

Padrões alimentares de adolescentes brasileiros: resultados da Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar (PeNSE)

Dietary patterns of Brazilian adolescents: results of the *Brazilian National School-Based Health Survey (PeNSE)*

Patrones alimenticios de los adolescentes brasileños: resultados de la *Encuesta Nacional de Salud del Escolar (PeNSE)*

Letícia Ferreira Tavares ¹
Inês Rugani Ribeiro de Castro ²
Renata Bertazzi Levy ³
Letícia de Oliveira Cardoso ⁴
Rafael Moreira Claro ⁵

Abstract

The aims of this study were to identify the dietary patterns of adolescents, describe their distribution in the 26 Brazilian capitals and Federal District and analyze its association with the Municipal Human Development Index (IDH-M). Were studied 60.954 students from public and private schools, which were in the last year of the elementary education and attended the Brazilian National School-Based Adolescent Health Survey (PeNSE) conducted in 2009. To characterize the dietary pattern cluster analysis was used. Three dietary patterns were identified: healthy (27.7%), unhealthy (34.6%) and mixed (37.7%). It was observed a higher proportion of healthy pattern in the capitals of the Southeast, South and Midwest. The IDH-M was positively correlated with the healthy pattern and negatively with the mixed pattern. The identification of differentiated dietary patterns intra and between regions and according to IDH-M indicates the need to better understand each local context either with respect to the magnitude of the event either the examination of the determinants of the different realities.

Feeding Behavior; Adolescent; Students

Resumo

Os objetivos deste trabalho foram identificar os padrões alimentares de adolescentes brasileiros, descrever suas distribuições nas capitais brasileiras e no Distrito Federal e analisar sua associação com o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDH-M). Foram estudados 60.954 alunos, de escolas públicas e privadas, que cursavam o último ano do Ensino Fundamental e participaram da Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar (PeNSE) conduzida em 2009. Para caracterização do padrão alimentar foi utilizada análise de cluster. Foram identificados três padrões: saudável (27,7%), não saudável (34,6%) e misto (37,7%). Observou-se maior proporção do padrão saudável entre adolescentes nas capitais das regiões Sudeste, Sul e Centro-oeste. O IDH-M apresentou correlação positiva com o padrão saudável e negativa com o padrão misto. A identificação de padrões alimentares diferenciados intra e entre regiões e segundo IDH-M aponta a necessidade de se conhecer melhor cada contexto local, seja no tocante à magnitude dos eventos, seja no exame dos determinantes dessas diferentes realidades.

Comportamento Alimentar; Adolescente; Estudantes

¹ Instituto de Nutrição Josué de Castro, Universidade Federal do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, Brasil.

² Instituto de Nutrição, Universidade do Estado do Rio de Janeiro, Rio de Janeiro, Brasil.

³ Faculdade de Medicina, Universidade de São Paulo, São Paulo, Brasil.

⁴ Escola Nacional de Saúde Pública Sergio Arouca, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, Brasil.

⁵ Escola de Enfermagem, Universidade Federal de Minas Gerais, Belo Horizonte, Brasil.

Correspondência

L. F. Tavares
Instituto de Nutrição Josué de Castro, Universidade Federal do Rio de Janeiro.
Av. Carlos Chagas Filho 373, Bloco J, 2º andar, Rio de Janeiro, RJ 21941-902, Brasil.
tavares.nutricao@gmail.com

Introdução

A alimentação inadequada é um fator de risco para o desenvolvimento de doenças crônicas não transmissíveis (DCNT) ^{1,2,3,4,5} que vem sendo observado entre jovens em diversos países, inclusive o Brasil. Em nosso país, os hábitos alimentares entre os adolescentes têm sido caracterizados pelo alto consumo de produtos ultraprocessados ⁶, que são ricos em gorduras, açúcares e sódio, e baixo consumo de frutas e hortaliças ^{7,8,9,10,11,12,13}.

Tradicionalmente, os estudos de epidemiologia nutricional avaliam a relação da saúde com a ingestão de nutrientes ou alimentos. Na perspectiva da saúde pública, é fundamental estudar padrões alimentares, pois as pessoas não consomem nutrientes ou um único tipo de alimento isoladamente, mas, sim, a combinação de vários alimentos e nutrientes. Desta forma, a identificação de padrões alimentares surgiu como alternativa à avaliação do consumo alimentar baseada apenas em alimentos e nutrientes e a sua implementação em políticas públicas pode ser útil por facilitar a compreensão da alimentação da população ^{14,15,16,17}.

Entre as atividades que revelam o empenho mundial para prevenção e controle das DCNT está a implementação bem sucedida de sistemas de vigilância de fatores de risco e de proteção à saúde em diversos países ^{18,19,20}. Com objetivo de subsidiar políticas de saúde voltadas aos jovens, a Organização Mundial da Saúde (OMS) propôs a criação de sistemas de vigilância de fatores comportamentais de risco e de proteção para DCNT específicos para os adolescentes a serem desenvolvidos no ambiente escolar ²¹.

Seguindo esta recomendação da OMS e baseando-se em experiências prévias de sistemas internacionais ^{18,19,20} e nacionais ^{10,22,23}, o Brasil estruturou um sistema de vigilância de fatores de risco e proteção à saúde de adolescentes baseado em inquéritos regulares realizados em escolas, denominado *Pesquisa Nacional de Saúde Escolar* (PeNSE) ²⁴. Até o momento, foram realizadas duas edições dessa pesquisa: uma em 2009 e outra em 2012 ^{24,25}.

Assim como ocorre com os sistemas de vigilância dirigidos a adolescentes em outros países ^{26,27,28,29,30,31,32,33} as análises sobre consumo alimentar realizadas com a base de dados gerada pelo sistema brasileiro têm sido restritas ao exame, em separado, de alimentos e práticas marcadores de alimentação saudável e não saudável ^{24,25,34}. O presente estudo tem como objetivo identificar e descrever, com base na PeNSE 2009, a prevalência de padrões alimentares nas 26 capitais brasileiras e no Distrito Federal e analisar

sua associação com o Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDH-M).

Métodos

Desenho, população do estudo e amostragem

Os dados utilizados nesse estudo são de acesso público (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Banco de dados agregados. Pesquisa Nacional de Saúde Escolar – PeNSE 2009. <http://loja.ibge.gov.br/pesquisa-nacional-de-saude-do-escolar-2009.html>, acessado em 02/Fev/2013) e oriundos da PeNSE 2009, um estudo seccional cuja população foi composta por alunos do 9º ano do Ensino Fundamental de escolas públicas e privadas nas 26 capitais de estados brasileiros e do Distrito Federal. O Censo Escolar 2007, realizado pelo Instituto Nacional de Estudos e Pesquisas Educacionais Anísio Teixeira, do Ministério da Educação, serviu como base para o cálculo da amostra ²⁴.

Foi realizada amostragem complexa por estratificação e conglomeração em dois estágios para representar o conjunto de estudantes do 9º ano de escolas públicas e privadas das 26 capitais brasileiras e do Distrito Federal. Os 27 estratos amostrais são representados pelas capitais das Unidades da Federação (UF) e pelo Distrito Federal. No primeiro estágio foi feita a seleção das escolas (unidade primária de amostragem) por amostragem sistemática com probabilidade proporcional ao número de escolas nos estratos. O segundo estágio correspondeu à seleção das turmas (unidade secundária de amostragem) dentro de cada escola selecionada. Todos os alunos das turmas selecionadas foram convidados a participar da pesquisa. Dos 63.411 estudantes presentes nas turmas selecionadas na data da pesquisa, 501 se recusaram a participar do estudo. A amostra estudada foi composta, então, por 62.910 alunos que preencheram os questionários. Uma descrição mais detalhada do desenho amostral pode ser encontrada no relatório da PeNSE 2009 publicado pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE) ²⁴.

Dos alunos avaliados, aproximadamente a metade tinha 14 anos de idade e 72,9% estudavam em escolas públicas. Cerca de 1/3 das mães dos escolares apresentavam Ensino Fundamental incompleto e a mesma proporção foi encontrada para o Ensino Superior completo ²⁴.

Para as análises do presente artigo, foram utilizadas informações dos escolares que concordaram em participar, que responderam a pergunta referente a sexo e pelo menos uma pergunta

sobre consumo alimentar, totalizando 60.954 escolares distribuídos em 1.453 escolas e 2.175 turmas.

Coleta de dados

A coleta de dados foi realizada por meio de computador de mão (*personal digital assistant* – PDA), contendo questionário estruturado e autoaplicável dividido em módulos por assunto: características sociodemográficas, alimentação, imagem corporal, atividade física, tabagismo, consumo de álcool e outras drogas, saúde bucal, comportamento sexual, violência, acidentes e segurança. O trabalho de campo ocorreu entre os meses de março e junho de 2009.

Análise dos dados

O consumo alimentar foi avaliado por meio de questionário referente à semana que antecedeu ao estudo. O aluno registrou o número de dias em que havia consumido os seguintes alimentos (ou grupos de alimentos): feijão; hortaliças cruas; hortaliças cozidas; frutas frescas; leite; guloseimas; biscoitos doces ou bolachas doces; biscoitos salgados ou bolachas salgadas; batata frita (incluindo batata de pacote); salgados fritos; embutidos (hambúrguer, salsicha, mortadela, salame, presunto, empanados de frango tipo *nuggets* ou linguíça); refrigerante. Os cinco primeiros foram considerados alimentos marcadores de alimentação saudável (MAS) e os sete últimos, marcadores de alimentação não saudável (MANS). Esta divisão foi baseada em evidências que sugerem a associação dessas variáveis com fatores de risco para doenças crônicas não transmissíveis^{1,2,3,4,5}. Além disso, o leite foi incluído como alimento MAS tendo em vista que, no *Guia Alimentar para População Brasileira: Promovendo a Alimentação Saudável*³⁵, leites e derivados são apresentados como alimentos recomendados. Classificação similar foi adotada nas duas edições da PeNSE^{24,25} e em publicação anterior que se baseou nos dados do primeiro inquérito³⁴.

Embora o percentual de dados faltantes para cada uma das variáveis referentes ao consumo alimentar tenha variado entre 1,4 e 1,8%, quando elas foram combinadas para realização da análise de padrão alimentar, esse percentual aumentou para 12,9%. Optou-se por imputar os dados faltantes referentes ao consumo alimentar, pois a indisponibilidade de informação de pelo menos uma das 12 variáveis avaliadas excluiria o indivíduo da análise de *cluster* utilizada para identificação do padrão alimentar. Os procedimentos de imputação de dados faltantes empregados foram aqueles utilizados em análises anteriores da PeNSE

para a variável escolaridade materna e para criação do escore de bens³⁴. Foi utilizado modelo de regressão logística para identificação das variáveis auxiliares que não apresentavam nenhum dado faltante e que fossem capazes de prever a variável de consumo alimentar de interesse (ex.: sexo, dependência administrativa da escola, UF, escore de bens e escolaridade materna). Em seguida, foram construídas árvores de classificação, que consistem em uma técnica não paramétrica de regressão multivariada, que permitiram prever os valores a serem imputados aos dados faltantes^{36,37,38,39}. A imputação dos dados foi realizada em ambiente e linguagem R, versão 2.15 (The R Foundation for Statistical Computing, Viena, Áustria; <http://www.r-project.org>), utilizando-se a biblioteca *rpart*.

A identificação dos padrões alimentares foi realizada levando-se em conta a frequência de consumo (nenhum dia a todos os dias nos últimos sete dias) dos 12 alimentos avaliados. Para classificação dos padrões alimentares foi utilizada a análise de *cluster*, pelo método não hierárquico *k-means*. Este método requer definição prévia do número de agrupamentos que será adotado. Por esse motivo, foi realizada análise de *cluster* fixando-se diferentes números de agrupamentos⁴⁰.

A identificação de três padrões alimentares foi a solução que melhor se adequou levando-se em conta a interpretação e tamanho dos *clusters* e a consistência interna dos padrões por meio do cálculo do alfa de Cronbach (consideraram-se satisfatórios valores maiores que 0,6^{40,41,42}). A determinação dos itens que compõem cada padrão foi realizada de acordo com o valor do centroide de cada alimento ou grupo alimentar. Os alimentos incluídos nos padrões saudável e não saudável (detalhados na seção *Resultados*) foram os que apresentaram maior valor do centroide. O padrão misto foi representado por alimentos que apresentaram valores de centroides intermediários, ou seja, nenhum alimento apresentou o valor máximo de frequência de consumo quando comparado com os outros dois padrões identificados. Os valores da estatística F foram avaliados para identificação dos alimentos que mais contribuíram para discriminação dos *clusters*^{40,43}. Para facilitar a interpretação e discussão, cada padrão alimentar identificado foi nomeado com base nos alimentos neles retidos. Os pressupostos definidos por Hair et al.⁴⁰ para realização da análise de *cluster* foram atendidos.

Para avaliar a confiabilidade da análise de *cluster*, foram selecionadas randomicamente duas subamostras da amostra original e as análises foram replicadas. A análise de *cluster* é considerada satisfatória quando os resultados obtidos

nas subamostras são similares ao encontrado para o total da amostra estudada⁴⁰.

Foi realizada análise de variância (ANOVA) com teste *post hoc* Scheffé para comparar a frequência semanal média de consumo de cada alimento avaliado de acordo com o padrão alimentar. Também foi estimada a proporção (e seu respectivo intervalo de 95% de confiança – IC95%) de adolescentes classificados em cada padrão alimentar em cada uma das 26 capitais e no Distrito Federal. Em caráter complementar, essas estimativas foram também geradas para o conjunto de capitais de cada uma das cinco regiões do país para facilitar a comparação entre elas, ainda que se saiba que esses dados não expressam cada região como um todo, já que, na PeNSE 2009, não foram incluídos na amostra os municípios do interior de cada estado.

Para avaliar a correlação entre os padrões alimentares e o IDH-M em cada um dos municípios estudados, foi determinado o coeficiente de correlação de Pearson. O IDH-M compreende as seguintes dimensões: longevidade, educação e renda e varia de 0 a 1 (Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento Brasil. Atlas do desenvolvimento humano no Brasil 2013: IDH-M. http://atlasbrasil.org.br/2013/o_atlas/idhm, acessado em 02/Dez/2013). No presente estudo, foram utilizadas as estimativas de IDH-M referentes a 2010 (Programa das Nações Unidas para o Desenvolvimento Brasil. Ranking IDHM. Unidades da Federação 2010. <http://www.pnud.org.br/atlas/ranking/Ranking-IDHM-UF-2010.aspx>, acessado em 02/Dez/2013).

A ANOVA também foi realizada para comparar a prevalência média dos padrões alimentares segundo terços do IDH-M. O nível crítico para identificar diferenças estatisticamente significativas foi de 5%.

Em caráter complementar, foi construído um gráfico tipo *scatterplots* adotando-se o IDH-M como variável independente e cada um dos três padrões alimentares como variável dependente. Uma linha suavizada, obtida pela função *loess*, foi então incluída no gráfico para cada um dos padrões para facilitar a visualização da direção da relação entre as variáveis. Outras duas linhas demarcando os terços da distribuição do IDH-M também foram incluídas, permitindo ao leitor identificar as diferenças entre as proporções dos três padrões nesses três terços.

As análises foram realizadas levando-se em conta o desenho da amostra e com auxílio dos programas R versão 3.0 (The R Foundation for Statistical Computing, Viena, Áustria; <http://www.r-project.org>), Stata SE, versão 12.1 (Stata Corp., College Station, Estados Unidos), SPSS versão 17 (SPSS Inc., Chicago, Estados Unidos)

e Microsoft Office Excel 2007 (Microsoft Corp., Estados Unidos).

Resultados

A análise de *cluster* produziu os três padrões alimentares descritos a seguir. O primeiro padrão, nomeado saudável (com 16.117 casos), foi caracterizado pelo consumo mais frequente de todos os alimentos MAS (hortaliças cozidas, frutas, leite, hortaliças cruas e feijão) e menos frequente de todos os alimentos MANS (biscoitos doces, biscoitos salgados, guloseimas, refrigerante, salgadinhos fritos, embutidos e batata frita). O segundo padrão, não saudável (n = 20.202), foi caracterizado pelo consumo mais frequente de todos os alimentos MANS e menos frequente de todos os alimentos MAS. O terceiro padrão, misto (n = 24.635), foi caracterizado pela menor discrepância entre o consumo semanal dos alimentos avaliados, ou seja: por uma frequência de consumo de alimentos MAS mais próxima da de alimentos MANS. Nesse padrão, o consumo de alimentos MAS foi menos frequente que o observado entre os adolescentes classificados como apresentando padrão saudável e consumo de alimentos MANS foi menos frequente que o observado entre os adolescentes classificados como apresentando padrão não saudável.

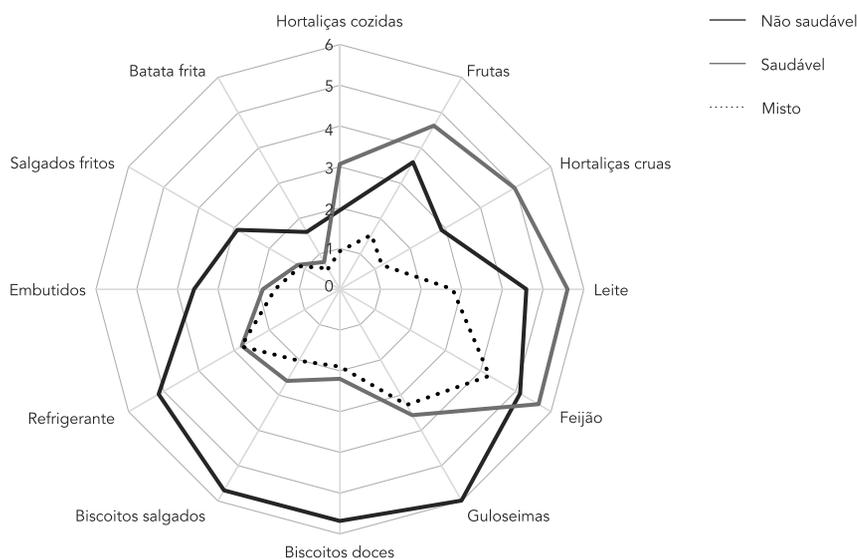
A Figura 1 expressa a frequência semanal média de consumo dos alimentos selecionados de acordo com o padrão alimentar. Foi observada diferença estatisticamente significativa entre a frequência semanal média de consumo de todos os alimentos avaliados entre os três padrões alimentares identificados (valor de $p < 0,001$). Sendo que os alimentos biscoitos doces, biscoitos salgados e hortaliças cozidas foram os que apresentaram valores superior de estatística F e mais contribuíram para discriminar os três padrões alimentares (dados não apresentados). Em geral, a consistência interna observada para os padrões saudável, misto e não saudável foi considerada satisfatória, com valores de alfa de Cronbach, respectivamente, 0,56, 0,65 e 0,75.

Para o conjunto de alunos estudados, a distribuição observada para os padrões saudável, misto e não saudável foi de, respectivamente, 27,7%, 37,7% e 34,6%. Essa distribuição não foi homogênea nem entre as Regiões nem dentro de cada uma delas (Tabela 1).

Analisando a média obtida para o conjunto das capitais de cada uma das regiões do país, a proporção de adolescentes classificados como pertencentes ao padrão saudável nas regiões Sudeste (31,5%), Sul (33,9%) e Centro-oeste (34,5%) é superior à observada para o total de alunos

Figura 1

Frequência semanal média de consumo dos alimentos selecionados de acordo com o padrão alimentar de escolares do 9º ano do Ensino Fundamental das capitais brasileiras e do Distrito Federal. Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar, 2009 (PeNSE 2009).



avaliados (27,7%). Já as regiões Norte e Nordeste apresentaram proporção inferior para esse padrão alimentar (20,6 e 18,6%, respectivamente). O padrão misto foi mais frequente nas regiões Norte (50,5%) e Nordeste (46,2%) e menos frequente nas regiões Centro-oeste (33%) e Sudeste (31,8%). Os adolescentes das regiões Norte e Sul apresentaram proporção inferior ao conjunto de adolescentes estudados (34,6%) para o padrão não saudável (respectivamente 28,4 e 30,5%).

Destaca-se a diferença nas prevalências do padrão saudável entre os municípios das Regiões Norte [16,2% em Macapá (Amapá) a 31,9% em Palmas (Tocantins)] e Nordeste [de 14,8% em Recife (Pernambuco) a 25,7% em Teresina (Piauí)]. Em relação ao padrão não saudável, as diferenças mais marcantes também foram encontradas nessas duas regiões brasileiras, com prevalências variando, respectivamente, de 37,3% [em Rio Branco (Acre)] a 27,3% [em Manaus (Amazonas)] e de 47% (em Recife) a 25,3% [em São Luiz (Maranhão)]. Os sete municípios classificados como muito alto desenvolvimento humano [valor de IDH-M entre 0,8 e 1, a saber, Florianópolis (Santa Catarina), Vitória (Espírito Santo), Brasília (Distrito Federal), Curitiba (Paraná), Belo Horizonte (Minas Gerais), Porto Alegre (Rio Grande do Sul)

e São Paulo] estavam entre os oito com maiores prevalências do padrão saudável e entre os cinco com menores prevalências do padrão misto.

O IDH-M apresentou correlação positiva (coeficiente de correlação de Pearson = 0,773) com o padrão alimentar saudável e negativa (coeficiente de correlação de Pearson = 0,676) para o padrão alimentar misto (valor de $p < 0,001$). Não houve correlação entre IDH-M e padrão não saudável (Figura 2). Resultados similares também foram observados para os componentes do IDH-M: renda, educação e longevidade (resultados não apresentados). Ainda que não seja muito largo o espectro de variação do IDH-M nos municípios estudados (de 0,721 a 0,847), podem ser observadas três situações distintas quanto à relação entre os padrões alimentares e o IDH-M. No primeiro terço da distribuição de IDH-M (até 0,756), foi observada estabilidade dos três padrões alimentares, sendo que os padrões misto e saudável apresentaram, respectivamente, a maior e a menor prevalências. No segundo terço, que abarca municípios com IDH-M entre 0,757 e 0,795, observou-se aumento da prevalência do padrão saudável e redução da prevalência do padrão misto com o aumento do IDH-M. Já no terceiro terço, (IDH-M maior que 0,795) os

Tabela 1

Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDH-M) e proporção de adolescentes classificados em cada um dos três padrões alimentares nos municípios das capitais, Distrito Federal e Regiões do Brasil *. *Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar, 2009 (PeNSE 2009)*.

Regiões do Brasil/ Municípios das capitais (Estado) e Distrito Federal	IDH-M	Padrão alimentar					
		Saudável		Misto		Não saudável	
		%	IC95%	%	IC95%	%	IC95%
Região Norte		20,6	19,5-21,7	50,5	49,0-52,0	28,9	27,9-30,0
Palmas (Tocantins)	0,788	31,9	29,1-34,8	37,0	32,8-41,3	31,2	28,3-34,1
Boa Vista (Roraima)	0,752	29,1	26,8-31,4	42,9	40,0-45,9	28,0	25,6-30,6
Belém (Pará)	0,746	17,4	15,7-19,2	54,5	51,0-58,0	28,2	25,6-30,8
Manaus (Amazonas)	0,737	19,5	17,3-22,0	53,2	50,4-56,0	27,3	25,5-29,1
Porto Velho (Rondônia)	0,736	28,7	26,6-31,0	39,5	37,3-41,6	31,8	29,5-34,2
Macapá (Amapá)	0,733	16,2	14,6-17,9	55,4	52,5-58,3	28,4	26,2-30,8
Rio Branco (Acre)	0,727	22,7	19,8-23,9	41,0	37,9-44,2	37,3	34,4-40,3
Região Nordeste		18,6	17,8-19,5	46,2	45,0-47,4	35,2	34,1-36,3
Recife (Pernambuco)	0,772	14,8	13,5-16,2	38,2	35,4-41,1	47,0	44,2-49,8
Aracaju (Sergipe)	0,770	23,3	21,0-25,8	42,8	40,3-45,4	33,9	31,5-36,4
São Luís (Maranhão)	0,768	19,1	17,4-20,8	55,6	53,5-57,9	25,3	23,1-27,6
Natal (Rio Grande do Norte)	0,763	21,2	19,4-23,2	43,5	41,1-45,8	35,3	33,2-37,5
João Pessoa (Paraíba)	0,763	19,1	17,4-20,9	42,2	39,5-44,8	38,7	36,0-41,6
Salvador (Bahia)	0,759	19,4	16,9-22,2	50,5	47,3-53,7	30,1	28,2-32,2
Fortaleza (Ceará)	0,754	17,3	15,4-19,4	48,3	45,2-51,5	34,4	31,5-37,4
Teresina (Piauí)	0,751	25,7	23,7-27,9	45,3	42,8-47,8	29,0	26,7-31,4
Maceió (Alagoas)	0,721	17,4	15,7-19,2	42,7	40,2-45,4	39,9	37,1-42,7
Região Sudeste		31,5	30,0-33,1	31,8	30,5-33,2	36,7	35,1-38,3
Vitória (Espírito Santo)	0,845	33,6	31,3-35,9	32,8	30,6-35,2	33,6	31,1-36,3
Belo Horizonte (Minas Gerais)	0,810	34,5	32,3-36,7	28,5	26,8-30,4	37,0	34,6-39,4
São Paulo (São Paulo)	0,805	32,9	30,7-35,2	31,4	29,5-33,4	35,7	33,3-38,2
Rio de Janeiro (Rio de Janeiro)	0,799	27,1	24,3-30,0	34,1	31,8-36,5	38,9	36,7-41,2
Região Sul		33,9	32,3-35,5	35,7	34,0-37,4	30,5	28,8-32,1
Florianópolis (Santa Catarina)	0,847	34,5	32,5-42,3	40,0	37,7-42,3	25,5	23,2-28,0
Curitiba (Paraná)	0,823	34,7	32,6-36,9	32,9	30,7-35,1	32,4	30,2-34,8
Porto Alegre (Rio Grande do Sul)	0,805	32,0	29,0-35,0	40,0	36,6-43,4	28,1	25,3-31,0
Região Centro-oeste		34,5	33,3-35,7	33,0	31,6-34,4	32,5	31,2-33,9
Brasília (Distrito Federal)	0,824	36,1	34,1-38,2	32,0	29,4-34,7	37,9	29,5-34,4
Goiânia (Goiás)	0,799	36,6	34,5-38,7	31,5	29,4-33,7	31,9	20,1-33,7
Cuiabá (Mato Grosso)	0,785	27,8	25,7-30,0	36,0	32,6-39,5	36,2	32,7-39,9
Campo Grande (Mato Grosso do Sul)	0,784	30,2	28,0-32,4	36,7	34,0-39,5	33,1	30,6-35,7
Total		27,7	26,9-28,5	37,7	37,0-38,5	34,6	33,7-35,4

* Regiões do Brasil: dados referentes ao conjunto das capitais (estados) de cada uma das regiões do país.

municípios apresentaram proporções similares dos padrões saudável e misto. Somente nesse último terço, em que estão os municípios com IDH-M classificados como muito alto ($\geq 0,800$), as prevalências do padrão saudável superam aquelas do padrão não saudável.

A análise de variância corroborou os resultados apresentados na Figura 2: apontou que os

municípios do terceiro terço da distribuição do IDH-M apresentaram maior proporção de adolescentes pertencentes ao padrão saudável e menor proporção daqueles pertencentes ao padrão misto quando comparados com aqueles do primeiro e segundo terços de IDH-M. Também segundo essa análise não foi observada correlação entre o padrão não saudável e IDH-M (Tabela 2).

Figura 2

Proporção de escolares do 9º ano do Ensino Fundamental em cada padrão alimentar segundo Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDH-M) das capitais brasileiras e do Distrito Federal. Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar, 2009 (PeNSE 2009).

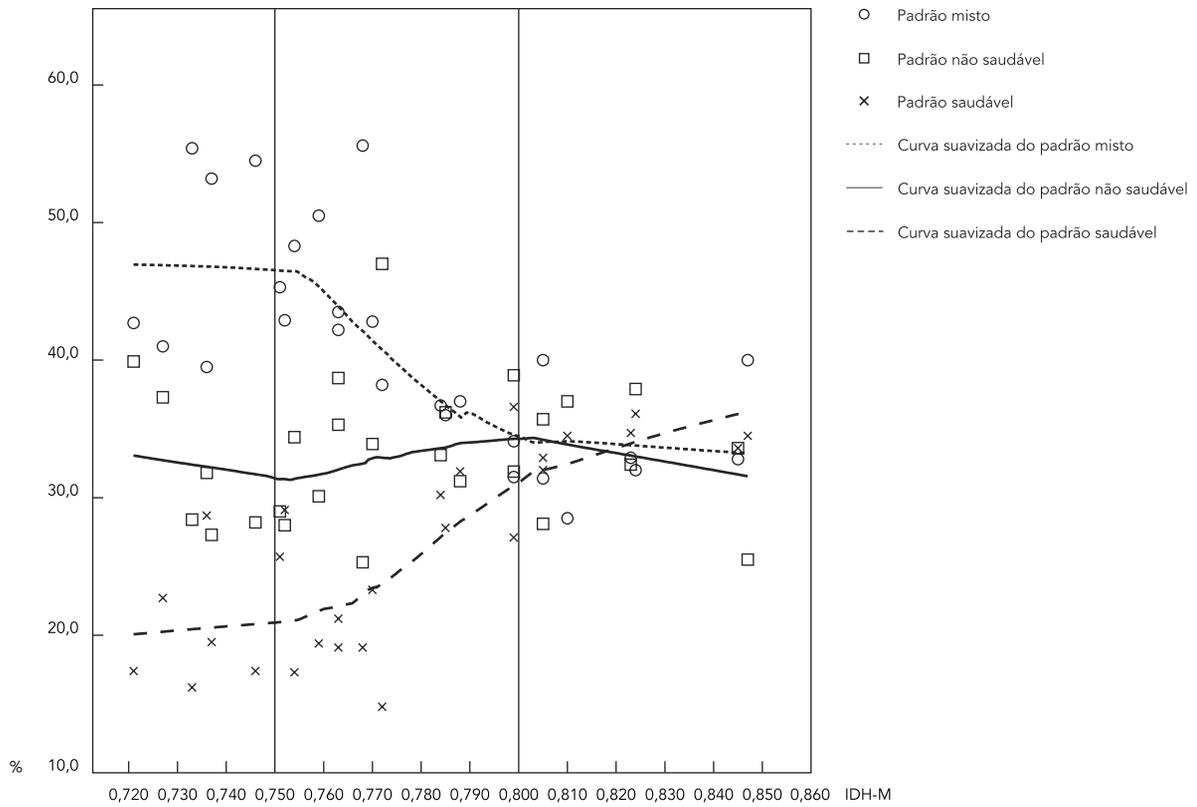


Tabela 2

Proporção * de adolescentes classificados em cada um dos três padrões alimentares segundo terço do Índice de Desenvolvimento Humano Municipal (IDH-M). Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar, 2009 (PeNSE 2009).

Padrão alimentar	IDH-M			Valor de p **
	1º terço	2º terço	3º terço	
Saudável	21,6 ^a	23,0 ^b	33,6 ^{a,b}	< 0,001
Misto	47,0 ^c	42,5 ^d	33,7 ^{c,d}	< 0,001
Não saudável	31,6	34,5	33,4	0,477

* Valor médio das prevalências de cada padrão alimentar nos municípios alocados em cada terço de IDH-M.

** Análise de variância (ANOVA), com teste post hoc Scheffé.

^{a,b,c} Valor de p < 0,001;

^d Valor de p = 0,012;

^{a,b,c,d} Valor p correspondente ao teste post hoc Scheffé utilizado para identificar entre quais terços do IDH-M foi observada diferença de proporção de adolescentes classificados em cada um dos padrões alimentares. O valor de p sinalizado com as letras "a", "b", "c" e "d" representa a comparação dois a dois da prevalência dos padrões.

Discussão

Os padrões alimentares observados caracterizam o consumo alimentar de estudantes do 9º ano de escolas públicas e privadas das capitais brasileiras e do Distrito Federal. Foram identificados três padrões alimentares: saudável, não saudável e misto. Em geral, o padrão alimentar dos adolescentes avaliados não é satisfatório. Foram observadas baixas proporções do padrão saudável entre os municípios avaliados. Observaram-se diferenças nas prevalências dos padrões tanto inter quanto intrarregionais, com maior heterogeneidade nas regiões Norte e Nordeste. Maiores proporções do padrão saudável foram observadas entre adolescentes das capitais das regiões Sudeste, Sul e Centro-oeste. O IDH-M apresentou associação direta com a prevalência do padrão saudável e inversa com a do padrão misto, não sendo observada associação entre este índice e o padrão não saudável. Diferenças na relação entre as prevalências dos padrões alimentares foram observadas em cada terço da distribuição do IDH-M.

As diferenças das proporções dos padrões alimentares identificados tanto intra e inter-regionalmente quanto segundo o IDH-M apontam para a necessidade de se conhecer melhor cada contexto local, seja no tocante à magnitude dos eventos, seja no exame dos determinantes dessas diferentes realidades. Estudos adicionais são necessários para que se possam compreender melhor essas diferenças. Ainda assim, tendo e vista a associação positiva entre padrão alimentar saudável e IDH-M, é razoável supor que o efeito sinérgico entre escolaridade, renda e condições de saúde (que se expressam sinteticamente no indicador de longevidade) contribua para a determinação das práticas alimentares mais saudáveis. Por outro lado, a não associação das prevalências do padrão não saudável com o aumento do IDH-M sugerem a uniformização do acesso a alimentos como guloseimas, biscoitos e refrigerantes.

A comparação dos nossos achados com os de outros estudos deve ser realizada com cautela em função das diferenças nas características da população estudada e nos instrumentos utilizados para avaliação do consumo alimentar. Adicionalmente, existem inúmeros modos empregados para extração dos padrões o que limita ainda mais a comparabilidade entre os estudos.

Por esse motivo, não foi realizado um cotejamento com dados pontuais de estudos específicos, mas, sim, a comparação com os resultados gerais – tais como a metodologia utilizada para identificação dos padrões, o número de padrões identificados e suas características centrais – de

pesquisas realizadas em diferentes partes do mundo que buscaram identificar o padrão alimentar de adolescentes. Até o momento, os dois principais métodos empregados para identificação dos padrões alimentares nesta faixa etária têm sido a análise fatorial^{42,44,45,46,47,48} e a análise de *cluster*^{42,49,50}.

Em geral, são identificados dois ou três padrões alimentares, sendo um representado pelo consumo de alimentos saudáveis (protetor)^{44,45,46,48} outro, por alimentos não saudáveis (*fast food* ou ocidental)^{42,44,45,46,47,50} e o terceiro, por uma alimentação tradicional do local avaliado^{46,47,48,49}.

Em consonância com os trabalhos realizados com adolescentes que utilizaram análise de *cluster*, o presente estudo observou elevada prevalência do padrão alimentar caracterizado pelo consumo frequente de alimentos MANS e baixo consumo de alimentos MAS^{42,49,50}. Entre adolescentes coreanos, foi observada a existência do padrão modificado ou de transição, equivalente ao padrão misto aqui descrito, caracterizado pelo menor consumo de alimentos MAS (hortaliças, frutas e leite) e pelo consumo intermediário de alimentos MANS (refrigerantes, batata, biscoitos e guloseimas), quando comparado aos outros dois padrões identificados (tradicional e ocidental)⁴⁸. A primeira iniciativa brasileira de avaliar o padrão alimentar de adolescentes com base em inquéritos utilizados por sistemas de vigilância ocorreu no Rio de Janeiro⁵¹ na qual foi utilizado um questionário muito semelhante ao da PeNSE²⁴. Identificaram-se quatro padrões entre os adolescentes do Município do Rio de Janeiro. Seus padrões extremos (“A” e “D”) se assemelham aos padrões saudável e não saudável identificados no presente estudo. Nos dois estudos, os alimentos que apresentaram maior capacidade de discriminar os padrões identificados foram biscoitos doces, biscoitos salgados, hortaliças cozidas e frutas⁵¹.

Também realizamos o cotejamento dos nossos resultados com o estudo que investigou a evolução temporal do padrão alimentar de adultos avaliados pelo Sistema de Vigilância de Fatores de Risco e Proteção para Doenças Crônicas por Telefone (VIGITEL)⁴³. Embora os estudos enfoquem indivíduos de faixas etárias distintas, ambos apresentam dados sobre o Distrito Federal e as 26 capitais brasileiras. Além disso, apresentam similaridades metodológicas tanto em relação aos alimentos avaliados quanto à utilização da análise de *cluster* para identificação dos padrões alimentares. A avaliação do padrão alimentar com dados do VIGITEL identificou dois padrões alimentares: o primeiro, caracterizado por práticas ou pelo consumo de alimentos con-

siderados saudáveis e o segundo, caracterizado pelo consumo de alimentos considerados não saudáveis. Embora tenha sido identificado um padrão composto por alimentos considerados saudáveis e outro por alimentos considerados não saudáveis, aproximadamente 90% dos indivíduos foram classificados como pertencentes ao padrão saudável. Os autores destacam que a identificação dos padrões alimentares não se mostrou satisfatória, pois a elevada prevalência do padrão saudável não é característica do hábito alimentar da população brasileira. Além disso, diferentemente dos achados do presente estudo, não foram observadas diferenças de médias de consumo dos alimentos investigados entre os dois *clusters* identificados ⁴³.

Uma vez que não foi encontrado outro estudo que relacionasse o padrão alimentar com o IDH-M e seus três componentes (educação, longevidade e renda), compararam-se os resultados do presente estudo com outros que avaliaram a associação entre padrão alimentar e características socioeconômicas de adolescentes. Enquanto, em nosso estudo, o padrão não saudável não apresentou correlação com o IDH-M, no México o padrão ocidental foi positivamente associado ao grau de instrução dos adolescentes e ao índice de qualidade habitacional ⁴². Por outro lado, esse padrão apresentou associação inversa com renda na Austrália ⁴⁴, com nível socioeconômico na Alemanha ⁴⁶ e com renda e com grau de instrução materna em Salvador (Bahia) ⁴⁷. Já em relação ao padrão saudável, nossos achados corroboram os de outros estudos, que encontraram associação positiva entre este padrão alimentar e nível socioeconômico ^{45,46}, terço de escore de bens de consumo ⁵¹ e grau de instrução materna ⁴⁴.

No tocante aos aspectos metodológicos, a principal limitação é o fato de o questionário utilizado pela PeNSE 2009 não permitir a análise detalhada, tanto quantitativa quanto qualitativa, da alimentação dos adolescentes, uma vez que engloba um número restrito de alimentos/grupos de alimentos. Ainda assim, o número de marcadores avaliados é considerado satisfatório para as finalidades do sistema de vigilância e é semelhante ao empregado por outros sistemas similares existentes no mundo ^{26,27,28,29,30,31,32,33}.

Outra potencial limitação seria o fato de a utilização de um questionário referente a sete dias comprometer a estimativa do consumo usual dos adolescentes avaliados ⁵². Entretanto, o bloco de perguntas concernentes a alimentação apresentou desempenho satisfatório em estudo de validação do instrumento realizado com escolares do 9º ano do Município do Rio de Janeiro ⁵³. Resultados similares vêm sendo

encontrados em sistemas de monitoramento dirigidos a adolescentes em outros países que também se baseiam em aplicação de questionário auto-preenchido ^{54,55}.

Em relação ao método estatístico escolhido para identificação dos padrões alimentares, embora o emprego da análise de *cluster* não hierárquica *k-means* exija a definição prévia do número de padrões que serão identificados, foram realizados, previamente, procedimentos complementares para definição do número de *clusters* ^{17,40,56}.

O fato de o método de *cluster* identificar padrões mutuamente excludentes poderia ser considerado como limitação, dado que é possível um mesmo indivíduo estar aderido a mais de um padrão ⁵¹. No entanto, a característica do método de *cluster* de identificar padrões mutuamente excludentes foi um dos motivos para sua aplicação, dado que o objetivo do presente estudo foi estimar prevalências e compará-las entre os municípios. Para isso era necessário gerar uma variável composta por categorias mutuamente excludentes. Essa forma de analisar os dados está alinhada aos objetivos de sistemas de vigilância de fatores de risco e proteção à saúde, que se propõem a descrever eventos, magnitudes, distribuições e tendências de eventos de interesse.

Adicionalmente, mesmo com a utilização de uma quantidade restrita de alimentos para realização da análise de *cluster*, os padrões alimentares identificados apresentaram consistência interna e confiabilidade satisfatória. Ao realizar a análise de *cluster* em subamostras, identificou-se resultado similar ao descrito para o total de adolescentes avaliados ^{40,41,42}.

Em relação ao processo de imputação de dados faltantes realizado, a árvore de classificação consiste em um método de estratificação que utiliza um conjunto de características dos adolescentes que possuem as informações completas para as variáveis a serem imputadas e os classifica em grupos homogêneos, com base nessas características ³⁶. Embora a predição do consumo alimentar envolva características que vão além das variáveis utilizadas no processo de imputação realizado, foi observada similaridade da distribuição das variáveis antes e após a imputação. Adicionalmente, a análise de *cluster* foi realizada somente com os indivíduos que possuíam informações completas e os resultados foram mantidos.

Um dos pontos positivos do presente estudo é o fato de o desenho amostral ter sido estruturado de modo a representar os estudantes do 9º ano de escolas públicas e privadas das capitais brasileiras e do Distrito Federal. A análise de *cluster* é considerada boa quando a amostra é

representativa da população para a qual os dados serão extrapolados⁴⁰.

Além de os resultados serem representativos, outro destaque é o ineditismo das análises realizadas, pois, pela primeira vez, foi realizada avaliação do padrão alimentar com base em informações oriundas de um sistema de vigilância dirigidos a adolescentes. Até o presente momento, as análises sobre consumo alimentar realizadas pelo sistema brasileiro^{24,34} e por sistemas de vigilância de outros países^{28,29,30} se restringiam ao exame, em separado, dos alimentos marcadores de alimentação saudável e não saudável. Adicionalmente, pela primeira vez no país, foi realizada uma análise que articulou o IDM-M com informações sobre o padrão alimentar de adolescentes de todas as capitais brasileiras e do Distrito Federal.

A aplicação da análise de *cluster* permitiu a identificação de padrões alimentares capazes de classificar os adolescentes quanto à presença de fatores de risco e de proteção à saúde relacionados com a alimentação. A não sobreposição dos intervalos de confiança das prevalências dos padrões de cada região com o do total de indivíduos estudados sugere que exista uma real diferença dos padrões alimentares nas regiões brasileiras. A estimativa da distribuição dos padrões alimentares de adolescentes em cada município das capitais do Brasil permite conhecer de forma mais detalhada a dinâmica alimentar deste grupo po-

pulacional, propiciando a elaboração de ações de promoção da saúde mais adequadas a cada realidade.

A realização de análises similares com edições da PeNSE subsequentes à utilizada no presente estudo permitirão o acompanhamento da evolução temporal do padrão alimentar entre os adolescentes das capitais. Também será possível expandir as análises para os municípios do interior das capitais brasileiras, uma vez que a segunda edição da PeNSE, realizada em 2012, foi dimensionada de modo a estimar parâmetros populacionais para o país como um todo.

Em um sistema vigilância, o objetivo de se avaliar a alimentação não é o de gerar estimativas precisas da quantidade ingerida de determinados nutrientes, mas, sim, estimar a ocorrência de marcadores de consumo alimentar de interesse para o monitoramento de fatores de risco para DCNT. Tendo em vista este propósito, a análise do padrão alimentar apresentada nesse estudo é oportuna no contexto do sistema de vigilância dirigido aos adolescentes no Brasil, pois permitiu avaliar a alimentação de uma forma global, contribuindo para o aprofundamento do conhecimento sobre a realidade dos adolescentes no tocante ao consumo alimentar e fornecendo subsídios para consolidação do sistema brasileiro de vigilância de fatores de risco e proteção à saúde de adolescentes.

Resumen

Los objetivos de este trabajo fueron identificar los patrones alimenticios de los adolescentes, describir sus distribuciones en las 26 capitales brasileñas y en el Distrito Federal y analizar su asociación con el Índice de Desarrollo Humano Municipal (IDH-M). Se estudiaron 60.954 alumnos de escuelas públicas y privadas, que estaban en su último año de la escuela primaria y participaron en la Encuesta Nacional de Salud del Escolar (PeNSE) en 2009. Para caracterizar el patrón alimenticio se utilizó el análisis de clúster. Se identificaron tres patrones alimenticios: saludable (27,7%), no saludable (34,6%) y mixto (37,7%). Se observó una mayor propor-

ción del patrón saludable en las capitales de las regiones Sudeste, Sur y Centro-oeste. El Índice de Desarrollo Humano Municipal (IDH-M) se correlacionó positivamente con el patrón saludable y negativamente con el patrón mixto. La identificación de los patrones alimenticios diferenciados intra y entre las regiones, y de acuerdo con el IDH-M, se indica la necesidad de comprender mejor cada contexto local, o con respecto a la magnitud del evento, considerando el análisis de las diferentes realidades.

Conducta Alimentaria; Adolescente; Estudiantes

Colaboradores

L. F. Tavares e I. R. R. Castro contribuíram no delineamento do estudo, na análise do banco de dados e na redação do manuscrito. R. B. Levy e L. O. Cardoso colaboraram no delineamento do estudo, na análise do banco de dados e na revisão do manuscrito. R. M. Claro participou da análise do banco de dados e da revisão do manuscrito.

Agradecimentos

À FAPERJ pelo financiamento (Bolsa de Auxílio à Pesquisa – APQ1 2010; Projeto: E-26/110.635/2011).

Referências

- World Health Organization. Diet, nutrition and the prevention of chronic diseases. Geneva: World Health Organization; 2003.
- Levy RB, Sichieri R, Pontes NS, Monteiro CA. Household food availability in Brazil: distribution and trends (1974-2003). *Rev Saúde Pública* 2005; 39:530-40.
- Dauchet L, Amouyel P, Hercberg S, Dallongeville J. Fruit and vegetable consumption and risk of coronary heart disease: a meta-analysis of cohort studies. *J Nutr* 2006; 136:2588-93.
- Agudo A, Cabrera L, Amiano P, Ardanaz E, Barricarte A, Berenguer T, et al. Fruit and vegetable intakes, dietary antioxidant nutrients, and total mortality in Spanish adults: findings from the Spanish cohort of the European Prospective Investigation into Cancer and Nutrition (EPIC-Spain). *Am J Clin Nutr* 2007; 85:1634-42.
- World Cancer Research Fund, American Institute for Cancer Research. Policy and action for cancer prevention. food, nutrition, and physical activity: a global perspective. Washington DC: American Institute for Cancer Research; 2009.
- Monteiro CA, Levy RB, Claro RM, Castro IRR, Cannon G. A new classification of foods based on the extent and purpose of their processing. *Cad Saúde Pública* 2010; 26:2039-49.
- Santos JS, Costa MCO, Nascimento Sobrinho CL, Silva MCM, Souza KEP, Melo BO. Perfil antropométrico e consumo alimentar de adolescentes de Teixeira de Freitas – Bahia. *Rev Nutr* 2005; 18:623-32.
- Veiga GV, Sichieri R. Correlation in food intake between parents and adolescents depends on socio-economic level. *Nutr Res* 2006; 26:517-23.
- Nunes MMA, Figueiroa JN, Alves JGB. Excesso de peso, atividade física e hábitos alimentares entre adolescentes de diferentes classes econômicas em Campina Grande (PB). *Rev Assoc Med Bras* 2007; 53:130-4.
- Castro IRR, Cardoso LO, Egstrom EM, Levy RB, Monteiro CA. Vigilância de fatores de risco para doenças não transmissíveis entre adolescentes: a experiência da cidade do Rio de Janeiro, Brasil. *Cad Saúde Pública* 2008; 24:2279-88.
- Toral N, Conti MA, Slater B. A alimentação saudável na ótica dos adolescentes: percepções e barreiras à sua implementação e características esperadas em materiais educativos. *Cad Saúde Pública* 2009; 25:2386-94.
- Neutzling MB, Assunção MCF, Malcon MC, Hallal PC, Menezes AMB. Hábitos alimentares de escolares adolescentes de Pelotas, Brasil. *Rev Nutr* 2010; 23:379-88.
- Tavares LF, Fonseca SC, Rosa MLG, Yokoo EM. Relationship between ultra-processed foods and metabolic syndrome in adolescents from a Brazilian Family Doctor Program. *Public Health Nutr* 2012; 15:82-7.
- Hu FB. Dietary pattern analysis: a new direction in nutritional epidemiology. *Curr Opin Lipidol* 2002; 13:3-9.

15. Kant AK. Dietary patterns and health outcomes. *J Am Diet Assoc* 2004; 104:615-3.
16. Newby PK, Tucker KL. Empirically derived eating patterns using factor or cluster analysis: a review. *Nutr Rev* 2004; 62:177-203.
17. Olinto MTA. Padrões alimentares: análise de componentes principais. In: Kac G, Shichieri R, Gigante DP, organizadores. *Epidemiologia nutricional*. Rio de Janeiro: Rio de Janeiro: Editora Fiocruz/São Paulo: Editora Atheneu; 2007. p. 213-62.
18. Brener ND, Kann L, Kinchen SA, Grunbaum JA, Whalen L, Eaton D, et al. Methodology of the youth risk behavior surveillance system. *MMWR Recomm Rep* 2004; 53:1-13.
19. Currie C, Roberts C, Morgan A, Smith R, Settertobulte W, Samdal O, et al. Young people's health in context: Health Behaviour in School-aged Children (HBSC) study. International Report from the 2001/2002 Survey. Geneva: World Health Organization; 2004.
20. Centers for Disease Control and Prevention. Global School-based Student Health Survey (GSHS). <http://www.cdc.gov/gshs/background/index.htm#2> (acessado em 19/Jan/2014).
21. World Health Organization, United Nations Children's Fund. Measurement of adolescent development: environmental, contextual and protective factors. Geneva: World Health Organization; 1999.
22. Instituto Nacional de Câncer. Vigescola: Vigilância de Tabagismo em Escolares. Dados e fatos de 12 capitais brasileiras. Rio Janeiro: Instituto Nacional de Câncer; 2004.
23. Monteiro CA, Moura EC, Jaime PC, Lucca A, Florindo AA, Figueiredo ICR, et al. Monitoramento de fatores de risco para doenças crônicas por entrevistas telefônicas. *Rev Saúde Pública* 2005; 39:47-57.
24. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa Nacional de Saúde Escolar 2009. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 2009.
25. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Pesquisa Nacional de Saúde Escolar 2012. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 2013.
26. Vereecken CA, Henauw S, Maes L. Adolescents' food habits: results of the Health Behaviour in School-aged Children Survey. *Br J Nutr* 2005; 94:423-31.
27. Vereecken CA, Tood J, Roberts C, Maes L. Television viewing behaviour and associations with food habits in different countries. *Public Health Nutr* 2006; 9:244-50.
28. Currie C, Gabhainn SN, Godeau E, Roberts C, Smith R, Currie D, et al. Inequalities in young people's health: HBSC International Report from the 2005/2006 Survey. Copenhagen: World Health Organization; 2008.
29. Eaton DK, Kann L, Kinchen S, Shanklin S, Flint KH, Hawkins J, et al. Youth risk behavior surveillance – United States, 2011. *MMWR Surveill Summ* 2012; 61:1-162.
30. Centers for Disease Control and Prevention. Global School-based Student Health Survey (GSHS). Americas region. <http://www.cdc.gov/gshs/countries/americas/> (acessado em 19/Jan/2014).
31. Ministerio de Salud. Encuesta Global de Salud Escolar: resultados de 2007. Buenos Aires: Ministerio de Salud; 2008.
32. Ministerio de Salud. Encuesta Global de Salud Escolar: Uruguay – 2006. Montevideo: Ministerio de Salud; 2009.
33. Ministerio de Salud. Encuesta Global de Salud Escolar: resultados – Perú 2010. Lima: Ministerio de Salud; 2011.
34. Levy RB, Castro IRR, Cardoso LO, Tavares LF, Sardinha, LMV, Gomes FS, et al. Consumo e comportamento alimentar entre adolescentes brasileiros: Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar (PeNSE), 2009. *Ciênc Saúde Coletiva* 2010; 15 Suppl 2: 3085-97.
35. Secretaria de Atenção à Saúde, Ministério da Saúde. Guia alimentar para a população brasileira: promovendo a alimentação saudável. Brasília: Ministério da Saúde; 2008.
36. Breiman L, Friedman J, Stone CJ, Olshen RA. Classification and regression trees. Monterrey: Wadsworth and Brooks/Cole; 1984.
37. Nordbotten S. Neural network imputation applied to the Norwegian 1990 population census data. *J Off Stat* 1996; 12:385-401.
38. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Imputação de valores faltantes referentes às variáveis de rendimento do trabalho na Pesquisa Mensal de Emprego. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 2007.
39. Cardoso LO, Castro IRR, Gomes FS, Leite IC. Individual and school environment factors associated with overweight in adolescents of the municipality of Rio de Janeiro, Brazil. *Public Health Nutr* 2011; 14:914-22.
40. Hair JF, Black WC, Babin BJ, Anderson RE. Multivariate Data Analysis. 7th Ed. New Jersey: Prentice Hall; 2009.
41. Basilevsky AT. Statistical factor analysis and related methods – theory and application. New York: Wiley Interscience; 1994.
42. Lozada AL, Flores M, Rodríguez S, Barquera S. Patrones dietarios en adolescentes mexicanas. Una comparación de dos métodos. *Encuesta Nacional de Nutrición*, 1999. *Salud Pública Méx* 2007; 49:263-73.
43. Souza AM, Bezerra IN, Cunha DB, Sichieri R. Avaliação dos marcadores de consumo alimentar do VIGITEL. *Rev Bras Epidemiol* 2011; 14:44-52.
44. Ambrosini GL, Oddy WH, Robinson M, O'Sullivan TA, Hands BP, Klerk NH, et al. Adolescent dietary patterns are associated with lifestyle and family psycho-social factors. *Public Health Nutr* 2009; 12:1807-15.
45. Cutler GJ, Flood A, Hannan P, Neumark-Sztainer D. Major patterns of dietary intake in adolescents and their stability over time. *J Nutr* 2009; 139:323-8.
46. Richter A, Heidemann C, Schulze MB, Roosen J, Thiele S, Mensink GBM. Dietary patterns of adolescents in Germany – associations with nutrient intake and other health related lifestyle characteristics. *BMC Pediatr* 2012; 12:35.

47. Silva RCR, Assis AMO, Szarfarc SC, Pinto EJ, Costa LCC, Rodrigues LC. Iniquidades socioeconômicas na conformação dos padrões alimentares de crianças e adolescentes. *Rev Nutr* 2012; 25:451-61.
48. Howe AS, Black KE, Wong JE, Parnel WR, Skidmore PML. Dieting status influences associations between dietary patterns and body composition in adolescents: a cross-sectional study. *Nutr J* 2013; 12:51.
49. Song Y, Park MJ, Paik HY, Joung H. Secular trends in dietary patterns and obesity-related risk factors in Korean adolescents aged 10-19 years. *Int J Obes (Lond)* 2009; 34:48-56.
50. Joung H, Hong S, Song Y, Ahn BC, Park MJ. Dietary patterns and metabolic syndrome risk factors among adolescents. *Korean J Pediatr* 2012; 55: 128-35.
51. Cardoso LO, Alves LC, Castro IRR, Leite IC, Machado CJ. Uso do método *Grade of Membership* na identificação de perfis de consumo e comportamento alimentar de adolescentes do Rio de Janeiro, Brasil. *Cad Saúde Pública* 2011; 27:335-46.
52. Gibson RS. Principles of nutritional assessment. 2nd Ed. New York: Oxford University Press; 2005.
53. Tavares LE, Castro IRR, Levy RB, Cardoso LO, Passos MD, Brito FSB. Validade relativa de indicadores de práticas alimentares da *Pesquisa Nacional de Saúde do Escolar* entre adolescentes do Rio de Janeiro, Brasil. *Cad Saúde Pública* 2014; 30:1029-41.
54. Field AE, Colditz GA, Fox MK, Byers T, Serdula M, Bosch RJ, et al. Comparison of 4 questionnaires for assessment of fruit and vegetable intake. *Am J Public Health* 1998; 88:1216-8.
55. Vereecken C, Maes LA. A Belgian study on the reliability and relative validity of the Health Behaviour in School-Aged Children food frequency questionnaire. *Public Health Nutr* 2003; 6:581-8.
56. Mingoti SA. Análise de dados através de métodos de estatística multivariada. Belo Horizonte: Editora UFMG; 2007.

Recebido em 04/Fev/2014

Versão final reapresentada em 14/Mai/2014

Aprovado em 24/Jun/2014