

# Tendência de padrões alimentares entre adultos das capitais brasileiras

*Trend in dietary patterns among adults from Brazilian state capitals*

Iolanda Karla Santana dos Santos<sup>1,II</sup> , Wolney Lisbôa Conde<sup>I</sup> 

**RESUMO:** *Objetivo:* Descrever e analisar a tendência dos padrões alimentares praticados pela população adulta de 18 a 44 anos das capitais brasileiras entre os anos de 2007 e 2012. *Métodos:* Padrões alimentares foram identificados com análise de componentes principais (ACP). Na análise, foram retidos os componentes com autovalores  $> 1,0$  e foram destacadas cargas fatoriais (CF) superiores a  $|0,2|$ . Após a identificação de quatro padrões foram gerados escores padronizados com média zero para cada. As médias foram apresentadas para cada padrão segundo sexo, faixa etária, escolaridade e ano de monitoramento. A variação temporal da média dos escores dos padrões foi estimada por regressão linear. *Resultados:* Foram identificados quatro padrões alimentares na população: prudente, transição, ocidental e tradicional. Houve tendência de aumento das médias de escore dos padrões: prudente, ocidental e tradicional, e redução da média de escore do padrão transição. Maior aderência ao padrão prudente entre indivíduos mais escolarizados. Maior aderência aos padrões ocidental e tradicional entre indivíduos menos escolarizados. *Conclusão:* Políticas públicas direcionadas aos indivíduos menos escolarizados e homens são necessárias por causa da maior adesão aos padrões alimentares não saudáveis.

**Palavras-chave:** Comportamento Alimentar. Vigilância. Adulto.

<sup>I</sup>Faculdade de Saúde Pública, Universidade de São Paulo – São Paulo (SP), Brasil.

<sup>II</sup>Fundação Universidade Federal do ABC, Santo André (SP), Brasil.

**Autora correspondente:** Iolanda Karla Santana dos Santos. Universidade de São Paulo, Faculdade de Saúde Pública. Avenida Dr. Arnaldo, 715, Cerqueira César. CEP: 01246-904, São Paulo, SP, Brasil. E-mail: iolanda.santos@usp.br

**Conflito de interesses:** artigo proveniente da dissertação de mestrado da autora Iolanda Karla Santana dos Santos, intitulada *Padrões de consumo alimentar e de atividade física com base em dados do VIGITEL*, apresentada ao Programa de Pós-graduação em Nutrição em Saúde Pública da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo – **Fonte de financiamento:** nenhuma.

**ABSTRACT:** *Objective:* To describe and analyze the trend in dietary patterns followed by the adult population aged 18 to 44 years living in Brazilian state capitals between 2007 and 2012. *Methods:* We identified dietary patterns using the principal component analysis (PCA). The analysis retained components with eigenvalues  $>1.0$  and highlighted factor loadings (FLs)  $> |0.2|$ . After the identification of four patterns, they received standardized scores with zero mean. The mean scores were presented for each pattern according to gender, age group, schooling, and year of data collection. We estimated the temporal variation of the mean scores of the patterns by linear regression. *Results:* We identified four dietary patterns in the population: prudent, transition, western, and traditional. We found an increasing trend in the mean score of the patterns: prudent, western, and traditional and a reduced mean score in the transition pattern. Individuals with better education showed greater adherence to the prudent pattern. Less-educated individuals presented higher adherence to the western and traditional patterns. *Conclusion:* Public policies targeting the population with lower schooling and men are necessary due to their greater adherence to unhealthy dietary patterns.

**Keywords:** Feeding behavior. Surveillance. Adult.

## INTRODUÇÃO

Alimentação inadequada está entre os fatores de risco relacionados às doenças crônicas não transmissíveis (DCNT)<sup>1-3</sup> e à obesidade<sup>1</sup>. A Pesquisa Nacional de Saúde (PNS) 2013 atualizou as prevalências de excesso de peso, estimada em 56,9%, e obesidade, em 20,8%<sup>4</sup>, no Brasil.

Com a transição nutricional, as preparações culinárias feitas em domicílio e geralmente baseadas em alimentos *in natura* e minimamente processados foram substituídas por alimentos prontos e ultraprocessados como pizzas, sanduíches e refrigerantes<sup>5,6</sup>. A redução da oferta de alimentos frescos e a distribuição mundial de redes de supermercados padronizou o consumo de alimentos no mundo<sup>5</sup>. Entre os efeitos sobre a dieta destacam-se: aumento do consumo de carboidratos refinados, óleos comestíveis, bebidas açucaradas, alimentos de origem animal e redução da ingestão de leguminosas, frutas, legumes e verduras<sup>5,6</sup>.

No Brasil, segundo dados da Pesquisa de Orçamentos Familiares (POF) 2008–2009, o padrão alimentar dos brasileiros excedia as recomendações de densidade energética, proteína, açúcar livre, gordura trans e sódio, e apresentava quantidades insuficientes de fibras alimentares e potássio<sup>7</sup>. A PNS 2013 permitiu a descrição de hábitos alimentares da população brasileira, a frequência do consumo regular de feijão foi de 71,9%<sup>8</sup>, o consumo recomendado de frutas e hortaliças foi de 37,3%<sup>8</sup>, o de carne ou frango com excesso de gordura foi de 37,2%<sup>9</sup> e o regular de refrigerante ou suco artificial foi de 23,4%<sup>9</sup>.

Neste estudo, propõe-se ir além da estimativa dos indicadores tradicionais do consumo alimentar e utilizar uma abordagem que expressa as variáveis de consumo alimentar em padrões. Os indivíduos não consomem apenas um determinado nutriente ou alimento, a alimentação é composta por diferentes alimentos e práticas alimentares. Os padrões alimentares podem ser utilizados como análise fim ou de maneira a complementar o estudo do

consumo alimentar da população<sup>10</sup>. No Brasil, padrões alimentares foram identificados com base nos dados de aquisição de alimentos da POF 2002-2003 para cada região. No estudo, padrão alimentar caracterizado principalmente por arroz e feijão foi identificado nas cinco regiões brasileiras<sup>11</sup>. Com os dados da POF 2008-2009, foram identificados padrões alimentares para o café da manhã: Norte brasileiro (carga positiva para carnes, pratos feitos com milho, ovos, tubérculos/raízes/batatas, laticínios, salgadinhos/bolachas, sucos/bebidas de fruta/bebidas com soja); Ocidental (carga positiva para sucos/bebidas de fruta/bebidas com soja; sanduíches/pizza, salgados assados/fritos, chocolate/sobremesas, bolo/biscoitos) e Sudeste brasileiro (carga positiva para embutidos, leite, queijo, café/chá, pão). O padrão do Sudeste brasileiro esteve inversamente associado ao índice de massa corporal (IMC)<sup>12</sup>.

Portanto, o nosso objetivo foi descrever e analisar a tendência dos padrões alimentares praticados pela população de adultos de 18 a 44 anos das capitais brasileiras entre os anos de 2007 e 2012.

## MÉTODOS

Estudo transversal com dados do Sistema de Vigilância de Fatores de Risco e Proteção para Doenças Crônicas por Inquérito Telefônico (VIGITEL) no período de 2007 a 2012 e seleção de indivíduos de 18 a 44 anos. Neste estudo foram incluídos 167.761 indivíduos: do inquérito de 2007, 31.291; do inquérito de 2008, 30.051; do inquérito de 2009, 29.310; do inquérito de 2010, 28.371; do inquérito de 2011; 27.133 e do inquérito de 2012 foram incluídos 21.605. No VIGITEL é realizada amostragem probabilística da população adulta ( $\geq 18$  anos) residente em domicílios com pelo menos uma linha telefônica fixa no ano, nas capitais dos 26 estados brasileiros e no Distrito Federal<sup>13</sup>.

O peso amostral permite a obtenção de estimativas para a população adulta residente em domicílios cobertos pela rede de telefonia fixa. O cálculo do peso amostral é o produto de dois fatores: o primeiro é o inverso do número de linhas telefônicas disponível no domicílio do entrevistado e o segundo é o número de indivíduos adultos residentes no domicílio do entrevistado<sup>13</sup>. O peso pós-estratificação de cada indivíduo é calculado pelo método *rake*. Esse peso iguala a composição sociodemográfica estimada para a população de indivíduos adultos residente em domicílios com pelo menos uma linha telefônica à composição sociodemográfica estimada para a população adulta residente em domicílios em cada cidade<sup>13</sup>. A variável de ponderação *pesorake* foi utilizada em todas as análises.

De acordo com dados da PNS 2013, a prevalência de obesidade aumenta com a idade até os 65 anos e no início da vida adulta as prevalências de obesidade são menores do que nas faixas etárias entre 45 e 64 anos<sup>4</sup>. O impacto do aumento da massa corporal sobre a qualidade de vida e a sua associação às morbidades pode influenciar as escolhas alimentares<sup>14</sup>. A amostra selecionada neste estudo é composta por indivíduos adultos de 18 a 44 anos de idade com o objetivo de minimizar o impacto de mudanças em padrões alimentares em virtude do estado nutricional atual. O período selecionado neste estudo é de 2007 a 2012.

Em 2006 algumas variáveis de consumo alimentar não possuíam a mesma codificação utilizada a partir de 2007, por isso não foi incluído. Análises adicionais com o uso da variável peso aos 20 anos, que foi coletada apenas até o ano de 2012, foram conduzidas e serão apresentadas em outra publicação, por isso o período de estudo é até 2012.

Mulheres grávidas e que não sabiam se estavam grávidas foram excluídas. Neste estudo foram utilizadas variáveis sociodemográficas: sexo, faixa etária (18–24 anos, 25–34 anos, 35–44 anos) e escolaridade (0–8 anos, 9–11 anos, 12 ou mais anos). As variáveis relacionadas à alimentação selecionadas foram: frequência semanal do consumo de feijão; de hortaliças; de hortaliças cruas; de hortaliças cozidas; de carne vermelha; de frango; de fruta; de refrigerante ou suco artificial; de leite; consumo diário de hortaliças e consumo de gordura visível. Neste estudo, utilizou-se mais de uma variável de hortaliças, pois cada uma descreve uma dimensão diferente do consumo alimentar. O consumo de hortaliças cozidas e cruas refere-se ao consumo semanal, enquanto o consumo diário de hortaliças se refere ao consumo nas refeições principais.

As variáveis de frequência semanal possuem a mesma codificação:

- 0: nunca;
- 0,5: quase nunca;
- 1,5: 1 a 2 dias;
- 3,5: 3 a 4 dias;
- 5,5: 5 a 6 dias;
- 7: todos os dias.

Consumo diário de hortaliças corresponde à somatória das respostas dadas às questões: “Num dia comum, o(a) senhor(a) come esse tipo de salada?” e “Num dia comum, o(a) senhor(a) come verdura ou legume cozido?”. Se o indivíduo respondia no almoço ou jantar, a essas questões se atribuía o número 1, e, se comia nas duas refeições, o número 2. A variável dicotômica consumo de gordura visível refere-se às respostas das questões: “Quando o(a) senhor(a) come carne vermelha com gordura, o(a) senhor(a) costuma...”; “Quando o(a) Senhor(a) come frango com pele, o(a) senhor(a) costuma...”, foram consideradas as respostas “comer com a gordura” e “comer com a pele” para atribuir o valor 1 a essa variável.

Os padrões alimentares foram identificados pela Análise de Componentes Principais (ACP). Esta é uma análise do tipo fatorial que reduz os dados em padrões baseados nas correlações entre as variáveis<sup>15</sup>. As duas propriedades básicas da ACP são os autovalores e os autovetores da matriz. Os autovalores indicam o total da variância de cada componente, ordenados de acordo com aqueles que apresentam a maior retenção da variabilidade original<sup>16</sup>. Os autovetores são os componentes principais, e as Cargas Fatoriais (CF) correspondem aos cossenos dos ângulos entre os componentes principais e as variáveis originais, e eles definem o componente principal<sup>17</sup>. CF positiva indica impacto positivo da variável no componente e negativa indica impacto negativo. Quanto maior o valor, maior é a contribuição da variável para aquele componente<sup>16</sup>.

Na análise foram retidos os componentes com autovalores > 1,0, conforme a regra de Kaiser, e foram destacadas cargas fatoriais superiores a  $|0,2|$ <sup>16</sup>. O teste de Kaiser-Meyer-Olkin

(KMO) foi utilizado para avaliar a adequação dos padrões formados ao conjunto de dados. O KMO varia entre 0 e 1, se o valor for abaixo de 0,5 é considerado inaceitável, entre 0,50 e 0,59 ruim, entre 0,60 e 0,69 medíocre, entre 0,70 e 0,79 razoável, entre 0,80 e 0,89 bom e entre 0,90 e 1,0 excelente<sup>18</sup>.

A ACP é uma técnica de reconhecimento ou descrição de padrões e não de classificação<sup>17</sup>. Apesar disso, atribuíram-se rótulos para manter diálogo com a área, os rótulos não devem limitar a interpretação dos padrões alimentares. Após a identificação dos padrões, para cada um foram gerados escores padronizados com média zero, portanto, cada indivíduo tem escores em todos os padrões. A análise foi realizada para o conjunto de anos de monitoramento de 2007 a 2012. Os componentes retidos no conjunto 2007 a 2012 apresentam correlações superiores a 0,90, com os padrões retidos em cada ano separadamente. Após a extração, não foi aplicado nenhum tipo de rotação, pois os efeitos da rotação são únicos para cada matriz de dados.

A média dos escores e o erro padrão linearizado dos padrões alimentares foram apresentados segundo o ano de monitoramento, sexo e faixa etária. Gráfico de média do escore dos padrões alimentares segundo a escolaridade e o ano de monitoramento foi elaborado. A variação temporal da média dos escores dos padrões alimentares entre os anos de monitoramento foi estimada por regressão linear. A variável dependente do modelo foi o padrão alimentar, e a variável independente foi o ano de monitoramento. As variações temporais foram expressas pelo coeficiente angular da reta. Em função do tamanho da amostra, p não foi apresentado. Na análise de tendência temporal, os fatores de ponderação foram incorporados por meio do comando *svy* do *software Stata*.

Os dados deste estudo foram coletados pelo VIGITEL e seus microdados estão disponíveis no endereço eletrônico [http://svs.aids.gov.br/bases\\_vigitel\\_viva/vigitel.php](http://svs.aids.gov.br/bases_vigitel_viva/vigitel.php). O consentimento livre e esclarecido foi obtido oralmente, no momento do contato telefônico, com os entrevistados. O VIGITEL foi aprovado pela Comissão Nacional de Ética em Pesquisa para Seres Humanos do Ministério da Saúde<sup>13</sup>. O presente estudo foi apreciado e aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Faculdade de Saúde Pública da Universidade de São Paulo, sob número do parecer 1.885.826, de 5 de janeiro de 2017.

## RESULTADOS

Os padrões alimentares foram estimados para o conjunto de dados de 2007 a 2012 e o valor do KMO foi razoável (0,7301). Os quatro componentes retidos em conjunto explicaram 55,9% da variabilidade total. Os componentes principais ou padrões alimentares foram rotulados de acordo com as características observadas na ACP. Na Tabela 1, apresentam-se os padrões e suas respectivas CF, autovalores e percentual da variância explicada.

O primeiro padrão foi rotulado como prudente e se caracterizou pelas variáveis com CF+ consumo semanal e diário de hortaliças, hortaliças cruas, hortaliças cozidas e frutas, esse padrão explicou 23,8% da variabilidade total. O segundo padrão, transição, caracterizou-se

pelas variáveis com CF+ feijão, carne vermelha, gordura e refrigerante ou suco artificial, e com CF- frango, esse padrão explicou 13,1% da variabilidade total. O terceiro padrão, ocidental, caracterizou-se pelas variáveis com CF+ frango, gordura e refrigerante ou suco artificial, e com CF- frutas, carne vermelha e leite, esse padrão explicou 9,8% da variabilidade total. O quarto padrão, tradicional, caracterizou-se pelas variáveis com CF+ feijão, frango e leite, esse padrão explicou 9,2% da variabilidade total.

Na Tabela 2 são apresentadas as médias de escore dos padrões alimentares segundo sexo, faixa etária e ano de monitoramento. Há tendência de aumento da média de escore do padrão prudente. Entre os homens, a média de escore do padrão prudente foi negativa e entre as mulheres positiva, indicando maior aderência a esse padrão entre as mulheres. Entre indivíduos de 18 e 24 anos, a média do padrão prudente manteve-se negativa com tendência crescente. Entre indivíduos de 34 e 44 anos, a média de escore do padrão prudente manteve-se positiva. Há tendência de redução da média de escore do padrão transição. A média desse escore foi positiva entre os homens e negativa entre as mulheres, indicando maior aderência a esse padrão entre os homens. Entre indivíduos de 18 e 24 anos, a média de escore do padrão transição manteve-se positiva. Entre indivíduos de 35 e 44 anos, a média manteve-se negativa.

Tabela 1. Descrição dos padrões alimentares de indivíduos de 18 a 44 anos. VIGITEL, 2007–2012\*.

Variáveis	Cargas Fatoriais			
	Prudente	Transição	Ocidental	Tradicional
Feijão	0,0308	<b>0,2522</b>	-0,0816	<b>0,8095</b>
Hortaliças	<b>0,5056</b>	0,1235	0,0901	-0,0958
Hortaliças cozidas	<b>0,4620</b>	0,1655	0,0566	-0,1096
Hortaliças cruas	<b>0,4337</b>	0,0604	0,1478	0,0198
Consumo diário de hortaliças	<b>0,4399</b>	0,1723	0,1038	0,0501
Frutas	<b>0,2841</b>	-0,1703	<b>-0,2972</b>	-0,0359
Carne vermelha	-0,0636	<b>0,5859</b>	<b>-0,2933</b>	-0,0579
Frango	0,0615	<b>-0,3712</b>	<b>0,5507</b>	<b>0,4102</b>
Gordura	-0,1471	<b>0,4366</b>	<b>0,2324</b>	0,1388
Refrigerante ou suco artificial	-0,1636	<b>0,3762</b>	<b>0,3247</b>	-0,0441
Leite	0,1069	-0,1349	<b>-0,5588</b>	<b>0,3556</b>
Autovalores	2,6132	1,4416	1,0767	1,0161
% Variância	23,8%	13,1%	9,8%	9,2%
% Variância acumulada	23,8%	36,9%	46,7%	55,9%

\*Cargas fatoriais superiores a |0,2| foram destacadas.

Tabela 2. Média de escore e erro padrão (EP) para os padrões alimentares de indivíduos de 18 a 44 anos segundo ano de monitoramento, sexo e faixa etária. VIGITEL, 2007–2012.

Padrões Alimentares	Ano de Monitoramento						Coeficiente [b] (IC95%)
	2007 Média (EP)	2008 Média (EP)	2009 Média (EP)	2010 Média (EP)	2011 Média (EP)	2012 Média (EP)	
<b>Prudente – Total</b>	0,01 (0,06)	-0,04 (0,06)	-0,05 (0,07)	-0,07 (0,06)	0,07 (0,07)	0,09 (0,06)	0,02 (0,01; 0,03)
<b>Sexo</b>							
Masculino	-0,23 (0,06)	-0,30 (0,05)	-0,29 (0,05)	-0,30 (0,07)	-0,17 (0,07)	-0,13 (0,05)	0,02 (0,02; 0,03)
Feminino	0,24 (0,07)	0,20 (0,08)	0,18 (0,09)	0,14 (0,08)	0,29 (0,08)	0,30 (0,08)	0,02 (0,01; 0,02)
<b>Faixa etária</b>							
18–24 anos	-0,34 (0,08)	-0,32 (0,07)	-0,39 (0,06)	-0,29 (0,08)	-0,20 (0,07)	-0,18 (0,05)	0,04 (0,02; 0,05)
25–34 anos	0,05 (0,07)	-0,03 (0,06)	-0,03 (0,08)	-0,07 (0,06)	0,07 (0,08)	0,12 (0,07)	0,02 (0,01; 0,03)
35–44 anos	0,27 (0,06)	0,18 (0,06)	0,23 (0,07)	0,10 (0,07)	0,28 (0,08)	0,26 (0,06)	0,00 (-0,02; 0,02)
<b>Transição – Total</b>	0,07 (0,08)	-0,02 (0,09)	-0,06 (0,09)	0,03 (0,09)	0,02 (0,09)	-0,03 (0,09)	-0,01 (-0,01; 0,00)
<b>Sexo</b>							
Masculino	0,30 (0,08)	0,23 (0,09)	0,17 (0,08)	0,25 (0,09)	0,26 (0,09)	0,19 (0,08)	-0,01 (-0,02; 0,00)
Feminino	-0,16 (0,08)	-0,27 (0,09)	-0,27 (0,10)	-0,19 (0,09)	-0,22 (0,08)	-0,26 (0,09)	-0,01 (-0,01; 0,00)
<b>Faixa etária</b>							
18–24 anos	0,09 (0,07)	0,02 (0,08)	0,02 (0,09)	0,07 (0,07)	0,11 (0,08)	0,03 (0,08)	0,00 (-0,01; 0,01)
25–34 anos	0,12 (0,09)	0,02 (0,09)	-0,03 (0,09)	0,09 (0,11)	0,05 (0,08)	-0,02 (0,08)	-0,01 (-0,02; -0,01)
35–44 anos	-0,01 (0,10)	-0,11 (0,10)	-0,15 (0,09)	-0,09 (0,10)	-0,11 (0,11)	-0,11 (0,10)	-0,01 (-0,02; 0,00)

Continua...

Tabela 2. Continuação.

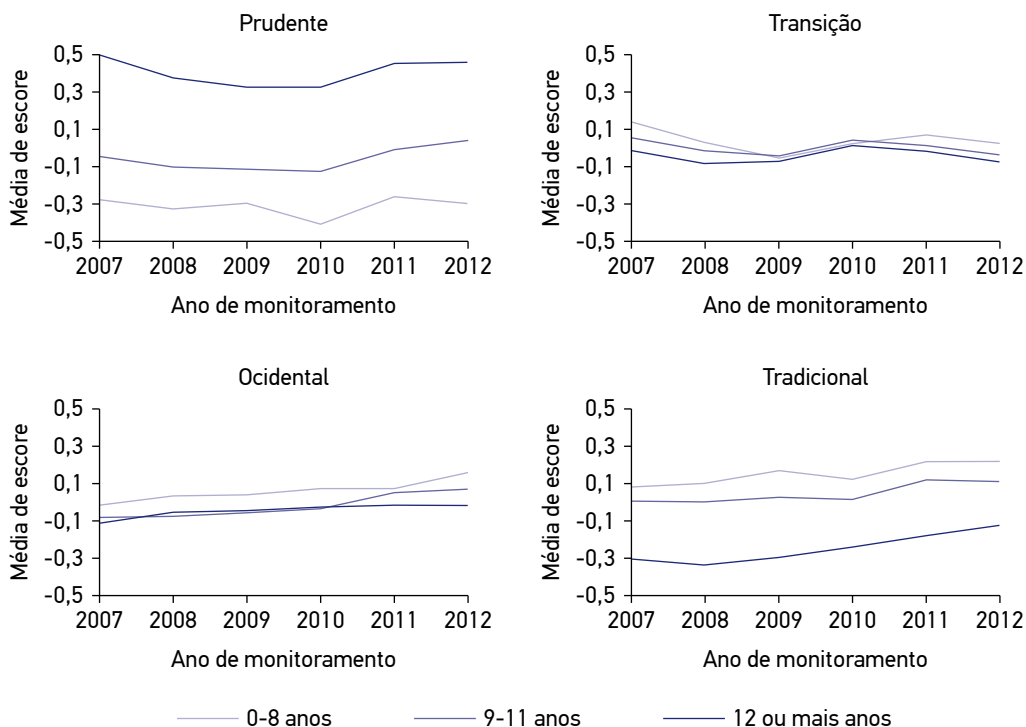
Padrões Alimentares	Ano de Monitoramento						Coeficiente [b] (IC95%)
	2007 Média (EP)	2008 Média (EP)	2009 Média (EP)	2010 Média (EP)	2011 Média (EP)	2012 Média (EP)	
<b>Ocidental – Total</b>	-0,06 (0,05)	-0,03 (0,05)	-0,02 (0,06)	0,00 (0,05)	0,04 (0,05)	0,07 (0,06)	0,03 (0,02; 0,03)
<b>Sexo</b>							
Masculino	0,00 (0,04)	0,02 (0,05)	0,04 (0,06)	0,06 (0,04)	0,10 (0,05)	0,12 (0,05)	0,03 (0,02; 0,03)
Feminino	-0,12 (0,07)	-0,08 (0,06)	-0,08 (0,06)	-0,06 (0,06)	-0,01 (0,06)	0,02 (0,06)	0,03 (0,02; 0,03)
<b>Faixa etária</b>							
18–24 anos	-0,08 (0,04)	-0,08 (0,05)	-0,05 (0,06)	-0,03 (0,05)	0,06 (0,05)	0,13 (0,05)	0,04 (0,03; 0,05)
25–34 anos	-0,01 (0,05)	0,03 (0,06)	0,02 (0,05)	0,02 (0,04)	0,09 (0,06)	0,08 (0,04)	0,02 (0,01; 0,02)
35–44 anos	-0,11 (0,07)	-0,07 (0,06)	-0,04 (0,07)	-0,01 (0,06)	-0,02 (0,06)	0,01 (0,08)	0,02 (0,01; 0,03)
<b>Tradicional – Total</b>	-0,04 (0,04)	-0,05 (0,05)	-0,02 (0,04)	-0,02 (0,04)	0,06 (0,04)	0,07 (0,04)	0,02 (0,02; 0,03)
<b>Sexo</b>							
Masculino	0,11 (0,04)	0,09 (0,04)	0,13 (0,05)	0,08 (0,05)	0,18 (0,04)	0,20 (0,04)	0,02 (0,01; 0,03)
Feminino	-0,18 (0,04)	-0,18 (0,06)	-0,16 (0,04)	-0,13 (0,04)	-0,05 (0,04)	-0,06 (0,05)	0,03 (0,02; 0,03)
<b>Faixa etária</b>							
18–24 anos	-0,04 (0,04)	-0,01 (0,04)	-0,03 (0,04)	0,00 (0,04)	0,11 (0,05)	0,13 (0,04)	0,03 (0,02; 0,04)
25–34 anos	-0,05 (0,04)	-0,07 (0,05)	-0,01 (0,05)	-0,07 (0,04)	0,04 (0,05)	0,05 (0,04)	0,02 (0,02; 0,03)
35–44 anos	-0,04 (0,05)	-0,05 (0,04)	-0,01 (0,05)	0,01 (0,05)	0,05 (0,04)	0,03 (0,04)	0,02 (0,01; 0,03)

Prudente: CF+ consumo semanal e diário de hortaliças, hortaliças cruas, hortaliças cozidas e frutas; Transição: CF+ feijão, carne vermelha, gordura e refrigerante ou suco artificial, CF- frango; Ocidental: CF+ frango, gordura e refrigerante ou suco artificial e com CF- frutas, carne vermelha e leite; Tradicional: CF+ feijão, frango e leite; IC95%: intervalo de 95% de confiança.



Em relação ao padrão ocidental, há tendência de aumento da média de escore. Maior aderência foi observada entre homens. Vê-se tendência de aumento da média de escore do padrão ocidental entre os indivíduos das três faixas etárias. Há tendência de aumento da média de escore do padrão tradicional. A média de escore foi positiva entre os homens e negativa entre as mulheres, indicando maior aderência a esse padrão entre os homens. Nota-se tendência ao aumento da média de escore do padrão tradicional entre os indivíduos das três faixas etárias.

Na Figura 1 são apresentados os padrões alimentares segundo faixa de escolaridade e ano de monitoramento. Análise de regressão linear para cada faixa de escolaridade em cada padrão foi conduzida para estimar a variação temporal. Os valores não são apresentados neste artigo, mas os resultados mais relevantes são destacados nesta seção. Maior aderência ao padrão prudente é observada entre indivíduos com 12 ou mais anos de escolaridade. Entre indivíduos com até 8 anos de escolaridade, a média de escore manteve-se negativa. Entre indivíduos com 9 a 11 anos de escolaridade, observa-se tendência de aumento da média de escore do padrão prudente.



Prudente: CF+ consumo semanal e diário de hortaliças, hortaliças cruas, hortaliças cozidas e frutas; Transição: CF+ feijão, carne vermelha, gordura e refrigerante ou suco artificial, CF- frango; Ocidental: CF+ frango, gordura e refrigerante ou suco artificial, e com CF- frutas, carne vermelha e leite; Tradicional: CF+ feijão, frango e leite.

Figura 1. Média de escore dos padrões alimentares de indivíduos de 18 a 44 anos segundo ano de monitoramento e escolaridade. VIGITEL, 2007–2012.

Em relação ao padrão transição, não é possível observar tendências segundo escolaridade. As curvas do padrão ocidental de indivíduos com 9 a 11 anos e com 12 ou mais anos de escolaridade são similares até 2010. Após 2010, observa-se inclinação positiva da curva de escore do padrão ocidental de indivíduos com até 8 anos e com 9 a 11 anos de escolaridade. Maior aderência ao padrão tradicional é observada entre indivíduos com até 8 anos de escolaridade. Entre indivíduos com 12 ou mais anos de escolaridade, observa-se aumento da média de escore do padrão tradicional a partir de 2008.

## DISCUSSÃO

Nossos resultados, para o período 2007-2012, indicam:

- o padrão prudente mostra crescimento do escore médio, especialmente entre mulheres, indivíduos com mais idade e entre os mais escolarizados;
- o padrão ocidental mostrou escores mais elevados entre homens e indivíduos com menor escolaridade;
- os padrões transição e tradicional mostram distribuição semelhantes para seus escores médios, mais elevados entre homens, indivíduos mais jovens e com gradiente inverso ao nível de escolaridade;
- os padrões transição e tradicional diferem na tendência dos escores médios, transição decrescente e tradicional crescente, e em suas composições alimentares.

Nossos resultados demonstram como as relações de gênero e saúde ainda são relevantes no Brasil. Mulheres são mais cuidadosas em relação à própria saúde e mais propensas a apresentarem estilo de vida saudável<sup>19</sup>. Em nosso estudo, os homens apresentaram aderência aos padrões com composições alimentares divergentes. Em estudo conduzido em São Paulo, mulheres também apresentaram maior aderência ao padrão prudente e homens apresentaram maior aderência ao padrão tradicional<sup>20</sup>. Em nosso estudo, indivíduos com maior idade apresentaram maior aderência ao padrão prudente, a possível explicação para isso é que o acúmulo de experiências leva à reflexão sobre a própria saúde e ao aumento da consciência sobre as escolhas alimentares. Em estudo conduzido em São Paulo, a prevalência de estilo de vida saudável foi de 36,9% entre idosos, 15,4% entre adultos e de 9,8% entre adolescentes<sup>19</sup>.

O uso da escolaridade como *proxy* de posição socioeconômica baseia-se na premissa de que indivíduos mais escolarizados possuem maior probabilidade de terem maior renda<sup>21,22</sup> e menor renda está associada à insegurança alimentar<sup>23</sup>. Independentemente da renda, maior escolaridade tem impacto nas escolhas alimentares saudáveis<sup>24</sup>. A média de escore do padrão prudente foi maior entre indivíduos mais escolarizados. Nessa perspectiva, é possível observar desigualdade em um padrão alimentar com alimentos que são fatores de proteção para doenças crônicas<sup>1</sup>.

A maior aderência ao padrão ocidental entre indivíduos menos escolarizados pode ser por causa do acesso reduzido à informação sobre alimentação saudável, menor renda<sup>21,22</sup>, e acesso limitado aos alimentos saudáveis<sup>25</sup>.

Três características da ACP ajudam a fundamentar e compreender a evolução da alimentação nas capitais brasileiras, tal como descritas no VIGITEL: a primeira é que os padrões formados são independentes, assim como os arranjos alimentares podem ser interpretados como expressões independentes dos hábitos alimentares na população investigada. A segunda é que todos os indivíduos apresentam escores em cada padrão formado o que permite estimar a distribuição demográfica e social dos padrões formados. A terceira é que os componentes são formados, proporcionalmente, em função da capacidade de cada padrão explicar a variabilidade do conjunto. Logo, a ordem dos padrões importa na explicação da variabilidade alimentar observada na população brasileira das capitais. Sendo assim, é possível observar o aumento no mesmo período de padrões com características divergentes como os padrões prudente e ocidental. Ao analisar as curvas de acordo com a escolaridade, as maiores aderências ao padrão prudente são observadas entre indivíduos de maior escolaridade e as maiores aderências ao padrão ocidental, entre indivíduos de menor escolaridade. Dessa forma, os grupos nos quais as maiores aderências ocorrem são diferentes.

A ACP é uma técnica estatística que envolve decisões arbitradas pelo pesquisador apoiadas pelo referencial teórico. Entre as decisões atribuídas ao pesquisador estão escolha das variáveis, agrupamento de alimentos, definição do critério de retenção de componentes, utilização de método de rotação, estabelecimento de ponto de corte para cargas fatoriais e definição dos rótulos dos padrões<sup>26</sup>. Padrões similares aos descritos neste trabalho foram identificados na literatura. Padrões similares aos padrões prudente, ocidental e tradicional foram identificados no Inquérito de Saúde no Município de São Paulo 2008 (ISA-Capital 2008)<sup>20</sup>. Padrão similar ao padrão prudente foi identificado em Córdoba, na Argentina<sup>27</sup>. Padrão similar ao padrão ocidental foi identificado em Québec, no Canadá<sup>28</sup>.

Finalmente, é necessário apresentar os pontos fortes deste estudo:

- o uso de dados do VIGITEL permite a análise de séries temporais no mesmo espaço geográfico;
- nas capitais e no Distrito Federal há maior exposição aos fatores determinantes do processo de adoecimento;
- as capitais e o Distrito Federal configuram como espaço geográfico e social no qual os vetores para mudança são mais intensos;
- o tamanho da amostra deste estudo permite estratificações robustas.

Todas as variáveis coletadas no VIGITEL são autorreferidas, por isso as informações estão submetidas ao viés de memória. O estudo conduzido por Monteiro et al.<sup>29</sup> indicou boa reprodutibilidade e adequada validade dos indicadores do consumo de alimentos e bebidas do VIGITEL. De maneira genérica, é possível traçar um paralelo entre as questões do VIGITEL e as propostas em questionários de frequência alimentar. Entre as principais limitações desse método estão frequência predefinida<sup>30</sup>, o alto grau de agregação dos alimentos<sup>30</sup>, lista fechada de alimentos<sup>30</sup>, a falta de detalhamento dos alimentos<sup>31</sup> e a natureza semiquantitativa dos dados<sup>31</sup>. Outra limitação é que no VIGITEL utiliza-se apenas o cadastro de linhas telefônicas fixas. Em estudo conduzido por Bernal et al.<sup>32</sup>, indicou-se a inclusão de subamostra somente com celular.

## CONCLUSÃO

Os resultados deste estudo refletem como se estabelecem as tensões entre padrões alimentares saudáveis e não saudáveis, e as tendências aqui apresentadas podem ser avaliadas em conjunto com outros fatores como a prática de atividade física para o acompanhamento do Plano de Ações Estratégicas para o Enfrentamento das DCNT.

Em relação às diferenças de gênero, é necessário estabelecer estratégias para melhoria da adesão dos homens aos padrões alimentares saudáveis. Considerando a desigualdade entre os estratos sociais, políticas que promovam o acesso aos alimentos saudáveis são necessárias como: comercialização subsidiada; incentivo à produção de alimentos preferencialmente da agricultura familiar, orgânicos e agroecológicos; adoção de rotulagem frontal nos alimentos.

Em função do percentual de consumo de alimentos ultraprocessados apresentados na POF 2008-2009<sup>7</sup> e das características dinâmicas da população estudada no VIGITEL, sugere-se a inclusão de um indicador de consumo de alimentos processados e ultraprocessados ao questionário do VIGITEL. No inquérito VIGITEL 2017, houve a inclusão de questões relacionadas ao consumo de alimentos ultraprocessados.

## REFERÊNCIAS

1. Brasil. Ministério da Saúde. Plano de ações estratégicas para o enfrentamento das doenças crônicas não transmissíveis (DCNT) no Brasil 2011-2022. Brasília: Ministério da Saúde; 2011.
2. Malta DC, Felisbino-Mendes MS, Machado ÍE, Passos VM de A, Abreu DMX de, Ishitani LH, et al. Fatores de risco relacionados à carga global de doença do Brasil e Unidades Federadas, 2015. *Rev Bras Epidemiol* 2017; 20(Supl. 1): 217-32. <http://doi.org/10.1590/1980-5497201700050018>
3. World Health Organization. *Noncommunicable Diseases: Progress Monitor 2015*. Genebra: World Health Organization; 2015.
4. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. *Pesquisa Nacional de Saúde: 2013: Ciclos de vida: Brasil e grandes regiões*. Rio de Janeiro: Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística; 2015.
5. Popkin BM, Adair LS, Ng SW. Global nutrition transition and the pandemic of obesity in developing countries. *Nutr Rev* 2012; 70(1): 3-21. <http://doi.org/10.1111/j.1753-4887.2011.00456.x>
6. Popkin BM. Nutrition transition and the global diabetes epidemic. *Curr Diab Rep* 2015; 15: 64. <http://doi.org/10.1007/s11892-015-0631-4>
7. Louzada MLC, Martins APB, Canella DS, Baraldi LG, Levy RB, Claro RM, et al. Ultra-processed foods and the nutritional dietary profile in Brazil. *Rev Saúde Pública* 2015; 49. <http://doi.org/10.1590/S0034-8910.2015049006132>
8. Jaime PC, Stopa SR, Oliveira TP, Vieira ML, Szwarcwald CL, Malta DC. Prevalência e distribuição sociodemográfica de marcadores de alimentação saudável, Pesquisa Nacional de Saúde, Brasil 2013. *Epidemiol Serv Saúde* 2015; 24(2): 267-76. <http://doi.org/10.5123/S1679-49742015000200009>
9. Claro RM, Santos MAS, Oliveira TP, Pereira CA, Szwarcwald CL, Malta DC. Consumo de alimentos não saudáveis relacionados a doenças crônicas não transmissíveis no Brasil: Pesquisa Nacional de Saúde, 2013. *Epidemiol Serv Saúde* 2015; 24(2): 257-65. <http://doi.org/10.5123/S1679-49742015000200008>
10. Hu FB. Dietary pattern analysis: a new direction in nutritional epidemiology. *Curr Opin Lipidol* 2002; 13(1): 3-9. <http://doi.org/10.1097/00041433-200202000-00002>
11. Nascimento S, Barbosa FS, Sichieri R, Pereira RA. Dietary availability patterns of the Brazilian macro-regions. *Nutr J* 2011; 10: 79. <http://doi.org/10.1186/1475-2891-10-79>
12. Baltar VT, Cunha DB, Santos RO, Marchionni DM, Sichieri R. Breakfast patterns and their association with body mass index in Brazilian adults. *Cad Saúde Pública* 2018; 34(6): e00111917. <http://doi.org/10.1590/0102-311X00111917>

13. Brasil. Ministério da Saúde. VIGITEL Brasil 2012. Vigilância de fatores de risco e proteção para doenças crônicas por inquérito telefônico. Estimativas sobre frequência e distribuição sociodemográfica de fatores de risco e proteção para doenças crônicas nas capitais dos 26 estados brasileiros e no Distrito Federal em 2012. Brasília: Ministério da Saúde; 2013.
14. Fernandes DPS, Duarte MSL, Pessoa MC, Franceschini SCC, Ribeiro AQ. Evaluation of diet quality of the elderly and associated factors. *Arch Gerontol Geriatr* 2017; 72: 174-80. <http://doi.org/10.1016/j.archger.2017.05.006>
15. Olinto MTA. Padrões Alimentares. In: Kac G, Sichieri R, Gigante DP, editores. *Epidemiologia Nutricional*. 20ª ed. Rio de Janeiro: Fiocruz/Atheneu; 2007. p. 213-25.
16. Jolliffe IT. *Principal Component Analysis*. 2ª ed. Nova York: Springer; 2002.
17. Lyra W da S, Silva EC da, Araújo MCU de, Fragoso WD, Veras G. Classificação periódica: um exemplo didático para ensinar análise de componentes principais. *Quim Nova* 2010; 33(7): 1594-7. <http://doi.org/10.1590/S0100-40422010000700030>
18. Kaiser HF. An index of factorial simplicity. *Psychometrika* 1974; 39: 31-6. <http://doi.org/10.1007/BF02291575>
19. Ferrari TK, Cesar CLG, Alves MCGP, Barros MBA, Goldbaum M, Fisberg RM. Estilo de vida saudável em São Paulo, Brasil. *Cad Saúde Pública* 2017; 33(1): e00188015. <http://doi.org/10.1590/0102-311X00188015>
20. Santos R de O, Vieira DA dos S, Miranda AAM, Fisberg RM, Marchioni DM, Baltar VT. The traditional lunch pattern is inversely correlated with body mass index in a population-based study in Brazil. *BMC Public Health* 2017; 18: 33. <http://doi.org/10.1186/s12889-017-4582-3>
21. Souza MRP. Análise da variável escolaridade como fator determinante do crescimento econômico. *Rev FAE* 1999; 2(3): 47-56.
22. Ribeiro MG. Desigualdades de renda: a escolaridade em questão. *Educ Soc* 2016; 38(138): 169-88. <http://doi.org/10.1590/es0101-73302016154254>
23. Facchini LA, Nunes BP, Motta JVS, Tomasi E, Silva SM, Thumé E, et al. Insegurança alimentar no Nordeste e Sul do Brasil: magnitude, fatores associados e padrões de renda per capita para redução das iniquidades. *Cad Saúde Pública* 2014; 30(1): 161-74. <http://doi.org/10.1590/0102-311X00036013>
24. Lins APM, Sichieri R, Coutinho WF, Ramos EG, Peixoto MVM, Fonseca VM. Alimentação saudável, escolaridade e excesso de peso entre mulheres de baixa renda. *Ciênc Saúde Colet* 2013; 18(2): 357-66. <http://doi.org/10.1590/S1413-81232013000200007>
25. Lopes ACS, Menezes MC, Araújo ML. O ambiente alimentar e o acesso a frutas e hortaliças: “Uma metrópole em perspectiva”. *Saúde Soc* 2017; 26(3): 764-73. <http://doi.org/10.1590/S0104-12902017168867>
26. Gleason PM, Boushey CJ, Harris JE, Zoellner J. Publishing nutrition research: a review of multivariate techniques—part 3: data reduction methods. *J Acad Nutr Diet* 2015; 115(7): 1072-82. <http://doi.org/10.1016/j.jand.2015.03.011>
27. Pou SA, Díaz M del P, Quintana AG de la, Forte CA, Aballay LR. Identification of dietary patterns in urban population of Argentina: study on diet-obesity relation in population-based prevalence study. *Nutr Res Pr* 2016; 10(6): 616-22. <http://doi.org/10.4162/nrp.2016.10.6.616>
28. Paradis AM, Godin G, Pérusse L, Vohl MC. Associations between dietary patterns and obesity phenotypes. *Int J Obes* 2009; 33: 1419-26. <http://doi.org/10.1038/ijo.2009.179>
29. Monteiro CA, Moura EC, Jaime PC, Claro RM. Validade de indicadores do consumo de alimentos e bebidas obtidos por inquérito telefônico. *Rev Saúde Pública* 2008; 42(4): 582-9. <http://doi.org/10.1590/S0034-89102008000400002>
30. Biró G, Hulshof KFAM, Ovesen L, Cruz JAA. Selection of methodology to assess food intake. *Eur J Clin Nutr* 2002; 56(Supl. 2): S25-S32. <http://doi.org/10.1038/sj.ejcn.1601426>
31. Rutishauser IH. Dietary intake measurements. *Public Health Nutr* 2005; 8(7a): 1100-7. <http://doi.org/10.1079/PHN2005798>
32. Bernal RTI, Malta DC, Claro RM, Monteiro CA. Efeito da inclusão de entrevista por telefone celular ao VIGITEL. *Rev Saúde Pública* 2017; 51(Supl. 1): 15s. <http://doi.org/10.1590/S1518-8787.2017051000171>

Recebido em: 08/07/2018

Revisado em: 06/02/2019

Aceito em: 26/02/2019

**Contribuição dos autores:** Iolanda Karla Santana dos Santos: concepção do estudo, revisão da literatura, análise e interpretação dos dados, elaboração da primeira versão do artigo, revisão crítica do texto, aprovação da versão final do artigo. Wolney Lisbôa Conde: concepção do estudo, análise e interpretação dos dados, revisão crítica do texto, aprovação da versão final do artigo.

