clássica ($M = 4,65$, $DP = 1,62$), alternativa ($M = 4,56$, $DP = 1,59$), *blues* ($M = 4,49$, $DP = 1,06$), *dance* ($M = 4,30$, $DP = 1,85$), *rap* ($M = 3,96$, $DP = 1,79$), *soul/funk* ($M = 3,68$, $DP = 1,83$), *gospel* ($M = 3,63$, $DP = 2,16$) e *heavy metal* ($M = 3,29$, $DP = 2,03$).

Testagem de Modelos Alternativos da STOMP

Previamente, antes de se proceder às análises fatoriais confirmatórias, decidiu-se checar se a matriz de correlação entre os itens da *STOMP* era fatorializável. No caso, os dois indicadores comumente empregados apóiam sua adequação: $KMO = 0,69$ e *Teste de Esfericidade de Bartlett*, $\chi^2(91) = 671,061$, $p < 0,001$. Passo seguinte, procurou-se conhecer o número de fatores que poderiam ser adequadamente extraídos desta matriz, tendo sido considerados três critérios: Kaiser (valores próprios maiores do que 1), (2) Cattell (*scree test*, isto é, distribuição gráfica dos valores próprios) e (3) análise paralela. Neste caso, tiveram-se em conta os parâmetros do banco de dados (número de participantes e variáveis), produzindo 1000 simulações. Complementarmente, considerou-se também a possibilidade de interpretar a solução resultante. Através de uma análise de Componentes Principais, identificaram-se quatro valores próprios superiores a 1 (3,26, 2,11, 1,52 e 1,19), que explicaram conjuntamente 57,7% da variância total. Esta estrutura é representada na Figura 1 a seguir.

De acordo com esta figura, pode-se observar claramente a existência de quatro fatores (componentes), como indicado pelo círculo desenhado; os demais valores próprios são menos contundentes. Por exemplo, pode-se perfeitamente traçar uma linha reta que permite unir todos os demais valores próprios a partir

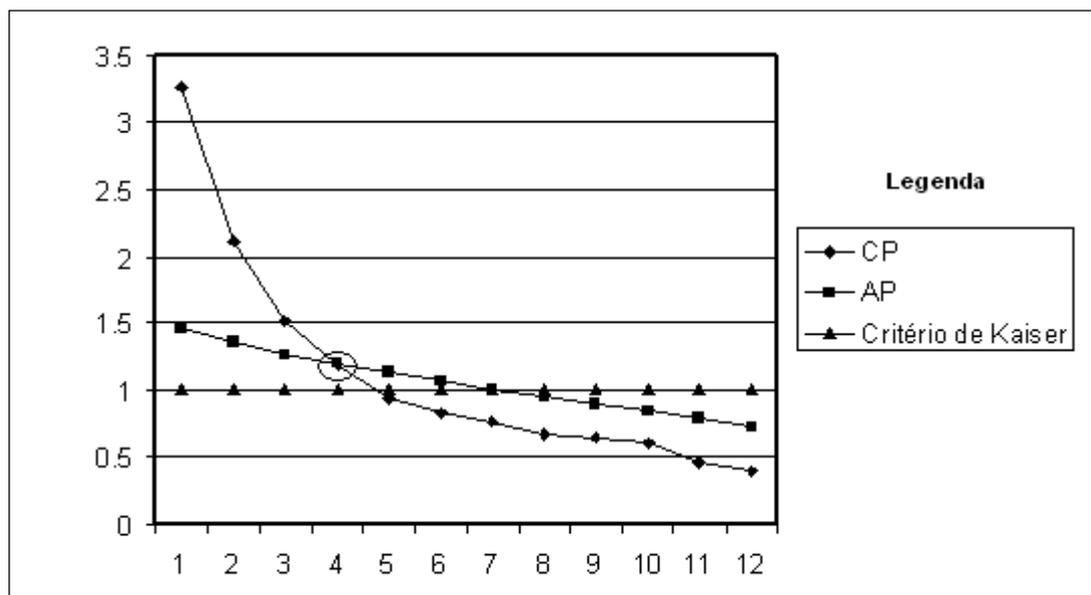


Figura 1 – Critérios para definição do número de componentes

do quinto componente (critério de Cattell), indicando que apenas os quatro primeiros são destacáveis. Esta solução, entretanto, é menos evidente através da análise paralela; especificamente, a média do quarto valor próprio produzido por simulação foi de 1,20, que é praticamente idêntica ao correspondente valor próprio observado (1,19). Finalmente, a solução com quatro fatores foi escolhida, uma vez que era teoricamente consistente. Portanto, procurou-se testar esta estrutura fatorial, considerando três modelos: (a) *Modelo 1*: unifatorial, em que todos os itens de preferência musical apresentam saturação em um único fator, (b) *Modelo 2*: bifatorial, com junção dos fatores de *Estilo Reflexivo e Refinado* e *Estilo Convencional*, por um lado, e de *Estilo Energético* e *Estilo Intenso*, por outro, e (c) *Modelo 3*: uma estrutura com quatro fatores, como teoricamente esperada e que foi descrita previamente. No caso, optou-se por deixar livre as covariâncias (ϕ) entre os fatores. Os resultados destas análises podem ser observados na Tabela 1 a seguir.

Considerando-se os múltiplos indicadores de ajuste dos modelos fatoriais aos dados, percebe-se que unicamente o *Modelo 3*, com quatro fatores, reúne provas de sua adequação ($\chi^2/\text{gl} = 2,59$, $GFI = 0,89$, $AGFI = 0,84$ e $RMSEA = 0,09$). Os valores do *CAIC* e *ECVI* deste modelo são também inferiores aos dos outros dois, sugerindo sua maior adequação. Uma prova adicional deste feito é obtida ao considerar a diferença do qui-quadrado deste modelo com aquele que é considerado o segundo melhor, isto é, o *Modelo 2* [$\Delta\chi^2(5) = 128,25$, $p < 0,001$]. Neste sentido, assume-se o modelo multifatorial como mais adequado para representar as preferências dos participantes pelos diversos tipos de música, os quais apresentaram os seguintes índices de consistência interna (Alfas de Cronbach, α): *Estilo Reflexivo e Complexo* ($\alpha = 0,74$), *Estilo Intenso e Rebelde* ($\alpha = 0,64$), *Estilo Convencional* ($\alpha = 0,59$) e *Estilo Energético e Rítmico* ($\alpha = 0,60$). Apresenta-se na Figura 2 a seguir a estrutura fatorial resultante (solução padronizada).

TABELA 1
Comparação dos Modelos Alternativos da Estrutura Fatorial da STOMP

Modelos	χ^2	gl	χ^2/gl	GFI	AGFI	RMSEA (90%IC)	CAIC	ECVI
Unifatorial	360,47	77	4,68	0,79	0,70	0,14 (0,12-0,15)	536,82	2,69
Bifatorial	305,84	76	4,02	0,81	0,74	0,12 (0,11-0,14)	488,49	1,83
Multifatorial	177,59	71	2,50	0,89	0,84	0,09 (0,07-0,10)	391,73	1,23

Nota. χ^2/gl – razão qui-quadrado / graus de liberdade; GFI – Goodness of Fit Index; AGFI – Adjusted Goodness of Fit Index; CFI – Comparative Fit Index; RMSEA – Root Mean Square Error of Approximation; 90% IC = Intervalo de Confiança de 90%; CAIC = Consistent Akaike Information Criterion; e ECVI = Expected Cross-Validation Index.

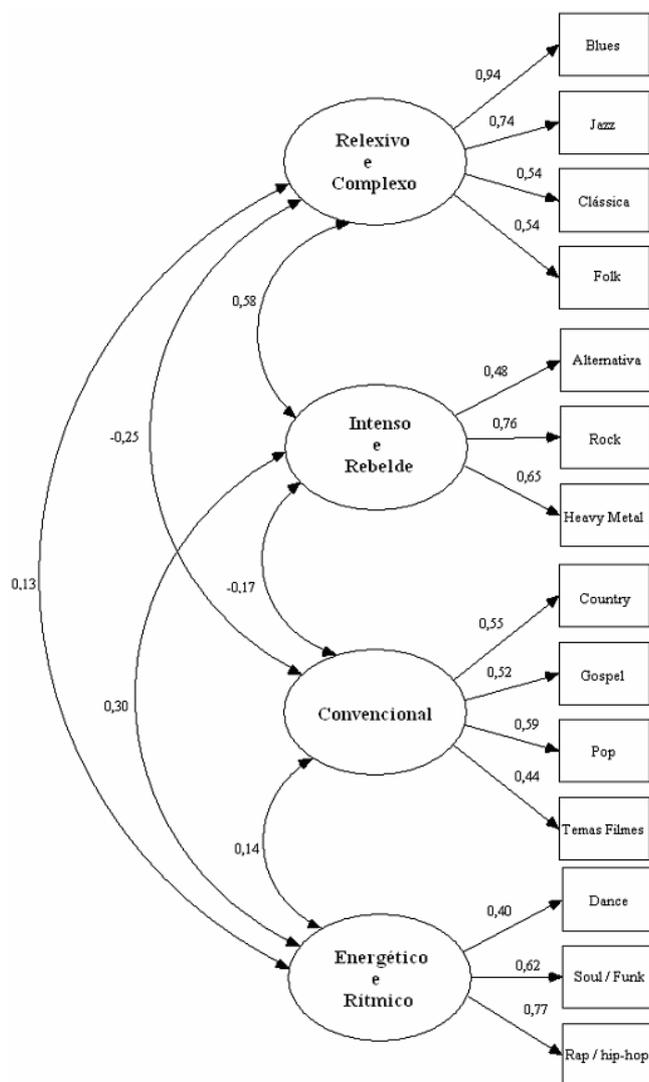


Figura 2 – Estrutura fatorial da STOMP

Como é possível observar nesta figura, todas as saturações (Lambdas, λ) estão dentro do intervalo esperado $|0-1|$, denotando não haver problemas de estimação. Além disso, todas são estatisticamente diferentes de zero ($t > 1,96$, $p < 0,05$). Portanto, chegado este ponto, isto é, corroboradas as quatro dimensões (os fatores) de preferência musical, cabe indagar acerca do perfil dos participantes do estudo em termos de em quais delas pontuam mais e menos. É igualmente relevante conhecer se suas pontuações nestas dimensões variam segundo o seu gênero. Estes resultados são apresentados a seguir.

Dimensões de Estilos Musicais e Gênero

Quanto às comparações das pontuações dos participantes nas quatro dimensões, decidiu-se inicialmente realizar uma *MANOVA* para medidas repetidas (interdependentes), observando-se diferenças nas pontuações destes componentes [*Lambda de Wilks* = 0,93,

$F(3,192) = 4,54$, $p = 0,004$]. Realizaram-se ainda testes *post hoc* (*Bonferroni*) para comparar as médias nos componentes, tendo sido observada diferença estatisticamente significativa ($p < 0,05$) unicamente entre a preferência por *Estilo Intenso e Rebelde* ($M = 4,41$) e *Estilo Energético e Rítmico* ($M = 3,96$); as pontuações dos participantes não diferiram com respeito ao *Estilo Reflexivo e Complexo* ($M = 4,23$) e *Estilo Convencional* ($M = 4,13$).

Em relação ao gênero, fez-se uma *MANOVA* considerando tal variável como antecedente da preferência pelos quatro estilos musicais (fatores). No caso, comprovou-se a importância do gênero [*Lambda de Wilks* = 0,90, $F(4,190) = 5,21$, $p = 0,001$]. As comparações entre os grupos de participantes (*between-subject effects*) revelaram diferenças em três dos quatro fatores, como seguem: as pontuações dos homens foram estatisticamente superiores as das mulheres em *Estilo Reflexivo e Complexo* ($M = 4,23$ vs 4,06; $F = 3,86$, $p = 0,05$) e *Estilo Intenso e Rebelde* ($M = 4,65$ vs 4,16; $F = 6,29$, $p = 0,01$); um padrão inverso e contundente foi constatado em relação ao *Estilo Convencional*, em que as mulheres ($M = 4,42$) pontuaram mais do que os homens ($M = 3,84$), $F = 13,43$, $p = 0,000$, corroborando-se a hipótese previamente formulada. Os dois grupos não diferiram em relação ao *Estilo Energético e Rítmico* ($F = 3,37$, $p > 0,05$).

DISCUSSÃO

O presente estudo teve como objetivos conhecer evidências de validade fatorial e consistência interna da *STOMP*, assim como saber que estilo musical os participantes do estudo gostavam mais e se suas pontuações variavam de acordo com seu gênero. Espera-se que estes tenham sido cumpridos. Não obstante, reconhece-se aqui uma limitação potencial do estudo: a amostra considerada. Tratou-se de uma amostra reduzida, não sendo representativa em termos numéricos ou mesmo das características da população paraibana, nem mesmo universitária. Contudo, este estudo não pretendeu generalizar os resultados, mas sim testar um instrumento de medida, avaliando a adequação de ser empregado no contexto em que este foi aplicado. Portanto, os resultados podem ser vistos como promissores, como se discutem a seguir.

Preferência Musical dos Jovens

Considerados os estilos musicais individualmente, o *rock* e o *pop* foram os que os participantes indicaram gostar mais; estes estilos foram particularmente mais preferidos do que o *country*. Estas preferências são, pois, bastante condizentes com o perfil dos participantes do presente estudo, geralmente jovens

com aproximadamente 23 anos, pertencentes à classe média e com compromisso convencional, como se denota por sua inserção em instituição de ensino regular e formal (Petraitis, Flay e Miller, 1995). Sua preferência pelo *rock* não deve ser erroneamente interpretada; este é um tipo mais suave (e conseqüentemente mais popular), representado por bandas como Paralamas, Titãs, Legião Urbana, Pink Floyd ou Rolling Stones. Neste sentido, não necessariamente a preferência por este estilo implica em comportamentos desviantes, como parece mais comum entre os que preferem estilos anticonvencionais, a exemplo do *rap* e *heavy metal* (Lacourse, Claes e Villeneuve, 2001; Pimentel, Gouveia e Vasconcelos, 2005; Schell e Westefeld, 1999). Coerentemente, as médias nos fatores da STOMP revelam que o *estilo intenso e rebelde* (música alternativa, *rock* e *heavy metal*) é mais preferido por estes jovens, mas esta preferência não foi superior a que se atribuiu ao *estilo reflexivo e complexo* (música clássica, *blues*, *folk* e *jazz*) e *estilo convencional* (*country*, *gospel*, *pop* e músicas-tema de filmes). Portanto, reforça-se a idéia de serem jovens da população geral, que seguem padrões e estilos “convencionais” para sua faixa-etária.

Parâmetros Psicométricos da STOMP

Os diversos critérios empregados para definição do número de fatores a serem extraídos (exemplo, Kaiser, Cattell, análise paralela; Hayton, Allen e Scarpello, 2004) reforçam a solução multifatorial. Esta sendo representada por quatro fatores, como teoricamente propuseram Rentfrow e Gosling (2003). A referida estrutura fatorial foi contrastada com outros dois modelos: um uni-fatorial, em que todos os itens saturaram em um único fator, e outro bifatorial, com os itens dos fatores de *Estilo Reflexivo e Refinado* e *Estilo Convencional* compondo um fator, e aqueles de *Estilo Energético* e *Estilo Intenso* definindo outro. O modelo com quatro fatores revelou-se mais adequado, considerando três indicadores comumente tidos em conta para comparar modelos alternativos: $\Delta\chi^2$, CAIC e ECVI. Embora não tenham sido excepcionais e figurem como inferiores aos observados no estudo de sua elaboração (Rentfrow e Gosling, 2003), os índices de qualidade de ajuste deste modelo foram satisfatórios, estando em intervalos que têm sido considerados como aceitáveis (Byrne, 1989; Garson, 2003; Kelloway, 1998).

A precisão (consistência interna) da STOMP foi verificada mediante o coeficiente Alfa de Cronbach (α), pois se constitui no modo mais comum e prático de checagem deste parâmetro no marco da *Teoria Clássica dos Testes* (TCT; Ledesma, Ibañez e Mora, 2002). A consistência interna para o conjunto de itens (α) foi 0,66; unicamente o primeiro fator (*Estilo Refle-*

xivo e Refinado), composto por quatro itens, apresentou $\alpha \geq 0,70$, coeficiente geralmente assumido como indicativo de adequação da medida (Oviedo e Campo-Arias, 2005; Pasquali, 2003). Mas, não há que se perder de vista que os coeficientes, variando de 0,59 a 0,74, são adequados quando se trata de empregar a medida com fins de pesquisa (Clark e Watson, 1995; Mueller, 1986), como parece ser o presente caso. Além disso, cabe ponderar que o número de itens de cada um dos fatores é relativamente pequeno (máximo de quatro) e o número de participantes bastante reduzido em relação ao estudo de Rentfrow e Gosling (2003), o que pode ter afetado negativamente o Alfa de Cronbach (Oviedo e Campo-Arias, 2005). Neste caso, simulando-se que cada um dos fatores contenha dez itens, quantidade que tem norteado a prática da avaliação psicológica, assumindo-se a fórmula 7.6 de Nunnally (1991, p. 267), os seguintes coeficientes (entre parênteses) seriam observados: *Estilo Reflexivo e Refinado* (0,88), *Estilo Energético* e *Estilo Intenso* (0,85), e *Estilo Convencional* (0,78) e *Estilo Energético e Rítmico* (0,83).

Em resumo, parecem haver evidências de validade fatorial e consistência interna da STOMP. Portanto, justifica-se seu emprego no contexto brasileiro para pesquisar acerca de variáveis antecedentes e conseqüentes das preferências musicais dos jovens, ao menos daqueles universitários.

O Gênero como Explicação da Preferência por Estilos Musicais

As diferenças de gênero são o reflexo de diferentes papéis que têm sido histórica e culturalmente construídos e assumidos, repercutindo nas orientações e emoções das pessoas no cotidiano. Por exemplo, homens e mulheres parecem diferir nos seus valores pessoais (Schwartz e Rubel, 2005) e ter experiências emoções prototípicas (Algoe, Buswell e DeLamater, 2000). Esta diferença de gênero também se faz notar nas preferências musicais. Por certo, a música ou propriamente a preferência pelos estilos musicais é um elemento importante na definição de grupos e identidades culturais (Pimentel, Gouveia e Fonseca, 2005; Tekman e Hortaçsu, 2002). Na presente pesquisa, em razão da adesão das mulheres a valores normativos e sua tendência ao contágio emocional (Gouveia, Sigelis et al., 2006), assumiu-se que estas prefeririam mais músicas de *estilo convencional* do que o fariam os homens, o que foi plenamente corroborado. Consistente com este resultado, os homens pontuaram mais no *Estilo Intenso e Rebelde*, denotando seu papel de mais liberal e buscador de sensações (MacNamara e Ballard, 1999; Guerra e Gouveia, 2007). Adicionalmente, em outro estudo realizado recentemente neste

contexto (Gouveia, Pimentel, Diniz, Barbosa e Rivera, 2006) verificou-se que a preferência por estilos musicais deste fator (como *rap* e *heavy metal*) se relacionou inversamente com atitudes favoráveis ao sexo seguro. Porém, a diferença de gênero (em favor dos homens) quanto ao *Estilo Reflexivo e Complexo* não era esperado e de momento não a explicamos, demandando estudos futuros para compreendê-la.

Considerações Finais e Estudos Futuros

Quando for considerar os resultados deste estudo, o leitor precisará ter em conta o aspecto *emic* (van de Vijer e Leung, 1997) da preferência musical. Adaptar uma medida sem mais talvez não seja tão prudente. Por exemplo, certamente gêneros como o *folk*, o *soul* e o *country* sejam mais conhecidos na cultura estadunidense, não refletindo adequadamente o contexto brasileiro. Nesta mesma direção de pensamento, uma versão atualizada da *STOMP* ou qualquer outra medida deveria incluir, por exemplo, o gênero MPB e, em se tratando do Nordeste, seria indispensável considerar o forró.

Se por um lado é importante atentar para os aspectos específicos da cultura, a busca por dimensões *etics* da preferência musical deveria igualmente ser encorajada (van de Vijer e Leung, 1997). Caberia conhecer se existem gêneros musicais universais. Esta é uma atividade que contribuiria sensivelmente ao desenvolvimento teórico da preferência musical, demarcando uma disciplina importante de estudo: a psicologia transcultural da música. Desde esta perspectiva, poder-se-iam conhecer aspectos que podem ser comuns a todas as culturas e aqueles que são específicos, contribuindo para consolidar um marco teórico acerca das preferências por estilos musicais, delimitando seus antecedentes e conseqüentes. Esforços bem sucedidos nesta direção têm sido empreendidos no estudo dos valores humanos (Schwartz, 1992), na descrição do comportamento sexual (Schmitt, 2003) ou no reconhecimento das emoções (Elfenbein e Ambady, 2002).

Aqui cabe destaque para a escolha de se partir de gêneros musicais gerais. Esta decisão de Rentfrow e Gosling (2003) se revelou como a melhor opção para mensurar a preferência musical. No presente estudo, mostrou-se bastante pertinente, pois embora os participantes pudessem não conhecer um músico, grupo musical ou variante de algum estilo, sim reconheceram os estilos.

Finalmente, quanto ao que fazer no futuro, justificar-se-ia ainda reunir evidências adicionais de validade e precisão da *STOMP*. Por exemplo, poder-se-ia avaliar sua validade de critério ou sua validade convergente em relação a construtos correlatos, assim como seria importante conhecer sua estabilidade temporal

(teste-reteste), comparando com os resultados que têm sido indicados por Rentfrow e Gosling (2003). Replicar o presente estudo, não obstante, deveria ser prioritário, considerando-se amostras maiores e mais diversificadas quanto às características dos participantes, incluindo também jovens de diferentes contextos socioculturais e econômicos.

REFERÊNCIAS

- Algoe, S., Buswell, B., & DeLamater, J. (2000). Gender and job status as contextual cues for the interpretation of facial expression of emotion. *Sex Roles, 42*, 3-4, 183-208.
- Aristóteles. (1973). *Poética*. São Paulo: Abril Cultural.
- Byrne, B.M. (1989). *A primer of LISREL: Basic applications and programming for confirmatory factor analytic models*. New York: Springer-Verlag.
- Clark, L.A., & Watson, D. (1995). Constructing validity: Basic issues in objective scale development. *Psychological Assessment, 7*, 3, 309-319.
- Elfenbein, H.A., & Ambady, N. (2002). On the universality and cultural specificity of emotion recognition: A meta-analysis. *Psychological Bulletin, 128*, 2, 203-235.
- Garson, G.D. (2003). *PA 765 Statnotes: An online textbook*. Endereço de página Web: <http://www2.chass.ncsu.edu/garson/pa765/statnote.htm> (Consultado dia 17 de maio de 2005).
- Gouveia, V.V., Singelis, T., Guerra, V.M., Rivera, G.A., & Vasconcelos, T.C. (2006). Explicando o desconcerto: Evidências acerca do contágio emocional e gênero. *Estudos de Psicologia, 23* (no prelo).
- Gouveia, V.V., Pimentel, C.E., Diniz, P.K.C., Barbosa, A.A.G., & Rivera, G.A. (2006). Preferência por gêneros musicais excitantes e atitudes frente ao sexo seguro. *Trabalho apresentado na XXXVI Reunião Anual de Psicologia da SBP*, Salvador, BA.
- Guerra, V.M., & Gouveia, V.V. (2007). Liberalismo/conservadorismo sexual: Proposta de uma medida multifatorial. *Psicologia: Reflexão & Crítica, 20*, 43-53.
- 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.
- Index Psi. (2006). *Música, escala de preferência musical e/ou preferência musical*. Endereço da página WEB: <http://www.bvs-psi.org.br/> (consultado em 15 de março).
- Kelloway, E.K. (1998). *Using LISREL for structural equation modeling: A researcher's guide*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Lacourse, E., Claes, M., & Villeneuve, M. (2001). Heavy metal music and adolescent suicidal risk. *Journal of Youth and Adolescence, 30*, 3, 321-333.
- Ledesma, R., Ibañez, G.M., & Mora, P.V. (2002). Análisis de consistencia interna mediante Alfa de Cronbach: un programa basado en gráficos dinámicos. *Psico-USF, 7*, (2), 143-152.
- McNamara, L.M., & Ballard, M.E. (1999). Resting arousal, sensation seeking, and music preference. *Genetic, Social, and General Psychology Monographs, 125*, 3, 229-236.
- Mueller, D.J. (1986). *Measuring social attitudes: A handbook for researchers and practitioners*. New York, NY: Teachers College Press.
- Nunnally, J. (1991). *Teoría psicométrica*. México, DF: MacGraw Hill.
- Outhwaite, W., & Bottomore, T. (1996). *Dicionário do pensamento social do século XX*. Rio de Janeiro: Jorge Zahar Editor.

- Oviedo, H.C., & Campo-Árias, A. (2005). Aproximación al uso del coeficiente alfa de Cronbach. *Revista Colombiana de Psiquiatria*, 34, 4, 527-580.
- Pasquali, L. (2003). *Psicometria: Teoria dos testes na psicologia e na educação*. Petrópolis, RJ: Editora Vozes.
- Pearson, J.L., & Dollinger, S.J. (2004). Music preference correlates of Jungian types. *Personality and Individual Differences*, 36, p. 1005-1008.
- Petratis, J., Flay, B.R., & Miller, T.Q. (1995). Reviewing theories of adolescent substance abuse: Organizing pieces in the puzzle. *Psychological Bulletin*, 117, 1, 67-86.
- Pimentel, C.E., Gouveia, V.V., & Fonseca, P.N. (2005). Escala de Identificação com Grupos Alternativos: Construção e comprovação da estrutura fatorial. *Psico-USF*, 10, 2, 121-127.
- Pimentel, C.E., Gouveia, V.V., & Vasconcelos, T.C. (2005). Preferência musical, atitudes e comportamentos anti-sociais entre estudantes adolescentes: Um estudo correlacional. *Estudos de Psicologia (Campinas)*, 22, 4, 401-411.
- Platão. (1993). *A República*. Lisboa: Fundação Calouste Gulbenkian.
- Rentfrow, P.J., & Gosling, S.D. (2003). The do re mi's of everyday life: The structure and personality correlates of music preference. *Journal of Personality and Social Psychology*, 84, 6, 226-236.
- Rentfrow, P.J., & Gosling, S.D. (2006). Message in a Ballad: The Role of Music Preferences in Interpersonal Perception. *Psychological Science*, 17, 3, 236-242.
- Schell, K.R., & Westefeld, J.S. (1999). Heavy metal and adolescent suicidality: An empirical investigation. *Adolescence*, 34, 134, 253-273.
- Schmitt, D.P., & 118 Members of the International Sexuality Description Project. (2003). Universal Sex Differences in the Desire for Sexual Variety: Tests From 52 Nations, 6 Continents, and 13 Islands Bradley University. *Journal of Personality and Social Psychology*, 85, 1, 85-104.
- Schwartz, S. H. (1992). Universals in the context and structure of values: theoretical advances and empirical tests in 20 countries. In M. Zanna (Org.), *Advances in experimental social psychology*. Orlando: Academic Press, p. 1- 65.
- Schwartz, S. H., & Rubel, T. (2005). Sex differences in value priorities: Cross-cultural and multimethod studies. *Journal of Personality and Social Psychology*, 89, 6, 1010-1028.
- Scholar Google. (2006). *Música, escala de preferência musical e/ou preferência musical*. Endereço da página WEB: <http://scholar.google.com.br/> (consultado em 15 de março).
- Sempre. (2006). *Society for education, music and psychology research. Activities*. Endereço da página WEB: <http://www.semper.org.uk/> (Consultado em 21 de julho).
- Tabachnick, B.G., & Fidell, L.S. (2001). *Using multivariate statistics*. California: Allyn & Bacon.
- Tekman, H.G., & Hortaçsu, N. (2002). Music and social identity: Stylistic identification as a response to musical style. *International Journal of Psychology*, 37, 5, 227-285.
- van de Vijver, F., & Leung, K. (1997). *Methods and data analysis for cross-cultural research*. Thousand Oaks, CA: Sage.

Recebido em: 21/05/2007. Aceito em: 26/05/2008.

Autores:

Valdiney V. Gouveia – Doutor em Psicologia Social, Professor da Universidade Federal da Paraíba.
 Carlos Eduardo Pimentel – Doutorando em Psicologia Social e do Trabalho na Universidade de Brasília.
 Neliane Lima de Santana – Acadêmica de Psicologia na Universidade Federal da Paraíba.
 Wises Albertina Chaves – Acadêmica de Psicologia na Universidade Federal da Paraíba.
 Carolina Andrade Rodrigues – Acadêmica de Psicologia na Universidade Federal da Paraíba.

Endereço para correspondência:

VALDINEY V. GOUVEIA
 Departamento de Psicologia
 Universidade Federal da Paraíba – CCHLA
 CEP 28051-900, João Pessoa, PB, Brasil
 E-mail: vgouveia@gmail.com ou vgouveia@pesquisador.cnpq.br

