

## Modelo etiológico dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares em adolescentes brasileiros do sexo feminino

Etiological model of disordered eating behaviors in Brazilian adolescent girls

Modelo etiológico de los comportamientos de riesgo para los trastornos alimenticios en adolescentes brasileñas del sexo femenino

Leonardo de Sousa Fortes<sup>1</sup>  
 Juliana Fernandes Filgueiras<sup>2</sup>  
 Fernanda da Costa Oliveira<sup>2</sup>  
 Sebastião Sousa Almeida<sup>3</sup>  
 Maria Elisa Caputo Ferreira<sup>2</sup>

### Resumo

*O objetivo foi construir um modelo etiológico dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares em adolescentes brasileiros do sexo feminino. Participaram 1.358 adolescentes de quatro cidades. Foram avaliados os comportamentos de risco para os transtornos alimentares, insatisfação corporal, pressões midiáticas, autoestima, estado de humor, sintomas depressivos e perfeccionismo por intermédio de escalas psicométricas. Peso, estatura e dobras cutâneas foram aferidos para calcular o índice de massa corporal (IMC) e o percentual de gordura (%G). O modelo de equação estrutural explicou 76% da variância dos comportamentos de risco ( $F_{(9, 1.351)} = 74,50; p = 0,001$ ). Os achados indicaram que a insatisfação corporal mediou a relação entre as pressões midiáticas, autoestima, estado de humor, IMC, %G e os comportamentos de risco ( $F_{(9, 1.351)} = 59,89; p = 0,001$ ). Vale destacar que embora os sintomas depressivos não tenham se relacionado com a insatisfação corporal, o modelo indicou relação direta com os comportamentos de risco para os transtornos alimentares ( $F_{(2, 1.356)} = 23,98; p = 0,001$ ). Concluiu-se que somente o perfeccionismo não aderiu ao modelo etiológico dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares em adolescentes brasileiras.*

*Transtornos da Alimentação e da Ingestão de Alimentos; Imagem Corporal; Adolescente*

<sup>1</sup> Universidade Federal de Pernambuco, Recife, Brasil.  
<sup>2</sup> Universidade Federal de Juiz de Fora, Juiz de Fora, Brasil.  
<sup>3</sup> Universidade de São Paulo, Ribeirão Preto, Brasil.

### Correspondência

L. S. Fortes  
 Universidade Federal de Pernambuco.  
 Av. Prof. Moraes Rego 1235,  
 Cidade Universitária, Recife  
 PE 50670-901, Brasil.  
 leodesousafortes@hotmail.com

## Introdução

Os transtornos alimentares (anorexia e bulimia nervosa) são síndromes psiquiátricas com etiologia multifatorial<sup>1</sup>. Os pacientes com diagnóstico clínico de transtorno alimentar apresentam sintomas comportamentais [restrição de ingestão alimentar por longos períodos, autoindução de vômitos, compulsão alimentar e comportamentos purgativos (laxantes/diuréticos e exercício excessivo)] denominados como comportamentos de risco para os transtornos alimentares<sup>1</sup>. Aproximadamente 25% da população jovem mundial utilizam os comportamentos de risco para os transtornos alimentares com o propósito de atenuar o peso corporal<sup>2</sup>. Achados indicam que o sexo feminino é ainda mais acometido pelos comportamentos de risco para os transtornos alimentares<sup>3,4</sup>. Vale ressaltar que esses comportamentos de risco podem gerar complicações à saúde<sup>5</sup>, a saber: desidratação, redução da secreção de hormônios gonadais (estradiol e luteinizante foliculo estimulante), aumento sérico de cortisol e problemas cardiovasculares.

De acordo com Flament et al.<sup>3</sup> e Rodgers et al.<sup>4</sup>, existem diversas variáveis relacionadas à etiologia dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares. A principal parece ser a insatisfação corporal, entendida como a depreciação com o peso e a aparência física<sup>6</sup>. Segundo o modelo tripartite dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares<sup>4</sup>, a insatisfação corporal media a relação entre as pressões socioculturais (pai, mídia e amigos) e os comportamentos de risco para os transtornos alimentares. Todavia, parece que as características pessoais (autoestima, humor, sintomas depressivos e perfeccionismo) e a morfologia corporal (índice de massa corporal – IMC e percentual de gordura – %G) também podem ter relação com os comportamentos de risco para os transtornos alimentares, embora não façam parte do modelo tripartite<sup>4</sup>.

De fato, achados têm indicado relação entre as pressões socioculturais (mídia, pais e amigos) e os comportamentos de risco para os transtornos alimentares<sup>3,7</sup>. Assim, a exposição de imagens de mulheres magras na mídia e as conversas com pais/amigos sobre o peso e a aparência corporal são fatores de risco para o desencadeamento dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares em adolescentes do sexo feminino. Cabe destacar que a insatisfação corporal pode mediar essa relação<sup>4</sup>.

Além das pressões socioculturais, estudos têm demonstrado que as características pessoais como autoestima (conjunto de sentimentos e pensamentos do indivíduo sobre o seu próprio

valor, competência e adequação, que repercute em atitude positiva ou negativa em relação a si)<sup>8</sup>, perfeccionismo (elevados padrões de exigência, críticas na avaliação do seu próprio comportamento, sentimentos de insucesso e crenças de que as pessoas o avaliam de forma rigorosa)<sup>9</sup>, humor (conjunto de sentimentos positivos e negativos persistentes no momento e que variam em intensidade e duração)<sup>8</sup> e sintomas depressivos (tristeza, perda da capacidade de sentir prazer e, ainda, alterações cognitivas, motoras e somáticas)<sup>10</sup> também podem estar relacionados aos comportamentos de risco para os transtornos alimentares na população adolescente<sup>8,9,11</sup>. Nesse sentido, adolescentes com baixa autoestima, estado de humor negativo, sintomas depressivos ou com traços perfeccionistas podem ter maior susceptibilidade para os comportamentos de risco para os transtornos alimentares. Contudo, faz-se necessário testar essas relações em uma análise multivariada.

Ademais, a morfologia corporal (IMC e %G) também parece ter relação com os comportamentos de risco para os transtornos alimentares<sup>4,10</sup>. De acordo com Laus et al.<sup>12</sup>, adolescentes com elevado IMC ou %G estão mais vulneráveis para a adoção dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares. Em outras palavras, as adolescentes com excesso de gordura corporal se sentem mais pressionadas a utilizar métodos patogênicos para a redução do peso corporal. Ressalta-se, sobretudo, que essas relações devem ser testadas.

Cabe salientar que estudiosos da área têm apontado a adolescência como a fase com maior vulnerabilidade para a adoção dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares<sup>2,3</sup>, o que justifica a necessidade de se conduzir uma investigação com este público. Embora existam achados a respeito dos fatores associados aos comportamentos de risco para os transtornos alimentares em adolescentes<sup>8,10,11,13</sup>, nenhuma investigação científica buscou construir um modelo etiológico destes comportamentos para as adolescentes brasileiras. Esse tipo de investigação permite entender quais as variáveis que podem desencadear os comportamentos de risco para os transtornos alimentares. Logo, o objetivo do trabalho foi construir um modelo etiológico dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares em adolescentes brasileiros do sexo feminino.

## Métodos

O projeto foi aprovado pelo Comitê de Ética e Pesquisa em Seres Humanos da Faculdade de

Filosofia, Ciências e Letras, Universidade de São Paulo (CAE – 03550312.8.0000.5407) de acordo com a *Resolução nº 466/12* do Conselho Nacional de Saúde.

**Participantes**

Trata-se de estudo prospectivo (*follow-up* de 6 meses) realizado nos anos de 2012 a 2014 nas cidades de Juiz de Fora (Minas Gerais), Ribeirão Preto (São Paulo), Recife (Pernambuco) e Rio de Janeiro, Brasil, com adolescentes do sexo feminino na faixa etária entre 12 e 15 anos, matriculados em instituições de Ensino Fundamental (14 escolas privadas e 15 públicas). O processo de seleção amostral foi por conveniência e não probabilístico.

Estipulou-se o tamanho amostral mínimo para conduzir a modelagem de equação estrutural (200 sujeitos) <sup>3</sup>. Considerando-se as perdas amostrais de outras investigações <sup>12,13</sup>, decidiu-se adicionar o percentual de 20%. Assim, adotou-se 240 adolescentes (para cada cidade avaliada) como tamanho amostral a ser avaliado.

Foram incluídas na pesquisa somente as jovens que apresentaram o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE) assinado pelo responsável e que estavam regularmente matriculadas no ensino fundamental. Em adição, adotaram-se os seguintes critérios de exclusão: (1) apresentar deficiência física ou intelectual; e (2) utilizar medicamentos psicoativos nos últimos 6 meses.

Dessa forma, foi possível incluir no estudo 1.694 adolescentes, porém, 336 foram excluídas da amostra por não responderem aos questionários em sua totalidade e/ou não participarem da segunda etapa da pesquisa (*follow-up* de 6 meses), chegando-se a uma amostra final de 1.358 adolescentes, conforme apresentado na Tabela 1.

**Instrumentos**

Para avaliar os comportamentos de risco para os transtornos alimentares foi aplicado o *Eating Attitudes Test* (EAT-26) validado para a língua portuguesa por Bighetti et al. <sup>14</sup>. O questionário é composto por 26 questões distribuídas em três fatores: (1) dieta – diz respeito à recusa patológica a alimentos com grande teor calórico e preocupação com a aparência física; (2) bulimia e preocupação com os alimentos – referem-se a episódios de compulsão alimentar, seguidos por comportamentos purgativos para perda/controle de peso corporal; e (3) autocontrole oral – reflete o autocontrole em relação à comida e avalia as forças ambientais e sociais estimulantes à ingestão alimentar. Em cada item do EAT-26 a ava-

liada tem seis opções de resposta que variam de 0 (poucas vezes, quase nunca e nunca) a 3 (sempre). A única questão que apresenta pontuação em ordem reversa é a 25. O escore do EAT-26 é feito pela soma de seus itens. Quanto maior o escore, maior a frequência dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares. Ainda é possível classificar as respondentes quanto ao risco para os transtornos alimentares, ou seja, escores iguais ou maiores que 21 no EAT-26 indicam risco para estes transtornos. No estudo de validação, Bighetti et al. <sup>14</sup> evidenciaram consistência interna de 0,82. Para a presente amostra encontrou-se valor para a consistência interna de 0,91, avaliado pelo alfa de Cronbach.

Utilizou-se o *Body Shape Questionnaire* (BSQ) em sua versão validada para a população brasileira <sup>15</sup>, para avaliar a insatisfação direcionada à gordura corporal. O instrumento apresenta boa consistência interna (alfa de Cronbach = 0,97). Para a amostra do presente trabalho, identificou-se o valor de  $\alpha$  equivalente a 0,94, demonstrando boa consistência do instrumento. O questionário de autorrelato é composto por 34 perguntas em escala do tipo Likert, relacionadas à preocupação com o peso e a aparência física, mais especificamente, a preocupação com a quantidade de gordura corporal. Quanto maior o escore, maior a insatisfação com a gordura corporal.

A fim de investigar a influência da mídia na imagem corporal, foi utilizado o *Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3* (SATAQ-3). O questionário é composto por 30 perguntas em escala do tipo Likert, com 5 opções de resposta (“discordo totalmente” até “concordo totalmente”). O instrumento apresenta 4 subescalas referentes à: internalização do ideal de corpo atlético; internalização geral dos padrões socialmente estabelecidos; pressão exercida por estes padrões; e a mídia como fonte de informações sobre a aparência <sup>16</sup>. O escore total do questionário é calculado pela soma das

Tabela 1

Distribuição da amostra em função da cidade e idade.

| Cidade (Estado)                 | Tamanho amostral | Idade (anos) |     |     |     |
|---------------------------------|------------------|--------------|-----|-----|-----|
|                                 |                  | 12           | 13  | 14  | 15  |
| Juiz de Fora (Minas Gerais)     | 397              | 95           | 99  | 102 | 101 |
| Recife (Pernambuco)             | 399              | 92           | 100 | 104 | 103 |
| Ribeirão Preto (São Paulo)      | 302              | 81           | 75  | 78  | 68  |
| Rio de Janeiro (Rio de Janeiro) | 260              | 69           | 64  | 61  | 66  |
| <b>Total</b>                    | 1.358            | 337          | 338 | 345 | 338 |

respostas, considerando que todas as questões que apresentam a palavra “não” em seu enunciado têm pontuações invertidas. Quanto maior a pontuação obtida, maior a influência da mídia na imagem corporal. A análise da consistência interna do questionário no estudo de validação foi de 0,91 para o sexo feminino<sup>16</sup>. Para a amostra do presente trabalho, o teste de alfa de Cronbach foi igual a 0,89.

A autoestima foi avaliada pela *Rosemberg Self-esteem Scale* (RSE). Trata-se de uma escala composta por 10 itens, com três opções de respostas do tipo Likert (1 = concordo totalmente, 2 = não concordo nem discordo, 3 = discordo totalmente). O instrumento apresenta dois fatores. O fator 1 agrupa seis itens relacionados à autoestima positiva; o fator 2, quatro itens referentes à autoestima negativa. Com relação à pontuação, quanto maior o escore obtido na escala, maior o nível de autoestima do indivíduo. A versão da escala utilizada foi validada para adolescentes brasileiros<sup>17</sup>, e sua análise de consistência interna revelou um alpha de 0,70. Para a presente amostra, a consistência interna foi avaliada pelo alfa de Cronbach, obtendo-se valor equivalente a 0,81.

Para mensurar o estado de humor, foi aplicada a *Escala de Humor de Brunel* (BRUMS)<sup>18</sup>. Essa escala é composta por 24 indicadores de humor e é subdividida em 6 subescalas: raiva (estado emocional instável desde leve irritação até cólera, associado a estímulos do sistema nervoso autônomo), confusão mental (sentimentos de incerteza, instabilidade para controle de emoções e atenção), depressão (sentimentos de autovalorização negativa, isolamento emocional, tristeza, dificuldade em adaptação, depreciação ou autoimagem negativa), fadiga (estados de esgotamento, apatia e baixo nível de energia), tensão (alta tensão musculoesquelética, agitação, inquietação) e vigor (sentimentos de excitação, disposição e energia física). Cada subescala contém 4 itens e a avaliada deve responder como se sentiu durante os últimos dias, incluindo o dia da avaliação, de acordo com uma escala Likert de 0 (nada) a 4 (extremamente). Com a soma das respostas de cada subescala obtém-se um escore que pode variar de 0 a 96. As subescalas tensão, depressão, raiva, fadiga e confusão mental são consideradas os fatores negativos do humor, sendo o vigor considerado o fator positivo. O distúrbio total de humor é calculado pela soma dos fatores negativos, subtraindo-se o escore do fator positivo. Para a presente amostra, a consistência interna da BRUMS foi avaliada pelo alfa de Cronbach, obtendo-se valor equivalente a 0,88.

Os sintomas depressivos foram avaliados pelo *Major Depression Inventory* (MDI), traduzido e adaptado para a língua portuguesa por Parcias

et al.<sup>19</sup>. O MDI inclui os 10 sintomas de depressão da Classificação Internacional de Doenças, 10ª revisão (CID-10)<sup>1</sup>, assim como avalia a severidade dos sintomas depressivos. Ele é classificado como instrumento de rastreio curto, podendo ser aplicado em diferentes contextos de pesquisa e saúde mental. Os itens 8 e 10 do MDI apresentam subitens “a” e “b”, considerando-se a maior pontuação entre eles. Quanto maior o escore, maior é a magnitude dos sintomas depressivos. Os escores podem variar de 0 a 50, sendo que o corte de 16 indica risco de depressão. No estudo de adaptação transcultural do MDI<sup>18</sup> os autores identificaram consistência interna de 0,91. Na presente investigação evidenciou-se alfa de Cronbach equivalente a 0,89, representativo de uma boa consistência interna.

O perfeccionismo foi avaliado pela *Multidimensional Perfectionism Scale* (MPS) validada para a língua portuguesa (Portugal) por Soares et al.<sup>20</sup>. A escala é composta por 45 itens que buscam avaliar traços de comportamentos relacionados ao perfeccionismo. As questões da MPS estão dispostas em escala do tipo Likert, que varia de 1 (discordo completamente) a 7 (concordo completamente). O escore total pode variar de 45 a 315. Quanto maior o escore, maior é o comportamento perfeccionista. Neste estudo, o teste de alfa de Cronbach revelou consistência interna de 0,81 para a MPS.

A massa corporal foi mensurada utilizando-se uma balança digital portátil da marca Tanita com precisão de 100g e capacidade máxima de 200kg (Tanita Corp., São Paulo, Brasil). Utilizou-se estadiômetro portátil com precisão de 1cm e altura máxima de 2,20m da marca Welmy (Welmy, São Paulo, Brasil) para aferir a estatura das adolescentes. O IMC foi obtido usando-se o cálculo:  $IMC = \text{massa corporal (kg)} / \text{estatura (m}^2\text{)}$ .

O %G foi estimado pelo método duplamente indireto. Foram mensuradas as dobras cutâneas tricóptica e subescapular. Essas medidas foram tomadas de forma rotacional e coletadas três vezes, sendo considerada a média dos valores. Para o cálculo do %G foi utilizado o protocolo de Slaughter et al.<sup>21</sup>. Para todas essas medições, foram usadas as padronizações da International Society for Advancement for Kineanthropometry<sup>22</sup>.

## **Procedimentos**

Os diretores de 32 escolas (15 privadas e 17 públicas) foram convidados a participar da pesquisa, sendo informados sobre os objetivos e procedimentos. Após a autorização das direções das escolas (14 privadas e 15 públicas), foram realizadas reuniões com cada uma das turmas a fim de explicar os objetivos e procedimentos necessários

para a inclusão das escolares no estudo. Foi entregue o TCLE às adolescentes, pedindo-lhes que devolvessem devidamente assinados pelos responsáveis na semana seguinte, em caso de assentimento de sua participação voluntária.

A pesquisa foi realizada em dois momentos. Na primeira etapa, as alunas responderam aos instrumentos (BSQ, SATAQ-3, MPS, BRUMS, MDI e RSE). Essa etapa foi realizada em grupo (turma de no máximo 40 alunos), por um único pesquisador (o mesmo pesquisador para as quatro cidades), que padronizou as explicações verbais. Em seguida, as adolescentes foram encaminhadas individualmente a uma sala ao lado para a aferição das medidas antropométricas (peso, estatura e dobras cutâneas). Essa primeira etapa durou em média de 60 minutos.

No segundo momento, realizado 6 meses após a primeira etapa (*follow-up* de 6 meses), foi aplicado o EAT-26. Esse encontro também foi realizado em grupo (turma de no máximo 40 alunos) e teve duração de aproximadamente 10 minutos.

### Análise estatística

Foram conduzidas as análises de assimetria, curtose e coeficiente de Mardia para avaliar a distribuição dos dados da investigação. Ademais, utilizou-se o teste Kolmogorov-Smirnov para avaliar os pressupostos de normalidade dos dados. Em virtude da não violação paramétrica, média e desvio padrão foram utilizados para descrever as variáveis da investigação. Foi usada a análise fatorial confirmatória com o intuito de avaliar a estrutura fatorial dos instrumentos psicométricos utilizados na presente investigação. Usou-se os seguintes indicadores para avaliar o ajustamento da análise fatorial confirmatória: erro quadrático médio de aproximação (RMSEA), índice de bondade do ajustamento (GFI), índice de bondade do ajustamento adaptado (AGFI) e índice de Tucker-Lewis (TLI).

Utilizou-se a correlação de Pearson para relacionar as variáveis da investigação. Em seguida, conduziu-se a modelagem de equação estrutural (SEM) no software IBM SPSS AMOS 21.0 (IBM Corp., Armonk, Estados Unidos) para analisar as relações das variáveis da pesquisa, adotando-se a insatisfação corporal (BSQ) e os comportamentos de risco para transtornos alimentares (EAT-26) como variáveis dependentes. Foi utilizada a estimação de máxima verossimilhança, usando-se a razão crítica como indicador das estimativas de chance de reproduzir os dados observados. A técnica de *bootstrapping* (1.000 amostragens) foi utilizada para testar o efeito de variáveis mediadoras. Ademais, não foram identificados *outliers*,

corroborando os pressupostos teóricos para a condução da SEM<sup>22</sup>. Utilizamos os seguintes indicadores para avaliar o ajustamento do modelo: RMSEA, GFI, AGFI e TLI. Adotou-se os valores apontados por Farias & Santos<sup>23</sup> (0,008 para o RMSEA e 0,90 para os demais indicadores de ajustamento) como indicadores de aderência do modelo. Para a condução da SEM, foi adotado nível de 5% de significância.

### Resultados

O estudo contou com 1.358 adolescentes com média de idades de 13,89 anos, sendo 42% de etnia branca, 30% negras, 18% amarelas e os 10% restantes declararam outras etnias. Destaca-se que 43% da amostra estavam matriculadas em escola da rede privada de ensino, ao passo que 57% eram discentes de instituições públicas.

Os dados descritivos da amostra do presente estudo podem ser visualizados na Tabela 2. Concernente ao EAT-26, 26% das adolescentes demonstraram comportamento de risco para os transtornos alimentares (EAT-26  $\geq$  20 pontos).

Os dados estatísticos referentes à análise fatorial confirmatória para os instrumentos psicométricos do presente trabalho estão demonstrados na Tabela 3. Os achados indicaram que a estrutura fatorial de todos os questionários foi confirmada.

Foram identificadas correlações estatisticamente significantes entre as variáveis da investigação (Tabela 4), contemplando os pressupostos para a condução da SEM. As variáveis do estudo demonstraram boa aderência ao modelo de equação estrutural (Tabela 5), conforme recomendado por Farias & Santos<sup>23</sup>. O modelo geral explicou 76% da variância dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares (Figura 1,  $F_{(9, 1.351)} = 74,50$ ;  $p = 0,001$ ). Salienta-se que os resultados não indicaram dados perdidos (*Missing*).

Os achados indicaram que a insatisfação corporal (BSQ) mediou a relação entre as pressões midiáticas (SATAQ-3), autoestima (RSE), estado de humor (BRUMS), IMC, %G e os comportamentos de risco para os transtornos alimentares (EAT-26) ( $F_{(9, 1.351)} = 59,89$ ;  $p = 0,001$ ). Vale salientar que o perfeccionismo (MPS) não aderiu ao modelo etiológico dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares ( $F_{(1, 1.357)} = 4,59$ ;  $p = 0,11$ ). No entanto, embora os sintomas depressivos (MDI) não tenham se relacionado com a insatisfação corporal (BSQ), o modelo indicou relação direta entre os sintomas depressivos (MDI) e comportamento de risco para os transtornos alimentares (EAT-26) ( $F_{(2, 1.356)} = 23,98$ ;

Tabela 2

Valores descritivos (mínimo, máximo, média e desvio padrão) das variáveis do estudo.

| Variável     | Amplitude | Mínimo | Máximo | Média  | DP    |
|--------------|-----------|--------|--------|--------|-------|
| EAT-26       | 0-78      | 0,00   | 72,00  | 19,94  | 11,49 |
| BSQ          | 34-204    | 34,00  | 201,00 | 78,88  | 21,01 |
| SATAQ-3      | 30-150    | 30,00  | 144,00 | 82,13  | 18,26 |
| RSE          | 10-30     | 10,00  | 30,00  | 17,55  | 6,36  |
| BRUMS        | 0-96      | 0,00   | 88,00  | 36,55  | 15,89 |
| MDI          | 0-50      | 0,00   | 48,00  | 15,66  | 9,01  |
| MPS          | 45-315    | 45,00  | 298,00 | 133,45 | 29,70 |
| IMC          | -         | 12,33  | 42,99  | 20,51  | 3,49  |
| %G           | -         | 8,36   | 45,55  | 25,05  | 11,82 |
| Idade (anos) | 12-15     | 12,00  | 15,0   | 13,89  | 1,03  |

%G: percentual de gordura; BRUMS: Escala de Humor de Brunel; BSQ: Body Shape Questionnaire; DP: desvio padrão; EAT-26: Eating Attitudes Test; IMC: índice de massa corporal; MDI: Major Depression Inventory; MPS: Multidimensional Perfectionism Scale; RSE: Rosenberg Self-esteem Scale; SATAQ-3: Sociocultural Attitudes Toward Appearance Questionnaire 3.

Tabela 3

Índices de aderência da análise fatorial confirmatória dos instrumentos psicométricos utilizados no presente estudo.

| Instrumento | RMSEA | GFI  | AGFI | TLI  |
|-------------|-------|------|------|------|
| EAT-26      | 0,007 | 0,91 | 0,94 | 0,93 |
| BSQ         | 0,006 | 0,94 | 0,96 | 0,95 |
| SATAQ-3     | 0,007 | 0,95 | 0,97 | 0,96 |
| RSE         | 0,005 | 0,97 | 0,98 | 0,96 |
| BRUMS       | 0,006 | 0,92 | 0,91 | 0,94 |
| MDI         | 0,008 | 0,90 | 0,92 | 0,91 |
| MPS         | 0,008 | 0,89 | 0,91 | 0,90 |

AGFI: índice de bondade do ajustamento adaptado; BSQ: Body Shape Questionnaire; BRUMS: Escala de Humor de Brunel; EAT-26: Eating Attitudes Test; GFI: índice de bondade do ajustamento; MDI: Major Depression Inventory; MPS: Multidimensional Perfectionism Scale; SATAQ-3: Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3; RSE: Rosenberg Self-esteem Scale; RMSEA: erro quadrático médio de aproximação; TLI: índice de Tucker-Lewis.

$p = 0,001$ ). Ademais, cabe destacar que as pressões midiáticas (SATAQ-3) demonstraram relação direta com os comportamentos de risco para os transtornos alimentares (EAT-26) ( $F_{(2, 1.356)} = 34,41$ ;  $p = 0,001$ ), explanando 27% de sua variância. Por fim, vale ressaltar, ainda, que as pressões midiáticas (SATAQ-3), autoestima (RSE), distúrbio total de humor (BRUMS), IMC e %G explicaram 69% da variância da insatisfação corporal (BSQ) ( $F_{(6, 1.352)} = 40,97$ ;  $p = 0,001$ ).

Os resultados da técnica de *bootstrapping* foram significantes ( $F_{(9, 1.351)} = 56,03$ ;  $p = 0,001$ ; intervalo de 95% de confiança – IC95%: 0,59-0,68), indicando que os efeitos mediadores represen-

tam uma aproximação empírica da distribuição da população original (adolescentes brasileiras do sexo feminino).

## Discussão

O estudo teve como premissa criar um modelo etiológico dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares em adolescentes brasileiros do sexo feminino. Do ponto de vista prático, criar um modelo etiológico dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares em adolescentes é importante para implemen-

Tabela 4

Correlações entre as variáveis da investigação.

|         | EAT-26 | BSQ    | SATAQ-3 | MPS    | BRUMS  | MDI    | RSE     | IMC     | %G      |
|---------|--------|--------|---------|--------|--------|--------|---------|---------|---------|
| EAT-26  | -      | 0,64 * | 0,41 *  | 0,16 * | 0,21 * | 0,34 * | -0,29 * | 0,39 *  | 0,33 *  |
| BSQ     |        | -      | 0,72 *  | 0,09   | 0,18 * | 0,46 * | -0,37 * | 0,47 *  | 0,31 *  |
| SATAQ-3 |        |        | -       | 0,12   | 0,17 * | 0,23 * | -0,28 * | 0,32 *  | 0,27 *  |
| MPS     |        |        |         | -      | 0,06   | 0,11   | 0,05    | 0,10    | 0,07    |
| BRUMS   |        |        |         |        | -      | 0,26 * | -0,30 * | 0,24 *  | 0,19 *  |
| MDI     |        |        |         |        |        | -      | -0,43 * | 0,35 *  | 0,31 *  |
| RSE     |        |        |         |        |        |        | -       | -0,23 * | -0,20 * |
| IMC     |        |        |         |        |        |        |         | -       | 0,48 *  |
| %G      |        |        |         |        |        |        |         |         | -       |

%G: percentual de gordura; BSQ: *Body Shape Questionnaire*; BRUMS: *Escala de Humor de Brunel*; EAT-26: *Eating Attitudes Test*; IMC: índice de massa corporal; MDI: *Major Depression Inventory*; MPS: *Multidimensional Perfectionism Scale*; SATAQ-3: *Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3*; RSE: *Rosemberg Selfesteem Scale*.

\* p < 0,01.

Tabela 5

Índices de aderência do modelo de equação estrutural.

| RMSEA | GFI  | AGFI | TLI  | Razão crítica * |
|-------|------|------|------|-----------------|
| 0,006 | 0,91 | 0,94 | 0,93 | 2,63            |

AGFI: índice de bondade do ajustamento adaptado; GFI: índice de bondade do ajustamento; RMSEA: erro quadrático médio de aproximação; TLI: índice de Tucker-Lewis.

\* Indica a estimativa do parâmetro.

tar programas de prevenção e/ou intervenção psicológica, a fim de reduzir a incidência de desencadeamento de transtornos alimentares nesse público. Com base nos achados deste trabalho, profissionais que atuam em escolas poderão intervir nos fatores que apresentem riscos para os comportamentos de risco para os transtornos alimentares em adolescentes do sexo feminino.

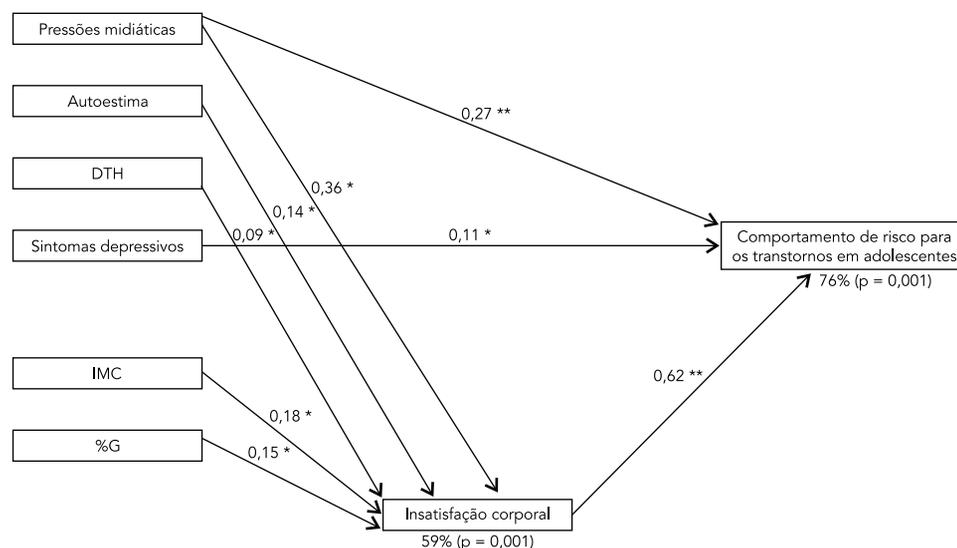
Os resultados indicaram prevalência de 26% para os comportamentos de risco para os transtornos alimentares. Esse achado é corroborado por outros estudos 2,3. De fato, cerca de 1/4 das adolescentes tem demonstrado riscos para o desenvolvimento dos transtornos alimentares. Segundo Goldschmidt et al. 7, a mídia é a principal responsável por essa situação. A mídia tem enaltecido a magreza como o ideal sociocultural. Logo, adolescentes do sexo feminino se sentem pressionadas a reduzir o peso corporal. Por con-

seguinte, adotam os comportamentos de risco para os transtornos alimentares como estratégia para tal propósito.

O modelo de equação estrutural apontou relação direta das pressões midiáticas (SATAQ-3) com os comportamentos de risco para os transtornos alimentares. Esses resultados indicaram que a internalização do ideal de magreza e as mensagens subliminares da mídia sobre aparência física estiveram associadas ao desencadeamento dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares em adolescentes brasileiras. Outras investigações com adolescentes canadenses e americanas também têm evidenciado tal relação 3,4. Parece que as jovens que folheiam revistas de moda, assistem à televisão e/ou fazem comparações sociais de corpo costumam ter maior susceptibilidade para a adoção do comportamentos de risco para os transtornos alimentares 7. Destaca-se, todavia, que o SATAQ-3 avalia somente a influência da mídia, no entanto, parece que os pais e amigos também podem influenciar na adoção dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares. Estudos têm apontado que o “*fat talking*” com pais e amigos está relacionado à vulnerabilidade para os transtornos alimentares 3,4. No entanto, alguns pesquisadores 24 ressaltam que a insatisfação corporal media a relação entre as pressões midiáticas e os comportamentos de risco para os transtornos alimentares, o que também foi identificado no presente trabalho. Assim, as adolescentes influenciadas pelas pressões midiáticas geram insatisfação com o corpo, que por sua vez, é responsável pela adoção dos comportamentos

Figura 1

Modelo de equação estrutural dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares em adolescentes brasileiras do sexo feminino.



DTH: distúrbio total do humor; IMC: índice de massa corporal; %G: percentual de gordura.

\*  $p \leq 0,05$ ;

\*\*  $p \leq 0,01$ .

de risco para os transtornos alimentares, conforme mencionado pelo modelo tripartite dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares em outros países<sup>3,4</sup>.

Cabe destacar, sobretudo, que embora algumas variáveis demográficas (etnia e nível socioeconômico) não tenham sido inseridas no modelo etiológico, parece que apresentam relação com os comportamentos de risco para os transtornos alimentares em adolescentes<sup>3,4</sup>. Todavia, esses estudos foram conduzidos com adolescentes de outros países. Ademais, Fortes et al.<sup>25</sup> não identificaram relação entre etnia, nível socioeconômico e comportamentos de risco para os transtornos alimentares em adolescentes do sexo feminino, o que deixa em dúvida se, de fato, a etnia e o nível socioeconômico são intimamente relacionados com a adoção de comportamentos de risco para os transtornos alimentares em adolescentes brasileiras. Na presente investigação optou-se por incluir adolescentes oriundas de instituições privadas e públicas, a fim de inibir os efeitos do nível socioeconômico. Do mesmo modo, a distribuição da etnia no presente estudo corrobora outras pesquisas nacionais<sup>25,26</sup>. Logo, o modelo etio-

lógico deste trabalho pode ser aplicável em adolescentes brasileiras de diversas etnias.

De acordo com diversos autores<sup>8,9,11</sup>, algumas características pessoais (autoestima, estado de humor, sintomas depressivos e perfeccionismo) podem ter relação com os comportamentos de risco para os transtornos alimentares. O modelo de equação estrutural revelou relação direta somente para os sintomas depressivos (MDI), corroborando os achados da pesquisa de Fortes et al.<sup>10</sup>. Esse resultado indica que as adolescentes susceptíveis ao transtorno depressivo demonstraram vulnerabilidade para adoção dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares. Entretanto, a autoestima (RSE) e o estado de humor (BRUMS) apresentaram relação indireta com os comportamentos de risco para os transtornos alimentares, contrapondo, assim, os resultados de outra investigação científica conduzida com adolescentes brasileiras<sup>8</sup>. Salienta-se que a relação da autoestima e do estado de humor com os comportamentos de risco para os transtornos alimentares foi mediada pela insatisfação corporal (BSQ). Nesse sentido, as adolescentes com baixa autoestima ou estado de humor negativo (raiva, fadiga e tensão) somente

recorrem aos comportamentos de risco para os transtornos alimentares caso estejam insatisfeitas com o corpo, fato indicado em outra pesquisa científica conduzida com adolescentes canadenses<sup>3</sup>. Contudo, ao contrário do que é preconizado na literatura científica<sup>9</sup>, o perfeccionismo (MPS) não demonstrou relação nem com a insatisfação corporal nem com os comportamentos de risco para os transtornos alimentares. Segundo Soares et al.<sup>20</sup>, os comportamentos perfeccionistas costumam ser mais evidentes no ambiente de trabalho, escolar e/ou familiar. Desse modo, as pessoas com traços perfeccionistas não necessariamente adotam comportamentos com o intuito de remodelamento morfológico, o que, de certo modo, explica os achados do modelo de equação estrutural.

Os resultados apontaram relação indireta das variáveis morfológicas (IMC e %G) com os comportamentos de risco para os transtornos alimentares. Estudos têm indicado que o IMC e o %G geram insatisfação corporal<sup>12,13</sup>, e esta, por sua vez, é considerada o principal agente desencadeador dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares<sup>5</sup>, corroborando os achados da presente investigação. Entretanto, vale salientar que algumas pesquisas têm demonstrado relação direta entre IMC e comportamentos de risco para os transtornos alimentares<sup>25,26</sup>, fato não encontrado no modelo de equação estrutural. De qualquer forma, em razão das pressões que o sexo feminino costuma sofrer concernente à magreza<sup>3</sup>, pode-se considerar o IMC e o %G fatores de risco para os comportamentos de risco para os transtornos alimentares em adolescentes brasileiras.

Apesar deste estudo apontar resultados inéditos e importantes, o mesmo apresenta limitações que merecem destaque. Utilizaram-se instrumentos de autorreporte como ferramentas de avaliação. Assim, os resultados podem não refletir o contexto analisado em virtude de se tratar de respostas subjetivas. Vale destacar que nem todos os instrumentos utilizados na presente investigação têm índices psicométricos de validade para a população feminina adolescente brasileira, condição que subsidia cautela na interpretação dos achados. Por exemplo, o SATAQ-3 apresenta dados de validação somente para adultos<sup>16</sup>. Em adição, a adaptação transcultural da BRUMS

também deixa a desejar em relação aos cuidados metodológicos que envolvem os procedimentos de equivalências entre as versões original e traduzida<sup>18</sup>. Além disso, a mesma foi aplicada em uma amostra extremamente reduzida, inviabilizando evidências de validade e precisão da nova versão. O MDI, por sua vez, também tem dados de validação somente para adultos<sup>19</sup>. Por fim, a MPS foi adaptada para a população portuguesa<sup>20</sup>. Apesar do português ser a língua do Brasil e Portugal, os países apresentam diferenças culturais significativas e também pequenas alterações na própria escrita.

Sendo assim, a utilização desses instrumentos nesta pesquisa pode ter impactado os resultados obtidos. Porém, autores indicam a condução de análise fatorial confirmatória quando a ferramenta psicométrica não apresenta validação para a população alvo<sup>23</sup>. Nesse sentido, a fim de assegurar a validade dos dados obtidos, conduziu-se análise fatorial confirmatória para todos os questionários e os achados indicaram índices de ajustamento aceitáveis, o que reduz a possibilidade de invalidade dos instrumentos supracitados para a amostra do presente estudo.

A despeito das limitações, acredita-se que os resultados desta pesquisa sejam de extrema importância para os profissionais que atuam no âmbito escolar. Ademais, tais achados podem auxiliar na elaboração de programas de prevenção e/ou tratamento dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares em adolescentes brasileiros do sexo feminino.

Por fim, pode-se concluir que somente o perfeccionismo não aderiu ao modelo etiológico dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares em adolescentes brasileiras. Sendo assim, as pressões midiáticas, as características pessoais (autoestima, estado de humor e sintomas depressivos), a morfologia corporal (IMC e %G) e a insatisfação corporal fizeram parte do modelo etiológico dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares neste público.

Sugere-se a condução de mais investigações com adolescentes brasileiras do sexo feminino, a fim de confirmar os achados deste estudo (validade externa). Em adição, recomenda-se a construção de um modelo etiológico dos comportamentos de risco para os transtornos alimentares para adolescentes brasileiros do sexo masculino.

### Colaboradores

L. S. Fortes, J. F. Filgueiras, F. C. Oliveira participaram da coleta de dados, redação, análise e interpretação dos dados e revisão do artigo. S. S. Almeida colaborou na análise e interpretação dos dados, redação e revisão do artigo. M. E. C. Ferreira orientou todo o trabalho, além de participar da revisão do artigo.

### Agradecimentos

Ao Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq) pelo financiamento do projeto. Às adolescentes pela colaboração na participação do estudo.

### Referências

1. Fisher MM, Rosen DS, Ornstein RM, Mammed KA, Katzman DK, Rome ES, et al. Characteristics of avoidant/restrictive food intake disorder in children and adolescents: a "new disorder" in DSM-5. *J Adolescent Health* 2014; 55:49-52.
2. Holm-Denoma JM, Hankin BL, Young JE. Developmental trends of eating disorder symptoms and comorbid internalizing symptoms in children and adolescents. *Eat Behav* 2014; 15:275-9.
3. Flament MF, Hill EM, Buckholz A, Henderson K, Tasca GA, Goldfield G. Internalization of the thin and muscular body ideal and disordered eating in adolescence: the mediation effects of body esteem. *Body Image* 2012; 9:68-75.
4. Rodgers R, Cabrol H, Paxton SJ. An exploration of the tripartite influence model of body dissatisfaction and disordered eating among Australian and French college women. *Body Image* 2011; 8: 208-15.
5. Harden KP, Kretsch N, Moore SR, Mendle J. Descriptive review: hormonal influences on risk for eating disorder symptoms during puberty and adolescence. *Int J Eat Disord* 2014; 47:718-26.
6. Laus MF, Kakshita IS, Costa TMB, Ferreira MEC, Fortes LS, Almeida SS. Body image in Brazil: recent advances in the state of knowledge and methodological issues. *Rev Saúde Pública* 2014; 48:331-46.
7. Goldschmidt AB, Wall MM, Choo TJ, Bruening M, Eisenberg ME, Neumark-Sztainer D. Examining associations between adolescent binge eating and binge eating in parents and friends. *Int J Eat Disord* 2014; 47:325-8.
8. Fortes LS, Cipriani FM, Coelho FD, Paes ST, Ferreira MEC. A autoestima afeta a insatisfação corporal em adolescentes do sexo feminino? *Rev Paul Pediatr* 2014; 32:236-40.
9. Paulson LR, Ruthledge C. Effects of perfectionism and exercise on disordered eating in college students. *Eat Behav* 2014; 15:116-9.
10. Fortes LS, Filgueiras JF, Ferreira MEC. Risk behaviors for eating disorders and depressive symptoms: a study of female adolescents in Juiz de Fora, Minas Gerais State, Brazil. *Cad Saúde Pública* 2014; 30:2443-50.
11. Mendes V, Araújo J, Lopes C, Ramos E. Determinants of weight loss dieting among adolescents: a longitudinal analysis. *J Adolesc Health* 2014; 54:360-3.
12. Laus MF, Costa TM, Almeida SS. Body image dissatisfaction and its relationship with physical activity and body mass index in Brazilian adolescents. *J Bras Psiquiatr* 2011; 60:315-20.
13. Fortes LS, Almeida SS, Cipriani FM, Ferreira MEC. Comportamento alimentar inadequado: uma investigação longitudinal com adolescentes do sexo feminino. *Rev Paul Pediatr* 2014; 32:85-91.
14. Bighetti F, Santos CB, Santos JE, Ribeiro RPP. Tradução e avaliação do Eating Attitudes Test em adolescentes do sexo feminino de Ribeirão Preto, São Paulo. *J Bras Psiquiatr* 2004; 53:339-46.
15. Conti MA, Cordás TA, Latorre MRDO. Estudo de validade e confiabilidade da versão brasileira do Body Shape Questionnaire (BSQ) para adolescentes. *Rev Bras Saúde Matern Infant* 2009; 9:331-8.
16. Amaral ACS, Cordás TA, Conti MA, Ferreira MEC. Equivalência semântica e avaliação da consistência interna da versão em português do Sociocultural Attitudes Towards Appearance Questionnaire-3 (SATAQ-3). *Cad Saúde Pública* 2011; 27:1487-97.
17. Sbicigo JB, Bandeira DR, Dell'Aglio DD. Escala de Autoestima de Rosenberg (EAR): validade fatorial e consistência interna. *Psico USF* 2010; 15:395-403.
18. Rohlfs ICPM, Rotta TM, Luft CDB, Andrade A, Krebs RJ, Carvalho T. A Escala de Humor de Brunel (BRUMS): instrumento para detecção precoce da síndrome do excesso de treinamento. *Rev Bras Med Esporte* 2008; 14:176-81.
19. Parcias S, Rosario BP, Sakae T, Monte F, Guimarães ACA, Xavier AJ. Validação da versão em português do Inventário de Depressão Maior. *J Bras Psiquiatr* 2011; 60:164-70.
20. Soares MJ, Gomes AA, Macedo AF, Azevedo MHP. Escala Multidimensional de Perfeccionismo: adaptação à população portuguesa. *Revista Portuguesa de Psicossomática* 2003; 5:46-55.

21. Slaughter MH, Lohman TG, Boileau R, Hoswill CA, Stillman RJ, Yanloan MD, et al. Skinfold equations for estimation of body fatness in children and youth. *Hum Biol* 1988; 60:709-23.
22. International Society for Advancement for Kineanthropometry. Anthropometric assessment standards. <http://www.isakonline.com/> (acessado em 09/Out/2013).
23. Farias SA, Santos RC. Modelagem de equações estruturais e satisfação do consumidor: uma investigação teórica e prática. *Revista de Administração Contemporânea* 2000; 4:107-32.
24. Wojowitz AE, Von Ranson KM. Weighing on risk factors for body dissatisfaction: a one-year prospective study of middle-adolescent girls. *Body Image* 2012; 9:20-30.
25. Fortes LS, Amaral AC, Almeida SS, Ferreira ME. Effects of psychological, morphological and sociodemographic variables on adolescents' eating behavior. *Rev Paul Pediatr* 2013; 31:182-8.
26. Fortes LS, Cipriani FM, Ferreira MEC. Risk behaviors for eating disorders: factors associated in adolescent students. *Trends Psychiatry Psychother* 2013; 35:279-86.

## Abstract

*The objective was to construct an etiological model of disordered eating behaviors in Brazilian adolescent girls. A total of 1,358 adolescent girls from four cities participated. The study used psychometric scales to assess disordered eating behaviors, body dissatisfaction, media pressure, self-esteem, mood, depressive symptoms, and perfectionism. Weight, height, and skinfolds were measured to calculate body mass index (BMI) and percent body fat (%F). Structural equation modeling explained 76% of variance in risk behaviors for eating disorders ( $F_{(9, 1,351)} = 74.50; p = 0.001$ ). The findings indicate that body dissatisfaction mediated the relationship between media pressures, self-esteem, mood, BMI, %F, and disordered eating behaviors ( $F_{(9, 1,351)} = 59.89; p = 0.001$ ). Although depressive symptoms were not related to body dissatisfaction, the model indicated a direct relationship with disordered eating behaviors ( $F_{(2, 1,356)} = 23.98; p = 0.001$ ). In conclusion, only perfectionism failed to fit the etiological model of disordered eating behaviors in Brazilian adolescent girls.*

*Feeding and Eating Disorders; Body Image; Adolescent*

## Resumen

*El objetivo fue construir un modelo etiológico de los comportamientos de riesgo para los trastornos alimenticios en adolescentes brasileñas del sexo femenino. Participaron 1.358 adolescentes de cuatro ciudades. Se evaluaron comportamientos de riesgo para los trastornos alimenticios, insatisfacción corporal, presiones mediáticas, autoestima, estado de humor, síntomas depresivos y perfeccionismo mediante escalas psicométricas. Se calculó peso, estatura y dobleces cutáneas para calcular el índice de masa corporal (IMC) y el porcentaje de grasa (%G). El modelo de ecuación estructural expuso un 76% de la variancia de los comportamientos de riesgo para los trastornos alimenticios ( $F_{(9, 1,351)} = 74,50; p = 0,001$ ). Los hallazgos indicaron que la insatisfacción corporal medió la relación entre las presiones mediáticas, autoestima, estado de humor, IMC, %G y los comportamientos de riesgo para los trastornos alimenticios ( $F_{(9, 1,351)} = 59,89; p = 0,001$ ). Vale destacar que pese a que los síntomas depresivos no se hayan relacionado con la insatisfacción corporal, el modelo indicó relación directa con los comportamientos de riesgo para los trastornos alimenticios ( $F_{(2, 1,356)} = 23,98; p = 0,001$ ). Se concluyó que solamente el perfeccionismo no se adhirió al modelo etiológico de los comportamientos de riesgo para los trastornos alimenticios en adolescentes brasileñas.*

*Trastornos de Alimentación y de la Ingestión de Alimentos; Imagen Corporal; Adolescente*

Recebido em 18/Fev/2015  
 Versão final reapresentado em 18/Jun/2015  
 Aprovado em 06/Jul/2015