

**DESENVOLVIMENTO E APLICAÇÃO DE SISTEMA
CLASSIFICATÓRIO PARA AVALIAÇÃO DO ESTADO
NUTRICIONAL DE CRIANÇAS E ADOLESCENTES BRASILEIROS
BASEADO NO ÍNDICE DE MASSA CORPORAL**

Wolney Lisboa Conde

Tese apresentada à Faculdade de Saúde Pública da
Universidade de São Paulo para obtenção do Grau de
Doutor

Área de concentração: Nutrição

ORIENTADOR: PROF. TIT. CARLOS AUGUSTO MONTEIRO

São Paulo

2004



44587/2004 doc

Autorizo, exclusivamente para fins acadêmicos e científicos, a
reprodução total
ou parcial desta tese, por processos fotocopiadores.

Assinatura:

Data: 26 de janeiro, 2004.

Para os meus pais,
Para tia Célia (in memoriam),
Para a Cris

AGRADECIMENTOS

Ao professor **Carlos Monteiro**, por ter transformado o processo de orientação em um exercício de liberdade e criação, além de ser um professor rigoroso e paciente.

À **Renata Levy-Costa**, por tanto apoio ao longo do trabalho.

À **Regina Rodrigues**, pela ajuda em momentos críticos.

Aos professores **Maria Helena Benício, Helena, Fernanda e Cristóvam** por terem apoiado sonhos.

RESUMO

Objetivo. Delinear sistema de classificação baseado na distribuição brasileira do Índice de Massa Corporal (IMC) para avaliação do estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros.

Método. Foram utilizados o método LMS para o cálculo dos parâmetros da curva do IMC e a função polinomial para modelá-los ao longo das idades. A distribuição saudável do IMC foi delineada a partir dos indivíduos de 2 a 19 anos da Pesquisa Nacional Nutrição e Saúde, realizada em 1989. Os valores críticos para classificação do estado nutricional foram expressos segundo centis ou equivalentes aos valores de IMC 17,5; 25 e 30 kg/m² no início da idade adulta. A curva brasileira foi calibrada contra a população de referência e comparada outras curvas de referência estrangeiras. Finalmente, a curva brasileira foi empregada para descrever a mudança secular no grupo estudado ao longo de três décadas.

Resultados. Os resultados foram apresentados na forma de cinco artigos. No primeiro foram descritos, em intervalos semestrais, os parâmetros L, M e S da curva brasileira e os valores críticos dos centis tradicionalmente empregados e aqueles adulto-equivalentes. No segundo, os parâmetros L, M e S gerados foram comparados à população original. No terceiro, a curva nacional foi comparada, em seus fundamentos, a curvas estrangeiras. No quarto, verificou-se o impacto clínico decorrente do emprego da curva nacional ou das curvas estrangeiras à população brasileira. No quinto, foi descrita a mudança secular da distribuição do IMC e da classificação do estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros ao longo de três décadas.

SUMMARY

Objective. Drawing the Brazilian reference curve Body Mass Index (BMI) to evaluate the nutritional status from Brazilian children and adolescents.

Method. It were used the LMS method to calculate the BMI curve parameters and the polynomial function to model the parameters across age. The BMI healthy distribution was taken from data of individuals from 2 to 19 years of the Pesquisa Nacional Saúde e Nutrição, carried out in 1989. The BMI cutoff values to classify nutritional status were realized as percentiles and as BMI adult-equivalent values to 17.5, 25 and 30 kg/m² at early adult age. The Brazilian curve was calibrated against the reference population and compared to others foreign reference curves. Finally, the Brazilian curve was used to describe the secular change of the studied group across three decades.

Results. The results were realized in five papers. The first one presents the L, M and S parameters and the BMI cutoffs as percentiles and as adult-equivalents values. At the second, the L, M and S parameters were calibrated according to the source reference population. At the third one, the Brazilian curve was compared, using the basics, to foreign curves. At the fourth, the clinical consequences from employment of the Brazilian and foreign curves to the Brazilian population were measured. At the fifth, the secular changes in BMI distribution and at the nutritional status from Brazilian children and adolescents were described through three decades.

ÍNDICE

1. INTRODUÇÃO	1
A necessidade de padrões na avaliação do crescimento	2
Os primeiros padrões	4
O delineamento de um padrão	5
O Índice de Massa Corporal	6
Fase da aquisição e manutenção do excesso de peso	9
Os tipos de padrão de referência: normativos e estatísticos	10
Os primeiros padrões produzidos no Brasil	12
O novo padrão IOTF	14
A definição do método para construção do padrão	15
O estudo da tendência secular da relação peso para altura entre crianças e adolescentes	17
2. ARTIGO 1	
Curva nacional de referência baseada no índice de massa corporal para avaliar o estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros – distribuição e valores críticos	21
3. ARTIGO 2	
Calibração da curva nacional de referência baseada no IMC para avaliar o estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros.	54
4. ARTIGO 3	
Curva nacional de referência para avaliar o estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros – comparação com outras curvas	77
5. ARTIGO 4	
Comparação entre o desempenho da curva nacional de referência do IMC e o de curvas estrangeiras de referência para avaliar o estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros.	103
6. ARTIGO 5	
A mudança secular do estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros, 1975 – 1997	
7. CONSIDERAÇÕES FINAIS	152
8. BIBLIOGRAFIA	156

INTRODUÇÃO

O crescimento humano é um processo de alta complexidade e único entre os primatas. Sua caracterização básica, em relação aos demais primatas, compreende a expansão do período de crescimento, o prolongamento da fase de crescimento acelerado e a maturação sexual tardia (LEIGH e PARK 1998).

Ainda que o procedimento de mensurar o corpo humano em busca de marcadores do estado de saúde seja uma prática cujo início remonta há, pelo menos, 300 anos, muitos conceitos e definições utilizados neste campo de estudos apresentam lacunas e imprecisões insuspeitadas. Parte dessa imprecisão relaciona-se ao processo, comum em muitos campos de estudos, de transposição direta de conceitos de outras áreas de estudo.

A **Auxologia**, o campo de estudos do crescimento, tem por objeto de estudo o crescimento humano, o qual pode ser definido como “o aumento quantitativo [do corpo] em tamanho ou massa” (BOGIN 1988). A **epidemiologia auxológica** caracteriza-se pelo uso de dados do crescimento para investigar e, posteriormente, definir condições sub-ótimas de saúde (TANNER 1981). O termo **antropometria** foi utilizado, pela primeira vez, pelo médico alemão Johann Sigismund Elsholtz em sua tese de graduação, defendida em Pádua no ano de 1654 (TANNER 1981).

O estudo do fenômeno do crescimento através da antropometria, além de ser o elemento fundador do campo da epidemiologia auxológica, contribui para delinear todo seu desenvolvimento conceitual. Esse delineamento é influenciado pela intersecção das áreas de desenvolvimento de instrumentos, padronização de medidas e proposição de padrões populacionais, cada uma das quais com seus correspondentes arcabouços conceituais e técnicos.

Embora apoiada em ampla área de intersecção científica, a trajetória do estudo do crescimento pela antropometria é marcada pela simplicidade e objetividade dos instrumentos propostos e utilizados. A noção do que é o crescimento e de como ele se processa entre humanos pode ser tomada como exemplo de todo o arrazoado supramencionado.

A necessidade de padrões na avaliação do crescimento

A terminologia empregada na definição dos modelos empíricos utilizados na avaliação do crescimento é matéria polêmica e comporta subjetividade na seleção, justificativa e emprego dos termos. Dessa forma, ao longo deste texto introdutório será dada preferência à forma originalmente empregada pelo autor que estiver sendo citado.

A avaliação do crescimento de menores de 18 anos é, na prática, a mensuração do desempenho do seu potencial de crescimento (ganho de altura e peso) e da evolução de sua composição corporal (formação dos tecidos).

Desse modo, a avaliação do estado nutricional pode ser realizada pela comparação entre as medidas observadas e as medidas de uma população de referência – a qual representa a expressão do crescimento de uma população que desfruta de condições ótimas de saúde e nutrição (WHO 1995). A seleção da população de referência depende do objetivo da avaliação que se queira realizar mas apresenta duas características básicas comuns: o controle da frequência do evento que se queira estudar e a representatividade da relação positiva entre o evento e seus determinantes entre os indivíduos selecionados.

A utilidade de um padrão ou curva de referência pode ser expressa em função de seus usos mais comuns. Genericamente, o emprego mais comum dos padrões de referência relaciona-se à monitoração do crescimento individual e à expressão sumarizada do crescimento médio de grupos populacionais. Entre suas principais funções, estão: 1) a *educação*: em essência, propiciar informação para permitir o manuseio ágil e adequado do estado de saúde infantil pelos responsáveis; 2) a *triagem*, pela seleção de indivíduos sob condições definidas como risco à saúde em diferentes contextos tais como escola, campos de refugiados, unidades de saúde, etc.;

3) o uso *clínico*, em especial a monitoração da velocidade de crescimento infantil e 4) a *análise de grupos populacionais*, na qual pode-se identificar a trajetória do grupo ou a resposta a uma intervenção, entre outras utilidades (COLE 1993).

Os primeiros padrões

O primeiro padrão de referência para o crescimento infantil data do século XIX. Em 1891, Bowditch apresentou percentis da distribuição da medida da altura segundo idade para crianças de Massachusetts, USA (COLE 1993).

A idéia de percentil é devida a Galton que a utilizou, em 1885, para sumarizar a distribuição de medidas de 9337 pessoas estudadas em seu Laboratório de Antropometria. A expressão gráfica destes percentis segundo valores da idade, como fez Bowditch, permitiu a observação da dinâmica do crescimento infantil (COLE 1993).

Ao longo da primeira metade do século XX, diversas distribuições de referência para o peso e a altura segundo a idade foram elaboradas, entre as quais destacaram-se os denominados *padrões Harvard*. Na segunda metade do século houve a consolidação do uso dos gráficos de percentis para avaliação do crescimento infantil. Destacam-se, neste período, os padrões longitudinais de crescimento desenvolvidos por Tanner e os padrões transversais desenvolvidos no National Center Health Statistics

(NCHS), os quais vieram a ser adotados como referência internacional pela Organização Mundial da Saúde (COLE 1993).

Desde a década passada, sucedem-se publicações de distribuições de referência em países como Holanda (FREDRIKS et al 2000), Inglaterra (WHITE et al. 1995), Alemanha (SCHAEFER et al. 1998), Itália (LUCIANO, BRESSAN e ZOPPI 1997) para as medidas de altura, peso e Índice de Massa Corporal. Parte desse movimento está vinculada ao uso inovador de técnicas estatísticas que permitem procedimentos superiores àqueles até então adotados na modelagem dos padrões de referência; outra parte está vinculada à demanda clínica por padrões nacionais para a avaliação do estado nutricional de crianças e adolescentes.

O delineamento de um padrão

“Um padrão (ou referência) de crescimento é um conjunto de dados que representa a distribuição de dada medida antropométrica e sua modificação em função de alguma co-variável - usualmente a idade - para cada sexo, baseada em determinada amostra infantil de referência” (COLE 1993).

A seleção de uma medida qualquer para traduzir o estado nutricional de indivíduos diversos deve ser realizada sob inúmeros cuidados e requisitos. A medida deve ser prática, de fácil e rápida execução, baixo custo e deve, ainda, propiciar a criação de indicadores que apresentem valores adequados

de sensibilidade (capacidade de triagem) e especificidade (capacidade diagnóstica). Quando da elaboração de um padrão de referência para diagnóstico do estado nutricional, alguns critérios devem ser observados (WHO 1995):

- 1) A amostra deve incluir pelo menos 200 indivíduos em cada grupo de idade e sexo;
- 2) A amostra deve ser transversal, uma vez que as comparações a serem feitas são de natureza transversal;
- 3) Os procedimentos de amostragem devem estar definidos e serem reprodutíveis;
- 4) A mensuração deve ser cuidadosamente realizada e anotada por antropometristas treinados, usando equipamentos adequadamente desenhados e, periodicamente, calibrados;
- 5) As medidas realizadas na amostra devem incluir todas as variáveis utilizadas na avaliação do estado nutricional;
- 6) Os dados utilizados para a elaboração dos gráficos e tabelas de referência devem estar disponíveis a qualquer um que esteja interessado em usá-los, e os procedimentos empregados para alisar as curvas e preparar as tabelas devem estar adequadamente descritos e documentados.

O Índice de Massa Corporal (IMC)

Na população adulta, o Índice de Massa Corporal ($IMC = \text{peso}_{(kg)} / \text{altura}_{(m)}^2$) tornou-se, há algum tempo, a medida de escolha para a avaliação do estado nutricional em função de sua praticidade e versatilidade, possibilitando a identificação tanto da deficiência nutricional quanto da obesidade. A finalização do processo de crescimento permite supor que, em condições populacionais típicas, todo acréscimo de massa obtido a partir desta idade é proveniente principalmente do acúmulo de massa gordurosa no corpo, fator associado a determinadas doenças crônicas e de risco para mortalidade.

A utilização do IMC na avaliação do estado nutricional de adolescentes esteve, por algum tempo, submetido a forte controvérsia. Seu significado e mesmo a propriedade de seu uso não se apresentavam claros ao longo do espectro etário envolvendo infância e adolescência. As modificações observadas na massa corporal ao longo do processo de crescimento não são de interpretação simples ou direta como em adultos.

O passo decisivo, portanto, para a adoção do IMC como descritor do estado nutricional em crianças e adolescentes é saber se, nessa idade, baixos valores do IMC estão associados à depleção tissular e altos valores estão associados à maior quantidade de gordura corporal. Mais especificamente, no caso dos altos valores do IMC, importa saber se o acúmulo de gordura nessa idade está associado a modificações no estado de saúde do indivíduo e, ainda, à conservação e/ou a aquisição de massa corporal gorda na idade adulta.

A associação entre o IMC e a gordura corporal foi explorada em estudos de validação realizados em grupos de crianças e adolescentes de países com características étnicas e socioeconômicas distintas (PIETROBELLI et al 1998; LAZARUS 1996, ELLIS, 1999, RELLY et al 2000 e MEI et al 2002). Os achados centrais destes estudos estão sumarizados no quadro 1. Os coeficientes de correlação entre o IMC e a massa gorda total apresentaram-se, em geral, superiores àqueles observados para a associação entre o IMC e a proporção de gordura corporal. O estudo da relação entre o IMC e a proporção de gordura corporal mostrou, ainda, que a variabilidade dessa associação está influenciada pela faixa etária, o sexo e a etnia dos indivíduos analisados. Outra importante fonte de variação é a técnica utilizada como referência para a medida da gordura corporal. Embora mais tradicional, a pesagem hidrostática apresenta uma série de pressupostos quando da inferência da gordura corporal. Técnicas que utilizam a transfixação do corpo por radiação de baixa intensidade, como por exemplo DEXA, medem grande parte dos tecidos de modo direto permitindo maior precisão e menor dependência de pressupostos constantes para a inferência da gordura corporal.

Quadro 1. Sumário dos principais estudos que analisaram a associação entre IMC, sobrepeso, obesidade e a gordura corporal.

Estudo	IMC				
	<i>r</i>	Sobrepeso		Obesidade	
		Sensibilidade	Especificidade	Sensibilidade	Especificidade
Lazarus (1996)					
Homem	-	0,72	0,95	0,33	0,98
Mulher	-	0,85	0,93	0,46	1,00
Pietrobelli (1998)					
Homem	0,92	-	-	-	-
Mulher	0,94	-	-	-	-
Reilly (2000)					
Homem	-	0,90	0,92	0,46	0,99
Mulher	-	0,97	0,84	0,72	0,99
Mei (2002)					
2 – 5 anos	-	0,78	0,88	-	-
6 – 11 anos	-	0,93	0,92	-	-
12 – 19 anos	-	0,85	0,91	-	-

A maior parte dos estudos envolvendo a relação entre IMC e gordura corporal, quando enfocando diagnóstico nutricional, centrou a exploração desta relação na propriedade do IMC de traduzir o acúmulo de gordura corporal. Esse enfoque reflete a busca por um indicador confiável que permita o diagnóstico das categorias do excesso de peso diante do quadro de crescimento da obesidade atualmente observado.

Fase da aquisição e manutenção do excesso de peso

A probabilidade de uma criança ou adolescente com sobrepeso vir a ser um adulto com sobrepeso foi analisada em número limitado de trabalhos.

Embora diferentes quanto ao tipo de análise e quanto à magnitude da associação, os diversos estudos convergem para a indicação de que o sobrepeso na adolescência predispõe ao sobrepeso na fase adulta (HE e KARLBERG 1999; GUO et al. 2000; GUO et al. 2002). A extrapolação desses resultados deve ser feita com cautela, uma vez que os estudos citados foram conduzidos entre grupos étnicos específicos (brancos) e, no caso norte-americano, anteriormente à crescente disseminação dos casos de obesidade observados nas duas últimas décadas. Nas duas situações, no entanto, as limitações à extrapolação dos estudos citados apontam para a subestimação do quadro atual da relação entre obesidade na infância/adolescência e sua manutenção na fase adulta. Uma ampla revisão da literatura indexada sobre o tema no período de 1970 a 1992 apontou que aproximadamente um terço (26 a 41%) de crianças pré-escolares obesas e metade (42 a 63%) das crianças obesas na idade escolar tornaram-se adultos obesos. Quando os dados de pré-escolares e escolares foram analisados em conjunto, a prevalência da obesidade na idade adulta foi duas vezes maior entre os adultos que foram crianças obesas do que entre aqueles que não foram crianças obesas (SERDULA et al 1993).

Os tipos de padrão de referência: estatísticos e normativos

Entre as finalidades básicas de um padrão estão as de permitir comparações e diagnósticos, controladas as modificações pertinentes à biologia (sexo) e à cronologia (idade). Na primeira finalidade, para permitir comparações, os

dados sob estudo são posicionados segundo uma referência qualquer, basicamente para permitir análises descritivas mais amplas, ou seja, para se obter maior flexibilidade no manejo dos dados. O diagnóstico, além da classificação segundo distribuição externa, pressupõe a transposição de determinado limite crítico a partir do qual o indivíduo tem poucas chances de pertencer àquela distribuição de referência. Neste caso, adiciona-se à comparação um “juízo de valor” (diagnóstico) relacionando o estado observado do indivíduo àquele “esperado” para sua idade e sexo.

Quanto ao sistema de classificação do evento sob estudo, os padrões podem ser subdivididos em estatísticos e normativos. Os padrões estatísticos são aqueles que classificam o problema em função, basicamente, da probabilidade do evento ocorrer na população de referência. Os padrões normativos estão baseados em alguma medida ou evidência (desfecho) externa ao padrão, a qual irá determinar seu critério de classificação. Neste último caso, usualmente, o padrão se confunde com o próprio sistema de classificação, dado pelo ponto-de-corte.

Os padrões cujos pontos-de-corte são probabilisticamente determinados, como no caso de vários padrões para o IMC, apresentam alguns inconvenientes; o principal deles é que o uso de percentis - em geral os percentis 85 e 95 para definir sobrepeso e obesidade, respectivamente - infla as estimativas de prevalência de cada diagnóstico. Outro inconveniente é que, em se tratando de padrões nacionais, as comparações internacionais

tornam-se impossíveis. Um aspecto de particular interesse é que o uso de padrões atualizados obscurece a real natureza da tendência secular do sobrepeso, uma vez que o próprio padrão é afetado pelo desenvolvimento epidêmico que se quer estudar (JEBB e PRENTICE 2001).

O sistema de classificação baseado em medida externa ao padrão (desfecho) e com ponto-de-corte universal enfrenta forte controvérsia presentemente. O centro da questão refere-se à variabilidade observada entre diferentes etnias para a relação entre o IMC e a proporção da gordura corporal. Adicionalmente, identificou-se, entre algumas populações asiáticas, elevada morbi-mortalidade ligada à obesidade mesmo em valores de IMC inferiores àqueles internacionalmente adotados para descrever risco à saúde (DEURENBERG 2001).

Embora a questão permaneça sob debate, sua resolução terá reflexos sobre qualquer proposta de sistema de classificação do estado nutricional baseado no IMC e destinada a menores de 18 anos.

No âmbito dos estudos envolvendo o diagnóstico nutricional de crianças e adolescentes baseados no IMC, a solução crescentemente utilizada nos últimos anos - aquela proposta por Cole et al a partir de encomenda da IOTF - mescla aspectos estatísticos e epidemiológicos. Do aspecto epidemiológico foi trazida a idéia do ponto-de-corte fixo utilizado entre adultos e do aspecto

estatístico, a projeção retroativa da posição ocupada por este valor para as idades abaixo de 18 anos.

Os primeiros padrões produzidos no Brasil

No Brasil há dois trabalhos publicados que descrevem a distribuição do IMC entre crianças e adolescentes brasileiros, ambos baseados em um inquérito nacional realizado no país em 1989 – a Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição (PNSN).

O primeiro trabalho apresenta os valores de 9 percentis da distribuição do IMC segundo intervalos etários anuais de 10 a 17 anos. Os percentis 10 e 90 foram propostos como pontos-de-corte para o diagnóstico de déficit nutricional e sobrepeso, respectivamente. O percentil 90 foi escolhido por ser aquele cujo valor final, aos 18 anos, coincidia com 25 kg/m^2 . Os valores apresentados foram “alisados” por média móvel (SICHIERI e ALLAM 1996).

O segundo trabalho apresenta os valores de 9 percentis da distribuição do IMC segundo intervalos etários anuais de 0 a 25 anos, em cada sexo. Neste caso os valores apresentados não foram submetidos a qualquer modelagem. A análise dos valores da distribuição brasileira revelou que seu padrão evolutivo era semelhante, à época, àquele encontrado na França, Grã-Bretanha e Estados Unidos da América (ANJOS, VEIGA e CASTRO 1998).

Embora com pequenas diferenças no procedimento estatístico, os dois trabalhos apresentam valores basicamente iguais para a distribuição do IMC ao longo das idades. A diferença essencial entre os dois trabalhos é que enquanto Sichieri e Allam (1996) geraram sua distribuição com o objetivo de criar uma referência nacional para a classificação nutricional segundo o IMC, Anjos, Veiga e Castro (1998) explicitamente recomendam que sua distribuição não seja utilizada para diagnóstico nutricional.

O novo padrão IOTF

Em junho de 1997, foi realizada reunião executiva da International Obesity Task Force (IOTF) para debater essencialmente quatro pontos ligados à avaliação de obesidade em crianças e adolescentes: 1) escolha de uma medida índice; 2) escolha de uma população de referência; 3) definição dos pontos-de-corte para sobrepeso e obesidade; 4) uso de medidas de validação da medida índice (BELLIZZI e DIETZ 1999).

O IMC foi selecionado como a medida índice a ser trabalhada. Optou-se pela construção de uma população internacional de referência, a partir de certo conjunto de dados de diversos países. A definição dos pontos-de-corte específicos por idade foi feita em função da definição usual de obesidade e sobrepeso utilizada para adultos, com os valores de 30 kg/m^2 e 25 kg/m^2 , respectivamente. Essa idéia implicou modelar os valores correspondentes a esse desfecho mais do que modelar determinado centil, prática usual até

então (COLE et al 2000). Este procedimento tornou a busca de parâmetros ancilares para a definição do indicador de obesidade e sobrepeso um procedimento *a posteriori*.

As diferenças observadas na associação entre IMC e gordura corporal entre etnias sugerem a elaboração de referências locais, pelo menos para uso na avaliação clínica do estado nutricional. Assim, há que se levar em conta no caso da seleção da população de referência se a população internacional, tal como está construída, pode ser aplicada ao estudo do sobrepeso e obesidade na população brasileira.

A definição do método para a construção do padrão

Uma vez selecionado o grupo de dados que irá compor a população de referência, outra etapa crítica na elaboração do padrão é a seleção da técnica a ser empregada na modelagem dos dados. No caso do IMC, algumas de suas características estatísticas (presença de assimetria e amplo coeficiente de variação) tornam essa etapa ainda mais crítica ao longo do processo.

Desde os primórdios, quando os padrões eram ajustados à mão, até o presente, o procedimento de modelar os padrões de crescimento evoluiu tanto do ponto de vista conceitual quanto do ponto de vista técnico.

Hoje, aceita-se que o período de crescimento pode, genericamente, ser dividido em três fases, caracterizadas a partir da velocidade e da aceleração observadas ao longo de seu processo: *primeira infância* inicia-se antes do nascimento e prolonga-se até em torno de 3 a 4 anos (esta fase pode, matematicamente, ser representada por uma função exponencial); *segunda infância*, inicia-se durante o primeiro ano de vida, desacelera lentamente e continua até a maturação sexual (esta fase pode ser modelada por um polinômio de segundo grau); *puberdade*, inicia-se com a maturação sexual, apresenta um pico de velocidade e desacelera até que o crescimento cesse (esta fase pode ser modelada através de uma função logística). A superposição parcial observada entre as duas primeiras fases deve-se a combinação entre elementos endócrinos (ação de hormônios, por exemplo, hormônio do crescimento) e elementos matemáticos (velocidade e aceleração do crescimento), o que introduz a noção de “segunda infância expandida” etapa que se prolonga desde o primeiro ano de vida até o final da maturação sexual (KARLBERG 1987).

A técnica de eleição para a modelagem de padrões de crescimento, desde a última década, tem sido o procedimento denominado LMS, proposto por T. J. Cole (COLE 1990; COLE e GREEN 1992). Essa técnica apresenta, entre outras, as vantagens de converter a distribuição sob modelagem para uma distribuição normal (eliminando desvios-padrão assimétricos, como no caso das distribuições do peso e do IMC) e de propiciar interpretação simples e direta de seus parâmetros (M de mediana, S de coeficiente de variação e L

como o expoente da transformação utilizada para normalizar a distribuição). Adicionalmente, é possível empregar a técnica proposta para obter os parâmetros L, M e S a partir dos centis de padrões já publicados – na prática, isso possibilita remodelar padrões já existentes e elaborados segundo outras técnicas - o que lhe confere larga utilização (COLE 1993).

O estudo da tendência secular da relação peso para altura entre crianças e adolescentes

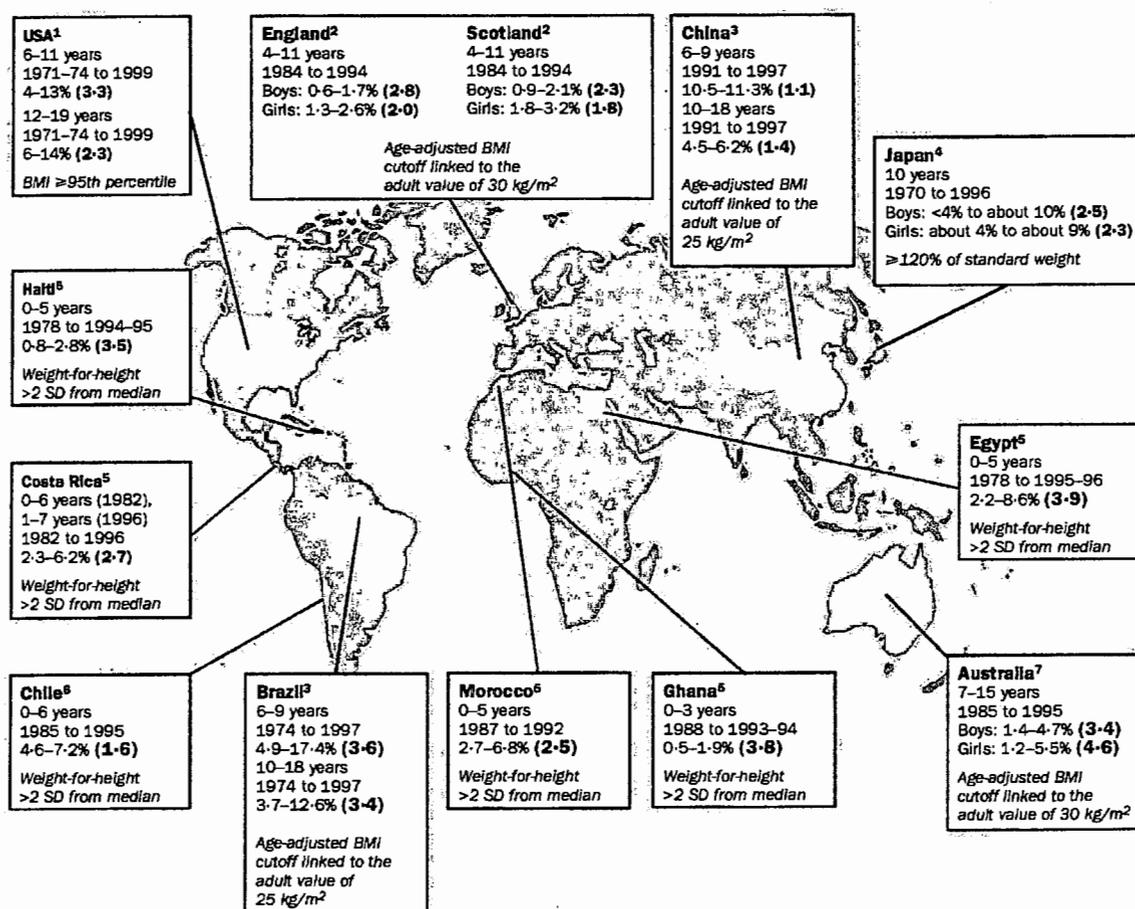
Os estudos sobre tendência secular das medidas do crescimento físico indicam que, à exceção de populações asiáticas, o processo de crescimento da estatura humana tende a ser muito semelhante entre as várias etnias, em especial antes dos 7 anos (ULIJASZEK 2001).

A análise das tendências temporais do peso e da massa corporal, no entanto, tem evidenciado aumentos contínuos do peso corporal e da proporção de tecido gorduroso, mesmo em idades precoces. Essa tendência projeta horizonte negativo para uma série de doenças crônicas ligadas à presença da obesidade, entre elas diabetes e doenças cardiovasculares (SERDULA et al. 1993). A magnitude desse processo levou alguns autores a classificá-lo como *epidemia* (SEIDELL 1995; FLEGAL 1999; REILLY e DOROSTY 1999).

Entre crianças e adolescentes observa-se tendência global e contínua de aumento na prevalência do excesso de peso (ver figura 1). Ainda que de

modo não proporcional, a epidemia da obesidade tem afetado amplo espectro etário, a maioria dos grupos étnicos e pessoas de todos os níveis

Figura 1. Aumentos globais na prevalência da obesidade infantil.



Extraído de Ebbeling, Pawlak e Ludwig (2002)

socioeconômicos. Assim como entre adultos, a obesidade infanto-juvenil causa hipertensão, dislipidemia, inflamação crônica, tendência aumentada na coagulação sanguínea, disfunção endotelial e hiperinsulinemia. Embora diversos fatores possam compor um sistema de "peso e contra-peso" na determinação da obesidade nessa idade, aparentemente, a adoção do

“estilo de vida ocidental” é o grande fio condutor deste processo (EBBELING, PAWLAK e LUDWIG 2002).

No Brasil, a transição nutricional tem produzido efeitos distintos conforme a faixa etária infantil. Esses efeitos foram observados tomando-se quatro inquéritos realizados em 1974/75, 1989, 1996 e 1996/97. Em crianças mais jovens, entre 1 e 4 anos, empregando-se o padrão de referência internacional recomendado pela Organização Mundial de Saúde-OMS para a faixa etária (HAMILL et al. 1979), foram observados ganhos progressivos na relação peso para altura que, aparentemente, corrigiram déficits nutricionais sem resultar no aparecimento da obesidade. Em crianças mais velhas, entre 10 a 17 anos, empregando-se como padrão de referência a distribuição do IMC observada no ano de 1989, identifica-se tendência de correção do déficit nutricional, acompanhada, nesse caso, de indicação de aumento da obesidade (MONTEIRO, CONDE, POPKIN 2002).

Essas duas trajetórias, a ausência de uma população de referência nacional para os valores do IMC e, ainda, a ausência de um sistema classificatório do estado nutricional baseado no conceito de massa corporal, apontam para a necessidade de desenvolver um indicador nacional que seja confiável na detecção dos extremos nutricionais, uma vez que o Brasil apresenta por um lado, déficits nutricionais ainda expressivos e, por outro, já acumula indícios de aumento da prevalência do excesso de peso.

É objetivo deste trabalho, portanto, delinear um sistema classificatório baseado no Índice de Massa Corporal que sirva como referência para descrever e classificar o estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros nas situações de baixo peso, excesso de peso e obesidade.

Curva nacional de referência baseada no índice de massa corporal para avaliar o estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros – distribuição e valores críticos.

Introdução

O uso de medidas antropométricas na avaliação do estado nutricional tem se tornado, embora com limitações, o modo mais prático e de menor custo para análise de indivíduos e populações seja em ações clínicas, de triagem ou mesmo em monitoração de tendências.

Diversos problemas estudados em epidemiologia, em especial em epidemiologia nutricional, não possuem características nosológicas definidas ou mensuráveis e, muitas vezes, a caracterização do problema sob estudo é substituída por um “modelo empírico saudável” o qual referencia o desempenho esperado. Trata-se de problemas cujas definições são estabelecidas, grande parte das vezes, a partir de medidas indiretas expressas como escores resultantes da comparação com condições de saúde consideradas ótimas. A distinção entre os afetados e os não afetados pelo problema é, em geral, feita a partir de critérios estatísticos. No campo da epidemiologia nutricional há, ainda, a necessidade de avaliar o estado nutricional de indivíduos em fase de crescimento, situação na qual observa-se a inadequação de se manter um mesmo valor crítico absoluto para

diagnóstico ao longo do espectro etário. Nesta situação, a elaboração de curvas de referência tem sido o recurso mais empregado para avaliação do estado nutricional.

Um padrão ou curva de referência é a representação do sumário da distribuição de dada medida antropométrica segundo uma co-variável (usualmente, idade) em cada sexo, baseada em amostra específica [“conceitual”] de crianças (Cole 1992).

As curvas de referência, derivadas dessas amostras específicas as quais representam o “modelo empírico saudável”, servem, a um só tempo, para classificar (comparar a grupo de referência) e para diagnosticar (separar entre indivíduos saudáveis e não-saudáveis) o estado nutricional de um indivíduo ou população. Isso permite a expressão do desempenho alcançado por aquele indivíduo ou população, usualmente sob a forma de score, a partir do desempenho esperado sob condições ótimas.

A fundamentação da classificação do estado nutricional infantil vem oscilando, ao longo de sua trajetória, entre bases epidemiológicas e estatísticas. Entre os sistemas classificatórios mais utilizados, antes da padronização proposta pela Organização Mundial da Saúde (OMS) em 1977 (Waterlow et al.1977), encontram-se aqueles propostas por Gomez, McLaren e Waterlow. Estas propostas debatiam-se em torno da seleção de indicadores e desfechos para descrever e classificar o estado nutricional

infantil (Zerfas, Jelliffe e Jelliffe 1986). Waterlow, dentre os citados, é o primeiro a propor sistema classificatório efetivamente probabilístico - isto é, estatístico - para lidar com a classificação do estado nutricional infantil. Esta proposta foi encampada pela OMS em seminário realizado em 1975 (Waterlow et al 1977). Desde então, tem predominado a classificação probabilística do diagnóstico do estado nutricional infantil.

A opção pela classificação probabilística no caso do estado nutricional infantil contrasta com a classificação do estado nutricional em adultos que, expresso pelo Índice de Massa Corporal (IMC), possui sistema classificatório baseado na ocorrência do óbito, isto é, epidemiológico.

A preocupação com a avaliação do estado nutricional de adolescentes e mesmo de crianças maiores de cinco anos esteve por longo período remetido para o âmbito clínico.

As últimas décadas têm sido marcadas por transformações no estado nutricional de populações em escala global. Essas transformações, conjuntamente denominadas de Transição Nutricional, caracterizam-se por elevação da estatura média, aumento do peso corporal e alteração da relação massa magra/massa gorda. Embora globais, estas transformações vêm ocorrendo em momentos distintos e com lapso temporal entre os países desenvolvidos e aqueles em desenvolvimento (Cole 2000). Em especial, nas duas últimas décadas tem se observado o aumento da prevalência do

sobrepeso entre crianças e adolescentes. O processo de transição nutricional requer, por seu impacto observado e pela complexidade dos fatores nele envolvidos, novos enfoques e respostas para a avaliação nutricional de grupos populacionais em fase de crescimento, em especial índices e indicadores que possam dar conta de todo o espectro nutricional observado ao longo do processo de transição.

Neste contexto, o Índice de Massa Corporal (IMC), já amplamente utilizado entre adultos, vem ganhando papel de destaque entre os índices utilizados para descrever e classificar o estado nutricional de crianças e de adolescentes. O IMC, além da praticidade de obtenção sob condições variadas, facilidade de compreensão e confiabilidade, apresenta-se, ainda, bem correlacionado ao conteúdo de gordura corporal (Pietrobelli 1998; Mei 2002). Sua utilização, no entanto, requer atenção na fase de maturação sexual (Bini et al 2000).

O uso de curvas de referência para definição empírica do estado nutricional em crianças e adolescentes propiciou, por um lado, soluções práticas e, por outro lado, a abertura de debates específicos sobre pontos vinculados ao uso destas curvas para avaliação do estado nutricional de grupos em crescimento. Os principais pontos em debate são: 1) a natureza universal ou particular da composição corporal, aspecto refletido no debate sobre a adoção de curva de referência local ou internacional (Piers et al 2003); 2) a definição, a partir do IMC, de sobrepeso e/ou obesidade, o que se reflete no

debate sobre os fundamentos e propriedades do sistema classificatório a ser adotado (Cole e Roede 1999); 3) o estabelecimento de valores críticos universais ou particulares (segundo etnia e sexo) para a classificação do estado nutricional (Relly 2002; Deurenberg 2001; Stevens 2003) e 4) a influência da maturação sexual sobre a composição corporal e a necessidade de controlar ou não o período de maturação sexual (Wang 2002; Bini et al 2000).

A demanda por uma curva de referência nacional para o IMC baseia-se na ausência de consenso sobre a universalidade das associações entre o IMC e medidas diretas da gordura corporal e nas evidências de sub/superestimação da medida da prevalência de sobrepeso ou obesidade quando do emprego de curvas de referência de origem distinta da população analisada. A necessidade de tomar decisões de caráter clínico ou programático requer precisão e acurácia no desempenho do diagnóstico, o que pode ser comprometido com o uso de curva de referência que adote definições da medida do IMC ao longo da idade muito distintas daquelas da população local. O padrão internacional permanece, no entanto, extremamente útil para estudos comparativos ou em estudos epidemiológicos de maior envergadura.

O objetivo deste trabalho é apresentar um sistema de referência, baseado no IMC, para avaliação do estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros incluindo-se o delineamento da curva de referência e o

estabelecimento de valores críticos “estatísticos” e “funcionais” para o diagnóstico da desnutrição, do excesso de peso e da obesidade.

Metodologia

O conjunto de dados utilizado no delineamento da curva nacional de referência do IMC é originário da Pesquisa Nacional Saúde e Nutrição (PNSN) realizada pelo Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística em 1989 (IBGE 1992).

Entre as diversas razões para a escolha dessa base de dados, destacam-se: a representatividade nacional (exceção para área rural da região Norte, não amostrada no estudo), o rigor na preparação para a coleta das medidas antropométricas e o controle de qualidade realizado ao longo do estudo. Outro aspecto importante é o fato de este conjunto de indivíduos ter apresentado redução de déficit da altura sem apresentar aumento na prevalência do excesso de peso.

Para este estudo foram selecionados os indivíduos entre 2 e 19 anos com dados completos sobre sexo, idade (expressa em mês), altura (expressa em cm, com uma casa decimal) e peso (expresso em kg, com uma casa decimal). Ao final, a amostra ficou composta por 13.279 homens e 12.823 mulheres, representando 99% do conjunto de indivíduos estudados em cada sexo.

Na seleção do conjunto de valores do IMC a ser utilizado na construção do padrão foram excluídos aqueles inferiores ou superiores a 4 desvios-padrão em relação à média segundo idade e sexo. O valor não convencional de ± 4 desvios foi escolhido com o intuito de se preservar, ao máximo, a heterogeneidade da amostra.

A metodologia empregada na construção dos valores foi basicamente a mesma utilizada na construção do padrão internacional do IMC (Cole et al 2000). Em essência, o método LMS assume que para dados independentes com valores positivos, a transformação Box-Cox idade-específica pode ser empregada para torná-los normalmente distribuídos; os valores L, M e S são “natural cubic splines” com “knots” em cada intervalo etário (Cole, Freeman e Preece 1998). A amostra foi separada em estratos segundo o sexo e, internamente, agrupada em faixas etárias de três meses. Essa subdivisão trimestral se deu para que a diversidade no ritmo da velocidade de crescimento pudesse ser capturada e, ainda, para que cada estrato tivesse, no mínimo, 100 indivíduos, número considerado o mínimo adequado para o método LMS (Cole 1988). No interior destes estratos foram calculados os parâmetros L, M e S. O parâmetro M expressa o valor mediano do índice observado no interior de cada estrato; o parâmetro S representa o coeficiente de variação de cada estrato e o parâmetro L, o coeficiente (Box Cox) empregado para a transformação matemática dos valores do IMC com o objetivo de obter distribuição normal em cada estrato. De posse destes

valores iniciou-se o processo de alisamento da curva de cada parâmetro com o emprego de polinômios, em cada sexo. Finalmente, os valores foram interpolados para obterem-se valores mensais (o valor da idade representa o ponto médio do intervalo, por exemplo: 36,5 meses representa o intervalo de 36,0 até 36,9 meses).

A disponibilidade destes três parâmetros torna possível construir a curva referente a qualquer centil desejado com o emprego da fórmula:

$$C_{100\alpha(t)} = M_{(t)} [1 + L_{(t)} S_{(t)} Z_{\alpha}]^{1/L_{(t)}}, \quad (1)$$

na qual Z_{α} é o desvio normal equivalente para a área α ; $C_{100\alpha(t)}$ é o centil correspondente ao Z_{α} ; t é a idade em meses e $L_{(t)}$, $M_{(t)}$, $S_{(t)}$ e $C_{100\alpha(t)}$ indicam os valores correspondentes para cada curva na idade t .

A calibração das curvas obtidas, a qual informa o sucesso (ou não) do processo de modelagem em capturar a tendência central, a variabilidade e a normalização do IMC ao longo e intra-idades, está descrita em outro trabalho (Conde e Monteiro *no prelo*).

A determinação dos valores críticos para classificação nutricional em cada idade foi realizada fixando-se o valor final desejado aos 20 anos: IMC igual a 25 kg/m² no caso do sobrepeso e IMC igual a 30 kg/m² no caso da obesidade. Aplicados na fórmula

$$Z = [(IMC/M)^L - 1]/(LS) \quad (2)$$

estes valores permitirão estimar, retrospectivamente, seus valores equivalentes ao longo das idades anteriores.

Esses valores, de origem epidemiológica (ou “funcional”), serão contrastados com a proposta tradicional, de origem estatística, na qual recomenda-se usar os centis 95 e 85 para diagnosticar, respectivamente, obesidade e excesso de peso (Barlow e Dietz 1998). Desta forma, as duas propostas de estabelecimento de valores críticos pra diagnóstico nutricional serão apresentadas.

No caso dos valores críticos para definição do baixo peso, o procedimento incorporou análises adicionais, haja vista o ponto de corte tradicionalmente recomendado ($18,5 \text{ kg/m}^2$) não ter se mostrado adequado para essa classificação no caso do padrão internacional (COLE et all 2000). A seleção do valor crítico (aos 20 anos) para definir baixo peso foi baseada, portanto, em dois aspectos: o estatístico e o epidemiológico. No caso do critério estatístico, procurou-se manter ao máximo a compatibilidade com aqueles critérios estatísticos usualmente praticados, ou seja, o valor de -2 escores Z para definição de déficits nutricionais. No caso do critério epidemiológico, buscou-se contemplar a plausibilidade do diagnóstico, observada segundo dois aspectos. No primeiro, a prevalência esperada - informada pela densidade de freqüência do valor Z - não pode ser igual ou superior àquela prevalência observada nas populações sob estudo, de modo a reduzir o número de casos falso-positivos e aprimorar a detecção dos casos

verdadeiro-negativos. No segundo aspecto, para observar-se o valor do IMC no início da fase adulta em grupo social não exposto a déficit nutricional de natureza socioeconômica, foi selecionada a porção da amostra equivalente ao quartil mais elevado da renda *per capita*. Neste caso, o centil 3 na faixa etária de 19,5 a 20,4 anos assume o valor de 17,57 kg/m² no sexo masculino e 17,48 kg/m² no sexo feminino.

Na amostra de base populacional da PNSN, o valor de $Z = -2$ ($p = 0,0228$) equivale a valores de IMC, aos 20 anos, de 17,78 kg/m² no sexo masculino e 17,14 kg/m² no sexo feminino.

Baseado nos pressupostos e evidências mencionados, selecionou-se, então, a curva correspondente ao IMC de 17,5 kg/m² (aos vinte anos) como ponto-de-corte para definir baixo-peso na população brasileira. Com isso buscou-se conservar a prática utilizada na classificação do estado nutricional de adultos, que é o emprego de valor único em ambos os sexos, também na classificação do baixo peso.

Todas as análises foram realizadas utilizando-se o pacote estatístico Stata (versão 6). Os gráficos foram produzidos na versão 8 do mesmo software.

Resultados

O baixo percentual (1%) de exclusão, seja por dados incompletos seja por baixa plausibilidade biológica (IMC maior ou menor que 4 desvios-padrão), é indicativo da consistência dos valores ao longo do espectro etário e evidência da qualidade das medidas antropométricas da base de dados utilizada, além de contribuir para preservar a representatividade nacional da amostra.

A subdivisão da amostra em grupos etários trimestrais (segundo sexo) propiciou números (n) satisfatórios para o emprego do método LMS. O número médio de casos em cada estrato de faixa etária foi 190 (mínimo de 129 e máximo de 235) no sexo masculino e 183 (mínimo de 132 e máximo de 229) no sexo feminino.

Os valores dos parâmetros L, M e S para a população brasileira estão apresentados em intervalos semestrais segundo sexo na tabela 1.

A modelagem (alisamento) das curvas segundo a idade em cada sexo apresentou os seguintes resultados: a curva L foi alisada com polinômio de 4º grau em ambos os sexos; a curva M, com polinômio de 4º grau no sexo masculino e polinômio de 8º grau no sexo feminino; a curva S foi ajustada com polinômio de 4º grau em ambos os sexos.

A tabela 1 apresenta os parâmetros descritivos da distribuição de referência do IMC para a população brasileira entre dois e vinte anos obtidos ao final do processo de modelagem.

Tabela 1. Valores dos parâmetros L, M e S da população de referência segundo idade e sexo.

Idade (mês)	Masculino			Feminino		
	L	M	S	L	M	S
24,0	0,1791	16,9476	0,0939	0,1228	16,7003	0,0990
24,5	0,1551	16,9242	0,0935	0,0970	16,6730	0,0985
30,5	-0,1155	16,6587	0,0892	-0,1906	16,3666	0,0936
36,5	-0,3564	16,4192	0,0864	-0,4427	16,1042	0,0903
42,5	-0,5691	16,2071	0,0848	-0,6613	15,8899	0,0884
48,5	-0,7549	16,0233	0,0843	-0,8487	15,7212	0,0878
54,5	-0,9153	15,8687	0,0847	-1,0069	15,5927	0,0882
60,5	-1,0519	15,7438	0,0859	-1,1381	15,4984	0,0895
66,5	-1,1659	15,6492	0,0877	-1,2442	15,4331	0,0915
72,5	-1,2588	15,5852	0,0899	-1,3273	15,3937	0,0941
78,5	-1,3321	15,5519	0,0926	-1,3893	15,3791	0,0972
84,5	-1,3870	15,5491	0,0955	-1,4321	15,3907	0,1006
90,5	-1,4250	15,5767	0,0985	-1,4575	15,4316	0,1043
96,5	-1,4475	15,6341	0,1016	-1,4675	15,5062	0,1080
102,5	-1,4557	15,7209	0,1046	-1,4637	15,6196	0,1118
108,5	-1,4510	15,8361	0,1075	-1,4479	15,7766	0,1154
114,5	-1,4348	15,9787	0,1101	-1,4219	15,9811	0,1190
120,5	-1,4082	16,1477	0,1126	-1,3872	16,2358	0,1223
126,5	-1,3727	16,3417	0,1147	-1,3454	16,5409	0,1254

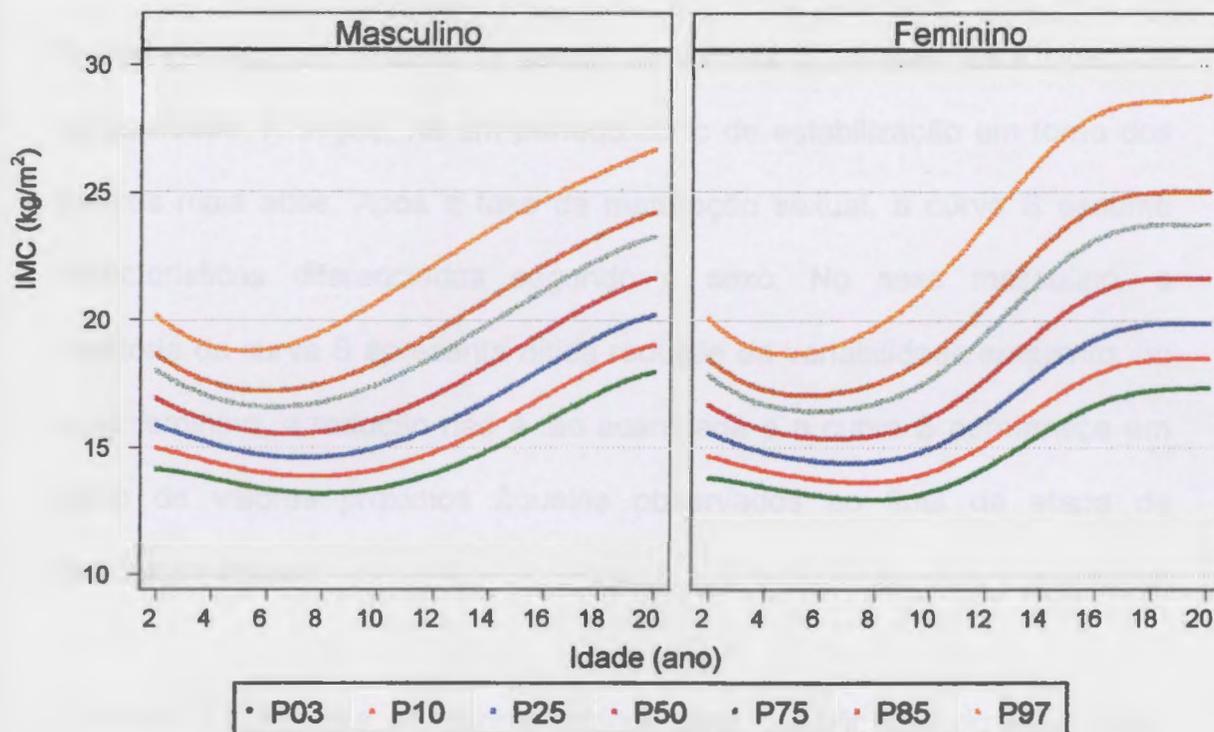
132,5	-1,3296	16,5590	0,1165	-1,2983	16,8943	0,1282
138,5	-1,2800	16,7981	0,1180	-1,2472	17,2914	0,1306
144,5	-1,2252	17,0571	0,1190	-1,1937	17,7248	0,1326
150,5	-1,1665	17,3337	0,1197	-1,1392	18,1845	0,1343
156,5	-1,1051	17,6259	0,1199	-1,0852	18,6589	0,1355
162,5	-1,0423	17,9312	0,1198	-1,0330	19,1345	0,1364
168,5	-0,9792	18,2468	0,1193	-0,9838	19,5971	0,1369
174,5	-0,9170	18,5701	0,1185	-0,9392	20,0331	0,1370
180,5	-0,8569	18,8981	0,1173	-0,9001	20,4294	0,1368
186,5	-0,8001	19,2275	0,1159	-0,8679	20,7755	0,1364
192,5	-0,7476	19,5551	0,1143	-0,8438	21,0626	0,1357
198,5	-0,7008	19,8773	0,1126	-0,8287	21,2880	0,1348
204,5	-0,6606	20,1904	0,1108	-0,8239	21,4503	0,1339
210,5	-0,6282	20,4905	0,1090	-0,8303	21,5551	0,1329
216,5	-0,6048	20,7735	0,1074	-0,8490	21,6111	0,1321
222,5	-0,5913	21,0352	0,1060	-0,8809	21,6310	0,1314
228,5	-0,5889	21,2712	0,1050	-0,9268	21,6297	0,1310
234,5	-0,5986	21,4768	0,1044	-0,9877	21,6220	0,1311
240,0	-0,6191	21,6343	0,1044	-1,0575	21,6195	0,1316

A análise dos valores L (expoentes Box Cox) permite inferir a quantidade e o tipo de ajuste necessário para normalização do IMC no interior de cada estrato. A preponderância de valores negativos indica que os dados empregados na elaboração do padrão proposto apresentavam assimetria (*skewness*) à esquerda; a relativamente pequena amplitude do parâmetro L, em ambos os sexos, é indicativa da pequena magnitude da assimetria que

se necessitava remover. A média dos valores L aproxima-se, nos dois sexos, de -1. No intervalo etário em que se espera estejam contidos os momentos de pico do processo de maturação sexual (11 a 13 anos), o parâmetro L apresenta valor médio de -1,20. O ponto mais intenso de remoção de assimetria situa-se na faixa etária entre 6 a 11 anos, momento anterior ao início do conjunto de fenômenos da maturação sexual, com valores L de -1,36 no sexo masculino e -1,38 no sexo feminino.

O gráfico 1, construído utilizando-se a fórmula (1) citada na metodologia, apresenta a distribuição brasileira do IMC de crianças e adolescentes sumarizada pelos principais centis.

Figura 1 – Centis da distribuição da curva brasileira do IMC segundo idade, em cada sexo.



A razão interquartílica (razão entre o centil 75 e o centil 25) apresentou média de 1,15 (1,12 – 1,18) no sexo masculino e média de 1,17 (1,13 – 1,20) no sexo feminino.

Outro parâmetro relevante são os valores S, que expressam o coeficiente de variação do IMC nos diferentes estratos. Estes coeficientes de variação são de cerca de 10% em cada sexo, com pequena variação (de 8 a 14%). No intervalo etário no qual se espera esteja contido o ápice do processo de maturação sexual (11 a 13 anos), o parâmetro S apresenta média de 13,2%.

A trajetória das curvas S ao longo da idade é, de início, declinante até próximo de 52 meses (4,3 anos). A partir desta idade, assume trajetória ascendente até o período esperado da maturação sexual (11 a 13 anos). Nesse período, em ambos os sexos, os valores S atingem seus picos de variabilidade. A seguir, há um período curto de estabilização em torno dos valores mais altos. Após a fase de maturação sexual, a curva S assume características diferenciadas segundo o sexo. No sexo masculino, a trajetória da curva S apresenta nítida redução da variabilidade enquanto, no sexo feminino, a redução não é tão acentuada e a curva S permanece em torno de valores próximos àqueles observados ao final da etapa de maturação sexual.

A tabela 2 apresenta os valores críticos para classificação do baixo peso (curva equivalente ao IMC $17,5 \text{ kg/m}^2$ aos vinte anos), excesso de peso (curva equivalente ao IMC 25 kg/m^2 aos vinte anos) e obesidade (curva equivalente ao IMC 30 kg/m^2 aos vinte anos) para a população brasileira entre dois e vinte anos obtidos a partir do emprego da fórmula (1) .

Tabela 2. Valores críticos do IMC propostos para definição de baixo peso (BP), excesso de peso (EP) e obesidade (OB) na população brasileira entre 2 a 20 anos, segundo sexo e idade.

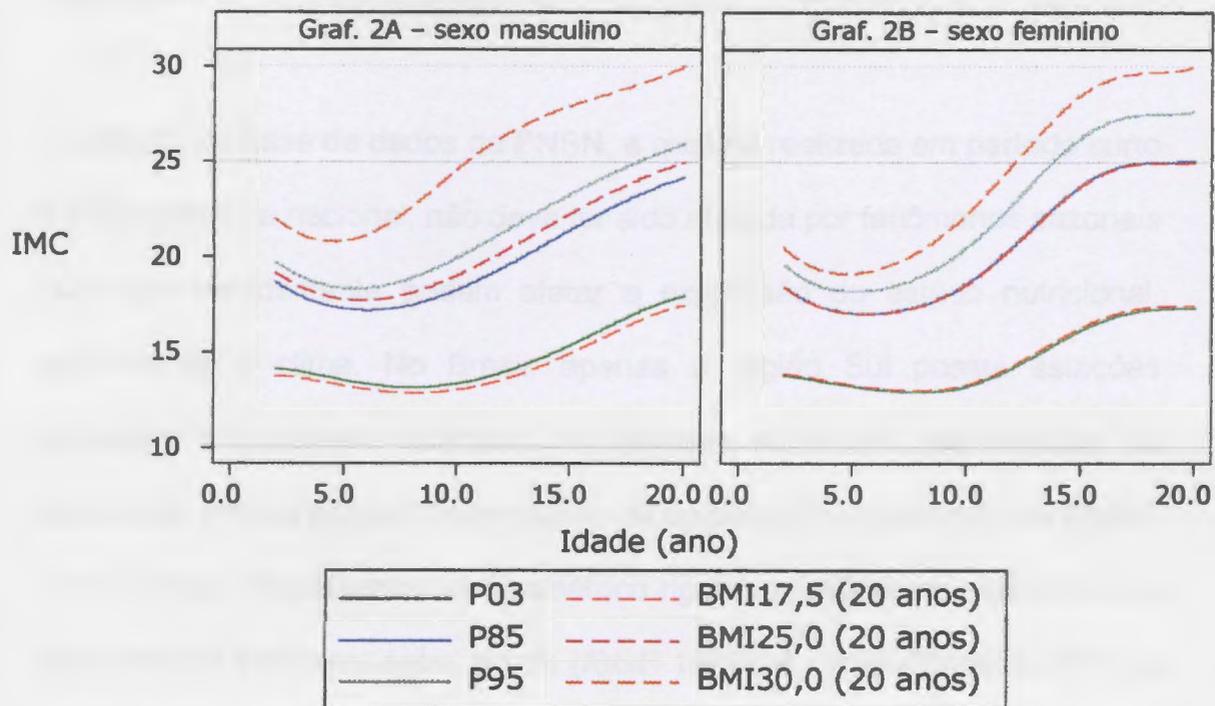
Idade (mês)	Masculino			Feminino		
	BP($17,5 \text{ kg/m}^2$)	EP(25 kg/m^2)	OB(30 kg/m^2)	BP($17,5 \text{ kg/m}^2$)	EP(25 kg/m^2)	OB(30 kg/m^2)

24,0	13,77	19,17	21,98	13,95	18,47	20,51
24,5	13,77	19,13	21,94	13,94	18,43	20,47
30,5	13,76	18,76	21,53	13,87	18,03	20,00
36,5	13,70	18,45	21,21	13,76	17,70	19,64
42,5	13,61	18,20	20,98	13,66	17,44	19,38
48,5	13,50	18,00	20,85	13,55	17,26	19,22
54,5	13,39	17,86	20,81	13,46	17,14	19,15
60,5	13,28	17,77	20,85	13,37	17,07	19,16
66,5	13,18	17,73	20,98	13,28	17,05	19,23
72,5	13,09	17,73	21,19	13,21	17,07	19,37
78,5	13,02	17,78	21,48	13,15	17,12	19,56
84,5	12,96	17,87	21,83	13,10	17,20	19,81
90,5	12,93	17,99	22,23	13,07	17,33	20,10
96,5	12,91	18,16	22,69	13,07	17,49	20,44
102,5	12,92	18,35	23,17	13,09	17,70	20,84
108,5	12,95	18,57	23,67	13,16	17,96	21,28
114,5	13,01	18,82	24,17	13,26	18,27	21,78
120,5	13,09	19,09	24,67	13,40	18,63	22,32
126,5	13,19	19,38	25,14	13,58	19,04	22,91
132,5	13,32	19,68	25,58	13,81	19,51	23,54
138,5	13,46	20,00	25,99	14,07	20,01	24,21
144,5	13,63	20,32	26,36	14,37	20,55	24,89
150,5	13,82	20,65	26,69	14,69	21,12	25,57
156,5	14,02	20,99	26,99	15,03	21,69	26,25
162,5	14,25	21,33	27,26	15,37	22,25	26,89
168,5	14,49	21,66	27,51	15,72	22,79	27,50
174,5	14,74	22,00	27,74	16,05	23,28	28,04
180,5	15,01	22,33	27,95	16,35	23,73	28,51
186,5	15,29	22,65	28,15	16,63	24,11	28,90

192,5	15,58	22,96	28,34	16,87	24,41	29,20
198,5	15,86	23,27	28,52	17,06	24,65	29,42
204,5	16,15	23,56	28,71	17,22	24,81	29,56
210,5	16,43	23,84	28,89	17,33	24,90	29,63
216,5	16,70	24,11	29,08	17,40	24,95	29,67
222,5	16,95	24,36	29,28	17,45	24,96	29,70
228,5	17,18	24,59	29,50	17,47	24,96	29,74
234,5	17,37	24,81	29,75	17,49	24,97	29,83
240,0	17,50	25,00	30,00	17,50	25,00	30,00
Z	- 2,17	1,32	2,83	- 1,80	1,02	2,10
p	0,015	0,907	0,998	0,036	0,847	0,982

As curvas dos centis tradicionalmente utilizados como pontos de corte no caso do sobrepeso (centil 85) e da obesidade (centil 95) e a dos valores baseados em desfechos no início da vida adulta (25 kg/m² e 30 kg/m², respectivamente) estão expressas nos gráficos 2A e 2B. No sexo masculino, os valores das prevalências de baixo peso, sobrepeso e obesidade seriam superiores àqueles obtidos se, ao invés dos pontos de corte baseados nos valores dos adultos, fossem adotados os centis que tradicionalmente definem esses diagnósticos. No caso do sexo feminino, a mesma “superestimação” existiria apenas para o diagnóstico da obesidade; sobrepeso e baixo peso seriam classificados de forma semelhante empregando-se os centis 85 e 3 ou os valores equivalentes a 25 kg/m² e 17,5 kg/m², respectivamente.

Figura 2 - Valores críticos para classificação do estado nutricional de crianças e adolescentes de acordo com o sexo.



Discussão

A apreciação do delineamento de um sistema nacional baseado no IMC para classificação do estado nutricional em crianças e adolescentes pode ser subdividida nas etapas básica e aplicada. Na etapa básica o relevante é discutir a amostra selecionada e o método empregado na sua construção; na etapa aplicada importa discutir os critérios selecionados para definir os problemas nutricionais e como esses critérios podem impactar internamente

o sistema classificatório e, externamente, a estimativa do problema nutricional.

A seleção da base de dados da PNSN, a qual foi realizada em período curto e com cobertura nacional, não deve ter sido afetada por fenômenos sazonais que reconhecidamente podem afetar a expressão do estado nutricional, entre estes o clima. No Brasil, apenas a região Sul possui estações climáticas efetivamente definidas. A qualidade observada nas medidas da altura e do peso é produto do processo de preparação e execução da PNSN, o qual incluiu treinamento antropométrico rigoroso, análise de consistências das medidas tomadas, entre outras (IBGE 1992). A variabilidade do IMC ao longo do espectro etário, expressa no coeficiente S, nunca ultrapassou o valor de 14% com pequena amplitude de variação. Entre as diversas curvas de referência construídas empregando-se o método LMS e publicadas nas duas últimas décadas, apenas a de origem holandesa apresenta média e amplitude do parâmetro S menores que a brasileira. Variabilidade ampla e inconstante do índice selecionado pode reduzir a eficiência (pela redução da sensibilidade) de qualquer sistema classificatório baseado em inferências estatísticas.

Dois outros trabalhos publicados, ambos baseados na Pesquisa Nacional sobre Saúde e Nutrição (PNSN), também descrevem a distribuição do IMC segundo idade e sexo entre crianças e adolescentes brasileiros. O primeiro deles apresenta os valores de 9 centis da distribuição do IMC de 10 a 17

anos, em intervalos etários anuais. Os percentis 10 e 90 foram propostos como pontos-de-corte para o diagnóstico de déficit nutricional e sobrepeso, respectivamente. O percentil 90 foi escolhido por ser aquele cujo valor, aos 18 anos, coincidia com 25 kg/m^2 . Os valores apresentados foram “alisados” por média móvel (SICHERI e ALLAM 1996).

O segundo trabalho apresenta os valores de 9 centis da distribuição do IMC segundo intervalos etários anuais de 0 a 25 anos, em cada sexo. Neste caso os valores apresentados não foram submetidos a qualquer modelagem. A análise dos valores brasileiros revelou que a distribuição nacional do IMC segundo a idade era semelhante, à época, àquela encontrada na França, Grã-Bretanha e Estados Unidos da América (ANJOS, VEIGA e CASTRO 1998).

Embora com diferenças no procedimento estatístico, os dois trabalhos apresentam valores semelhantes para a distribuição do IMC entre 10 e 17 anos, comum aos dois trabalhos. A diferença essencial entre os dois trabalhos é que enquanto Sichieri e Allam (1996) geraram sua distribuição com o objetivo de criar uma referência nacional para a classificação nutricional segundo o IMC, Anjos, Veiga e Castro (1998) explicitamente recomendam que sua distribuição não seja utilizada para diagnóstico nutricional.

Os trabalhos supramencionados não respondem à demanda por um sistema classificatório nacional baseado no IMC. No trabalho de Sichieri e Allam (1996), pelo espectro etário abordado e pelo tratamento estatístico ainda pouco elaborado. No trabalho de Anjos, Veiga e Castro (1998), pela ausência de modelagem dos valores apresentados e pela ausência de proposta classificatória a qual, de resto, não constituía preocupação dos autores.

A modelagem de dados que se modificam com a idade e são, originalmente, assimétricos pode ser feita por diferentes métodos (Wright e Royston 1997). O emprego do método LMS ofereceu, a um só tempo, a oportunidade de aplicar a transformação Box-Cox (eficiente na remoção de assimetria) e de modelar o coeficiente de variação, ou seja da relação entre o desvio-padrão e a média mais do que do desvio-padrão em si. Ao lado disso, o fato de o LMS ser o método mais amplamente utilizado no delineamento de curvas de referência do IMC permite maior comparabilidade internacional aos parâmetros aqui construídos, o que irá propiciar análises mais diretas entre as curvas de diferentes procedências e, além disso, a realização de estudos analíticos em populações diferentes daquelas das quais foram extraídas. Alguns exercícios já realizados com esse intuito têm demonstrado que o uso da curva internacional pode alterar a prevalência do sobrepeso medida ao longo da infância e da adolescência. O sentido da alteração dependerá da faixa etária e das características do país (Wang e Wang 2002; Chinn e Rona 2002).

A curva brasileira apresentou valor S médio inferior ao valor S médio da curva norte-americana (CDC 2000) e ligeiramente superior àquele da curva holandesa (Cole e Roede 1999). Os valores das duas curvas estrangeiras foram calculados por nós a partir de dados publicados.

A decisão sobre qual critério adotar para a classificação do estado nutricional em crianças e adolescentes a partir do IMC é matéria ainda em aberto, embora mais recentemente esteja se firmando a opção pelo conjunto de curvas que retroagem os valores da classificação do estado nutricional entre adultos jovens para os indivíduos com idade abaixo de 18 ou 20 anos. No caso brasileiro, a opção pelo sistema baseado no uso dos centis 85 e 95 implicaria obter valores mais altos para a prevalência de obesidade em mulheres e, entre homens, obter valores mais altos para prevalência da desnutrição, do excesso de peso e da obesidade. O emprego da proposta de classificação do estado nutricional baseado em pontos de corte do IMC equivalentes àqueles utilizados na idade adulta revelou-se estimulante, no caso da população brasileira, por duas características: o critério proposto apresenta valores de prevalência de excesso de peso e obesidade no início da idade adulta inferiores àqueles esperados quando do emprego dos centis tradicionais; adicionalmente, mostrou-se conservador e quase simétrico na estimativa da prevalência das duas condições nutricionais extremas – baixo peso e obesidade – o que é positivo uma vez que não há razão para se acreditar que, em conjunto de indivíduos considerados saudáveis, haja

probabilidades muito distintas para eventos extremos. A opção pela idade de 20 anos para o desfecho do IMC se deu pela observação de ainda haver crescimento de altura até próximo de 20 anos na população selecionada para a construção da curva. A eventual opção pelo sistema classificatório baseado no desfecho em adultos deve, no entanto, ser realizada mediante debate mais amplo no qual o aspecto da classificação do déficit nutricional deve ser tomado em conta.

A definição de valor de IMC igual a $17,5 \text{ kg/m}^2$ no início da idade adulta para classificação do baixo peso para altura aqui proposta remete ao debate realizado pelo Subcomitê de Nutrição da Organização das Nações Unidas a fim de elaborar proposta para o diagnóstico de deficiência crônica de energia entre adultos. Inicialmente, foram selecionados três valores de IMC (18,5; 17 e 16 kg/m^2). O maior valor, $18,5 \text{ kg/m}^2$, seria empregado em combinação com a estimativa da taxa de metabolismo basal do indivíduo a fim de reduzir erros de classificação (James, Ferro-Luzzi e Waterlow 1988). Posteriormente, essa proposta foi refeita e o valor crítico de $18,5 \text{ kg/m}^2$, isoladamente e para ambos os sexos, foi adotado para definição de déficit nutricional em adultos (WHO 1995).

O desempenho insuficiente do valor crítico corrente para detectar déficit nutricional, já apontado na proposta original (Cole 2000), conduziu-nos à busca de novo valor crítico, mais adequado à população brasileira. A adoção

do valor de $17,5 \text{ kg/m}^2$, em ambos os sexos, pareceu-nos satisfatória para a população brasileira.

O período de maturação sexual pode tornar-se um fator complicador em procedimentos de avaliação nutricional que levem em conta a composição corporal em função da modificação nas proporções de massa magra e massa gorda neste período. As modificações corporais características deste período possuem determinação complexa e, em muitos casos, determinada desde fases iniciais da vida ou mesmo do aporte genômico herdado. Assim, a apreciação sobre a necessidade de controlar essa fase no processo de avaliação do estado nutricional pode se evidenciar não-plausível ou mesmo, no limite, evidenciar a própria ausência da necessidade de controle.

O período da maturação sexual apresenta, genericamente, dois fenômenos relevantes para o processo de avaliação nutricional: modificações na quantidade e distribuição da gordura corporal acumulada, em especial no sexo feminino (Bouchard, Després e Mauriège 1993) e alteração na velocidade do crescimento (Rogol et al 2002). O tempo e a dinâmica destas alterações são distintos entre os sexos (Bini et al 2000). Em geral, o ápice da curva de velocidade da altura aproxima-se do ápice do processo de maturação sexual. A variabilidade na velocidade do ganho de altura, no sexo masculino, é maior nas sociedades afluentes que nas sociedades em desenvolvimento; no sexo feminino dá-se o oposto (Harrison e Schmitt

1989), o que introduz elemento adicional de complexidade aos mecanismos neuroendócrinos conhecidos de controle de ambos os fenômenos.

O processo de maturação sexual e suas etapas sofrem influências mais longínquas e complexas que incluem as condições nutricionais ao nascimento e os períodos iniciais da fase de crescimento (Luo et al 2003) A própria natureza da associação do processo de maturação sexual com o excesso de peso está, ainda, sob estudo. Trata-se de saber o quanto o processo de maturação sexual pode modificar a composição corporal e, também, o quanto a composição corporal prévia – quantidade de tecido adiposo – pode influenciar o início da maturação sexual (Mul et al 2001). Em geral, as meninas iniciam a fase de maturação sexual antes dos meninos e apresentam menor pico de velocidade da altura (Rogol et al 2002).

A apreciação dos fenômenos supra mencionados conduziria à escolha de curvas de referências condicionais, ou seja, aquelas cujo emprego pressupõe classificação externa ou anterior e determinante da curva de referência a ser empregada. Essa proposta seria de difícil execução para emprego em larga escala, demandaria treinamento e pessoal especializado e teria utilidade limitada.

A mediana da idade da primeira menstruação no Brasil (13,0 anos) é maior que a norte-americana (12,43 anos) (Chumlea et al 2003) e inferior às da China (13,7 anos) e Rússia (13,2 anos) (Wang e Adair 2001). Entre

adolescentes britânicas a idade mediana da primeira menstruação é 12,11 anos (Whincup et al 2001). No Brasil, a idade média da primeira menstruação variou, entre as regiões, de 12,54 até 13,03 anos. Estes valores parecem indicar variabilidade relativamente pequena (em torno de 1 ano) tanto internamente para o Brasil quanto entre os países. Cole (2000) estima que diferenças da idade de maturação sexual entre populações de até 2 anos não seriam suficientes para distorcer a classificação do estado nutricional segundo a curva de referência internacional.

Do ponto de vista prático, o aspecto crucial é a análise das variabilidades intraindividual e interindividual observadas tanto no campo da composição corporal quanto da maturação sexual. Elas contêm a chave para a resposta sobre a necessidade de controlar externamente ou não a fase de maturação sexual do indivíduo.

A composição corporal e o processo de maturação sexual são determinados, parcial e simultaneamente, por um conjunto de fatores genéticos. Em estudo de pares de gêmeos do sexo feminino observou-se que 74% da variabilidade na idade da menarca foi explicada por fatores genéticos (37% por fatores genéticos dominantes e 37% por fatores genéticos aditivos) com os outros 26% explicados por fatores ambientais. Os fatores genéticos aditivos envolvidos na idade da menarca apresentaram associação de 0,57 com o IMC (Kaprio et al 1995). Essas associações indicam que a variabilidade intra-individual, pelo forte componente genético,

não deve representar risco potencial ao procedimento classificatório do estado nutricional.

A variabilidade interindividual, no entanto, pode ser o ponto frágil no processo classificatório. Alguns fatores, entre eles: a pequena diferença observada entre países quanto à idade mediana da menarca; a redução no ritmo da tendência secular, especialmente quando analisadas segundo as diferentes etapas propostas por Tanner (Lee, Guo Kulin 2001); indícios de que, quando tomado o conjunto da população, países como EUA e Holanda mostram não haver tendência à redução da precocidade da menarca no presente (Chumlea et al 2003; Dick Mul et al 2001); a redução na idade da menarca a um ritmo entre 2,4 a 2,7 meses por década no Brasil (Junqueira do Lago et al 2003; Kac, Auxiliadora e Velásquez-Melendez 2000), permitem supor que o esperado impacto da variabilidade interindividual não será significativo a ponto de distorcer o processo classificatório.

Conclusão

A demanda por uma curva nacional de referência para avaliação do estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros está fundada em bases que apontam a necessidade de valores de referência livres de eventuais distorções quanto à medida selecionada e sua distribuição, a necessidade de valores críticos que sintetizem aspectos epidemiológicos e estatísticos e,

ainda, estatisticamente robustos a ponto de descrever adequadamente os momentos críticos de aceleração do crescimento e da maturação sexual.

O trabalho aqui apresentado preenche essa demanda e oferece sistema classificatório que inclui delineamento dos valores estatisticamente eficiente, apresentação de valores críticos para definir baixo peso, sobrepeso e obesidade, valores estes que estão baseados em informações epidemiológicas e procedimentos estatísticos.

Associado a isso, o estudo para o delineamento da curva de referência contempla a calibração dos valores modelados contra os valores originais, a comparação com outras curvas de referência já publicadas e em uso e, finalmente, a aplicação a inquéritos nutricionais brasileiros realizados em três décadas a fim de descrever a tendência secular do estado nutricional de crianças e adolescentes no país. Estes aspectos serão contemplados em outros trabalhos.

Bibliografia

Bini V, Celi F, Berioi MG, Bacosi ML, Stella P, Giglio P, Tosti L e Falorni A. Body mass index in children and adolescents according to age and pubertal stage. **European Journal of Clinical Nutrition** 2000; 54: 214-18.

Bouchard C, Després J-P e Mauriège P. Genetic and nongenetic determinants of regional fat distribution. **Endocrine Reviews** 1993, vol 14(1) 72-90.

Chumlea WC et al. Age at Menarche and Racial Comparisons in US Girls. **Pediatrics** 2003, vol 111(1): 110-113.

Cole TJ e Roede MJ. Centiles of body mass index for Dutch children aged 0 – 20 years in 1980 - a baseline to assess recent trends in obesity. **Annals of Human Biology** 1999; 26(4):303-8.

Deurenberg P. Universal cut-off BMI point for obesity are not appropriate [commentary]. **British Journal of Nutrition** 2001; 85:135-6.

Dick Mul A et al. Pubertal development in the Netherlands 1965-1997. **Pediatric Research** 2001; 50(4): 479-486.

Harisson GA and Schmitt LH. Variability in stature growth. **Annals of Human Biology** 1989, vol 16(1):45-51.

IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) / UNICEF (United Nations Children's Fund). Perfil Estatístico de Crianças e Mães no Brasil:

Aspectos de Saúde e Nutrição de Crianças no Brasil. Rio de Janeiro: IBGE; 1992.

James WPT, Ferro-Luzzi A e Waterlow JC. Definition of Chronic Energy Deficiency in Adults. *European Journal of Clinical Nutrition* 1988; 42: 969-81.

Junqueira Do Lago M, Faerstein E, De Souza Lopes C, Werneck GL; Pro-Saude Study (Rio de Janeiro, Brazil). Family socio-economic background modified secular trends in age at menarche: evidence from the Pro-Saude Study (Rio de Janeiro, Brazil). **Annals Human Biology** 2003;30(3):347-52.

Kac G Auxiliadora de Santa Cruz Coel Velasquez-Melendez G. Secular trend in age at menarche for women born between 1920 and 1979 in Rio de Janeiro, Brazil. **Annals Human Biology** 2000; 27(4):423-8.

Kaprio J et al. Common genetic influences on BMI and age at menarche. **Human Biology** 1995, 67(5):739-753.

Lee PA, Guo SS, Kulin HE. Age of puberty: data from the United States of America. **APMIS** 2001 109(2):81-8.

Luo ZC, Cheung YB, He Q, Albertsson-Wikland K, Karlberg J. Growth in Early Life and Its Relation to Pubertal Growth. **Epidemiology** 2003;14:65–73.

Mei Z, Grummer-Strawn M, Pietrobelli A, Goulding A, Goran MI, Dietz WH. Validity of body mass index compared with other body-composition screening indexes for the assessment of body fatness in children and adolescents. **American Journal of Clinical Nutrition** 2002; 75: 978-985.

Monteiro CA, Conde WL, Popkin BM. Trends in under and over nutrition in Brazil. In: Caballero B, Popkin BM (org). **The Nutrition Transition**. London: Academic Press, 2002.

Pietrobelli A, Faith MS, Allison DB, Gallagher D, Chiumello G, Heymsfield SB. Body mass index as a measure of adiposity among children and adolescents: a validation study. **Journal of Pediatrics** 1998; 132: 204-210.

Reilly JJ. Assessment of childhood obesity: national reference data or international approach? **Obesity Research** 2003; 10(8) 838-40.

Rogol AD, Roemmich JN, Clark PA. Growth at Puberty. **Journal Of Adolescent Health** 2002;31:192-200.

Stevens J. Body mass index and mortality in asian populations: implications for obesity cut-points. **Nutrition Reviews** 2003; 61(3):104-107.

Waterlow JC, Buzina R, Keller W, Lane JM, Nichaman MZ, Tanner JM. The presentation and use of height and weight data for comparing nutritional status of groups of children under the age of 10 years. **Bulletin of the World Health Organization** 1977;55:489-98.

Whincup PH, Gilg JA, Odoki K, Taylor S J C, Cook D G. Age of menarche in contemporary British teenagers: survey of girls born between 1982 and 1986. **British Medical Journal** 2001, 322: 1095-96.

White E and Royston P. Simplified estimation of age-specific reference intervals for skewed data. **Statistics in Medicine** 1997, vol16: 2785-2803.

Zerfas AJ, Jelliffe DB e Jelliffe EFP. Epidemiology and Nutrition in Falkner F. e Tanner JM (ed.) **Human Growth – a comprehensive treatise**. New York: Plenum Press 1986.

Calibração da curva nacional de referência baseada no IMC para avaliar o estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros.

Introdução

O uso de curvas de referência baseadas na idade para avaliação e classificação antropométrica do estado nutricional expandiu-se consideravelmente na primeira metade do século XX (Cole 1993). Usualmente estas curvas são elaboradas a partir de estudos nacionais e possuem elevado conteúdo empírico em detrimento de maior formalização teórica.

Uma vez que, na ausência de definição teórico-nosológica mais precisa, o emprego de curvas de referência substitui a própria conceituação do problema de saúde em questão (a definição das pessoas afetadas e não-afetadas), a classificação do estado de saúde passa a se dar mediante o recurso a conceitos e procedimentos estatísticos. Desde essa perspectiva, o primeiro grande desafio é modelar, adequadamente, as duas principais características da distribuição a ser estudada: a tendência central (medida pela média ou mediana) e a dispersão (medida pela variância, desvio-padrão ou coeficiente de variação). A modelagem destas duas características deve

contemplar a complexa variabilidade do processo de crescimento entre e intra-idades.

O emprego de curvas antropométricas segundo a idade na avaliação nutricional de crianças e adolescentes pode ser analisado tanto sob aspectos epidemiológicos quanto sob aspectos estatísticos. Entre os epidemiológicos estão a definição do desfecho a ser selecionado na análise de risco (mortalidade ou morbidade) e a definição dos níveis críticos para a classificação do problema, os quais irão apresentar repercussões na sensibilidade e especificidade do sistema de diagnóstico proposto. Entre os aspectos estatísticos, podem ser citadas a representatividade das amostras utilizadas, a seleção da(s) técnica(s) de modelagem e a calibração do modelo final. Esse conjunto de aspectos, à exceção dos aspectos de modelagem e calibração, estão contemplados nas recomendações feitas pela OMS para a elaboração de padrões de referência (WHO 1995).

A modelagem e a calibração envolvem procedimentos metodológicos e técnicos complexos e, ocasionalmente, deixados em segundo plano quando da proposição e/ou utilização em larga escala da curva de referência elaborada.

O processo de calibração pode ser definido como o "conjunto de operações que estabelece, sob condições determinadas, a relação entre os valores quantitativos indicados por instrumento ou sistema de mensuração, ou

valores representados por medida material ou material de referência e os valores correspondentes expressos pelos padrões” (Phillips et al 2001). Dessa forma e por representar o cotejamento entre valores obtidos (propostos) e valores originais (conceituais) o procedimento de calibração torna-se ferramenta útil e relevante para avaliar o desempenho de padrões que dependem de conceitos expressos empiricamente.

O aumento do emprego de curvas de referência baseadas na idade para avaliação do estado nutricional de crianças e adolescentes está, também, associado ao predomínio do método LMS como técnica-base para a construção destas curvas em praticamente todos os países que anunciaram ou publicaram seus valores nos últimos 15 anos.

De modo sintético, esse método assume que a transformação Box-Cox (emprego de expoentes para transformação dos dados) normaliza os valores da distribuição permitindo, então, o cálculo dos valores da tendência central (parâmetro M, mediana da distribuição) e da dispersão (parâmetro S, coeficiente de variação) segundo as premissas estatísticas clássicas para os mesmos. Os coeficientes empregados na transformação para normalização são denominados parâmetro L. O método assume independência entre os parâmetros (Cole e Green 1992). Após o cálculo, os parâmetros L, M e S devem ser modelados, tarefa complexa em virtude da evolução diferenciada do processo de crescimento ao longo do espectro etário.

O sucesso desse procedimento pode ser avaliado segundo diferentes procedimentos, os quais apresentam como elemento comum o foco sobre a

necessidade de especificar a quantidade crítica de alisamento que propiciará o equilíbrio entre a fidelidade aos dados originais e a parcimônia da curva (Buuren e Fredricks 2001). Assim, o procedimento de calibração – comparar determinada mensuração a um padrão de referência e informar os resultados - pode valer-se da medida da intensidade do alisamento empregado na elaboração da curva. Usa-se, para isso, a estatística *effective degree of freedom* (**e. d. f.**) que expressa a quantidade de ajuste necessário para alisar o conjunto de dados. O **e.d.f.** é análogo ao grau de liberdade dos polinômios (Cole, Freeman e Preece 1998; Buuren e Fredricks 2001).

Este trabalho apresentará os procedimentos utilizados para calibração da curva de referência construída para representar a distribuição saudável do Índice de Massa Corporal segundo idade em crianças e adolescentes brasileiros.

Metodologia

A origem e os critérios de seleção dos dados, bem como os procedimentos de modelagem adotados na elaboração da curva de referência do IMC para idade destinada a avaliação nutricional de crianças e adolescentes brasileiros estão descritos alhures (Conde e Monteiro *no prelo*).

O procedimento de calibração, aqui representado pela análise da correspondência entre os parâmetros L, M e S – modelados por polinômios - e os valores originais da população foi realizada em duas etapas. A primeira delas voltou-se para a obtenção da normalidade da distribuição a ser trabalhada. A segunda etapa baseou-se na utilização dos graus de liberdade equivalentes (*e.d.f.* - *equivalent degrees of freedom*) (Cole e Green 1992). Uma vez que representam o balanço entre a parcimônia da curva e o ajuste aos dados originais, menores valores *e. d. f.* indicam curvas mais retas, maiores valores indicam curvas mais sinuosas.

Na primeira etapa, a amostra foi repartida em intervalos anuais segundo sexo, no interior dos quais foram medidas a assimetria e a curtose dos valores brutos da distribuição do IMC na PNSN, 1989. Foi testada a pressuposição de normalidade da distribuição (ausência de assimetria e curtose) em cada estrato.

Na segunda etapa, com o intuito de analisar a calibração fina do padrão ao longo do espectro etário foi utilizado o *worm plot*, o qual consiste em coleção de gráficos do tipo *Q-Q detrended* decompostos ao longo do espectro etário (Buuren e Fredricks 2001). Esta proposta, adequada para situações nas quais o alisamento ao longo do espectro etário supõe distribuição normal, consiste em observar se a curva de referência elaborada, ao ser aplicada à população da qual se originou, apresenta a distribuição dos escores Z segundo a densidade de freqüência esperada. Neste caso, espera-se que a

linha das diferenças entre o Z observado e o Z esperado se aproxime do valor zero ao longo de toda a distribuição. Configurações nas quais a linha de tendência ultrapasse os limites da normalidade indicam que os parâmetros L, M ou S apresentam delineamento insatisfatório e devem ser reavaliados (Buuren e Fredricks 2001).

Uma vez que a forma assumida pela linha que representa a diferença entre as localizações empírica e teórica contém informações relevantes e pode confirmar e/ou reorientar a modelagem dos dados, transcreve-se, abaixo, quadro-resumo das propriedades e inferências inerentes à análise do *worm plot*.

Quadro 1. Interpretação de vários padrões no *worm plot* (wp).

"shape"	Momento	Se o	Então o(a)
<i>Intercepto</i>	<i>Média</i>	$Wp > 0$	<i>Média ajustada muito pequena</i>
		$Wp < 0$	<i>Média ajustada muito grande</i>
"slope"	Variância	Wp é positivo	variância ajustada muito pequena
		Wp é negativo	variância ajustada muito grande
<i>Parábola</i>	<i>Assimetria</i>	Wp forma U	<i>Distribuição ajustada muito assimétrica à esquerda</i>
		Wp forma U invertido	<i>Distribuição ajustada muito assimétrica à direita</i>
Curva S	Curtose	Curva S inclinada abaixo e esquerda	Cauda da distribuição ajustada pouco "densa"
		Curva S inclinada acima e esquerda	Cauda da distribuição ajustada muito "densa"

Extraído de Buuren e Fredricks 2001.

A adequação da modelagem segundo cada um dos momentos de determinação apresentados no quadro 1, foi realizada por regressão linear polinomial tomando-se a diferença entre as posições empírica e teórica como variável dependente contra o vetor da normalidade expresso nas formas linear, quadrática e cúbica (Buuren e Fredricks 2001). Os coeficientes β_0 a β_3 da regressão expressam, respectivamente, média, variância, assimetria e curtose, associando-se aos momentos descritos no quadro 1.

A análise estatística e os gráficos aqui apresentados foram realizados no pacote estatístico Stata, versões 7 e 8.

Resultados

A distribuição original dos valores do IMC da qual foram extraídos os parâmetros L, M e S não reunia os pressupostos de normalidade, mesmo quando analisada segundo faixa etária anual e sexo, como se pode ver na tabela 1.

Tabela 1. Valores de assimetria (*skewness*) e curtose (*kurtosis*) da distribuição do IMC, segundo idade e sexo, observados no conjunto de dados selecionados para elaboração da curva brasileira antes dos procedimentos de modelagem.

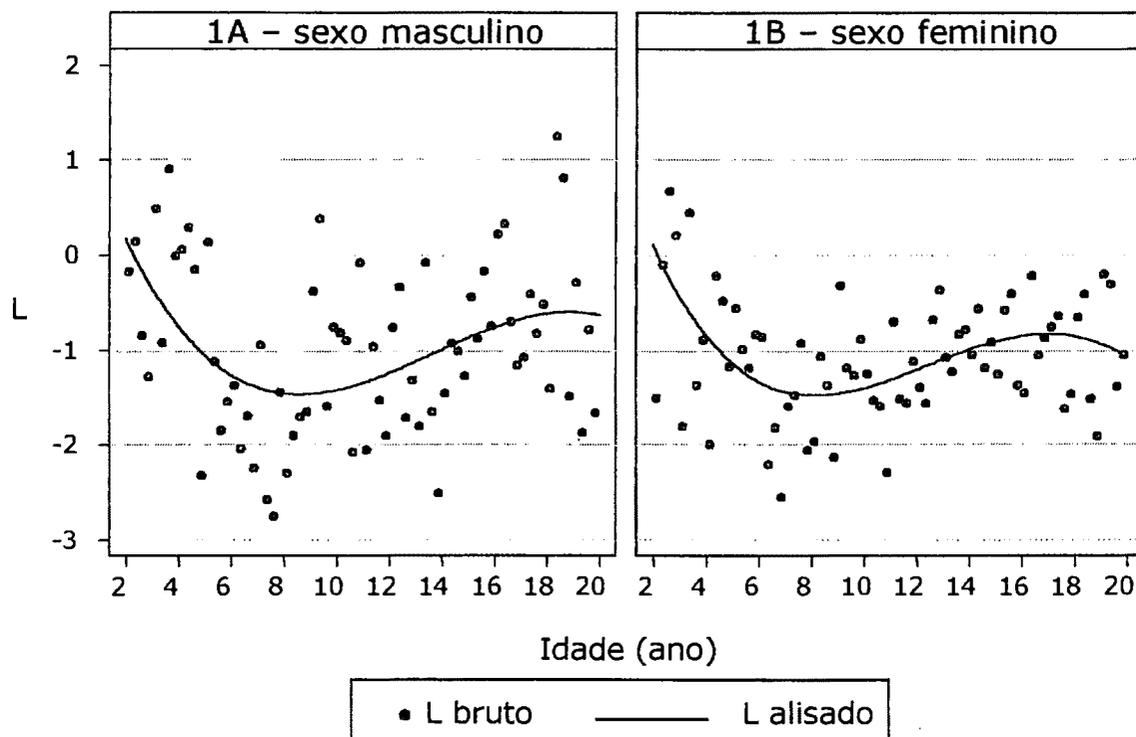
Idade (ano)	Masculino		Feminino	
	<i>Skewness</i>	<i>Kurtosis</i>	<i>Skewness</i>	<i>Kurtosis</i>
2	0,75	5,61	0,74	6,66
3	0,45	5,50	0,88	5,33
4	0,71	5,93	0,86	5,98
5	1,27	7,38	0,79	4,85
6	1,59	8,91	1,41	7,26
7	1,34	6,42	1,44	8,12
8	1,80	9,53	1,65	9,10
9	1,18	7,14	1,14	6,41
10	1,82	10,23	1,74	8,48
11	1,85	8,96	1,38	6,62
12	1,62	7,86	1,12	5,55
13	1,48	7,69	0,97	4,77
14	1,34	8,13	1,11	5,98
15	1,00	5,85	0,81	4,17
16	0,62	4,76	0,97	5,10
17	0,74	4,80	1,01	5,04
18	0,97	7,41	1,06	5,18
19	1,08	5,66	0,85	4,48

Em todas as faixas etárias, nos dois sexos, o teste conjunto para normalidade (envolvendo assimetria e curtose) apresentou-se muito significativo ($p < 0,001$) evidenciando, assim, algum desvio dos pressupostos da normalidade nos estratos analisados.

Os gráficos 1 a 3 apresentam os valores brutos dos três parâmetros descritivos da distribuição do IMC na população brasileira e a linha representativa destes parâmetros após o procedimento de modelagem.

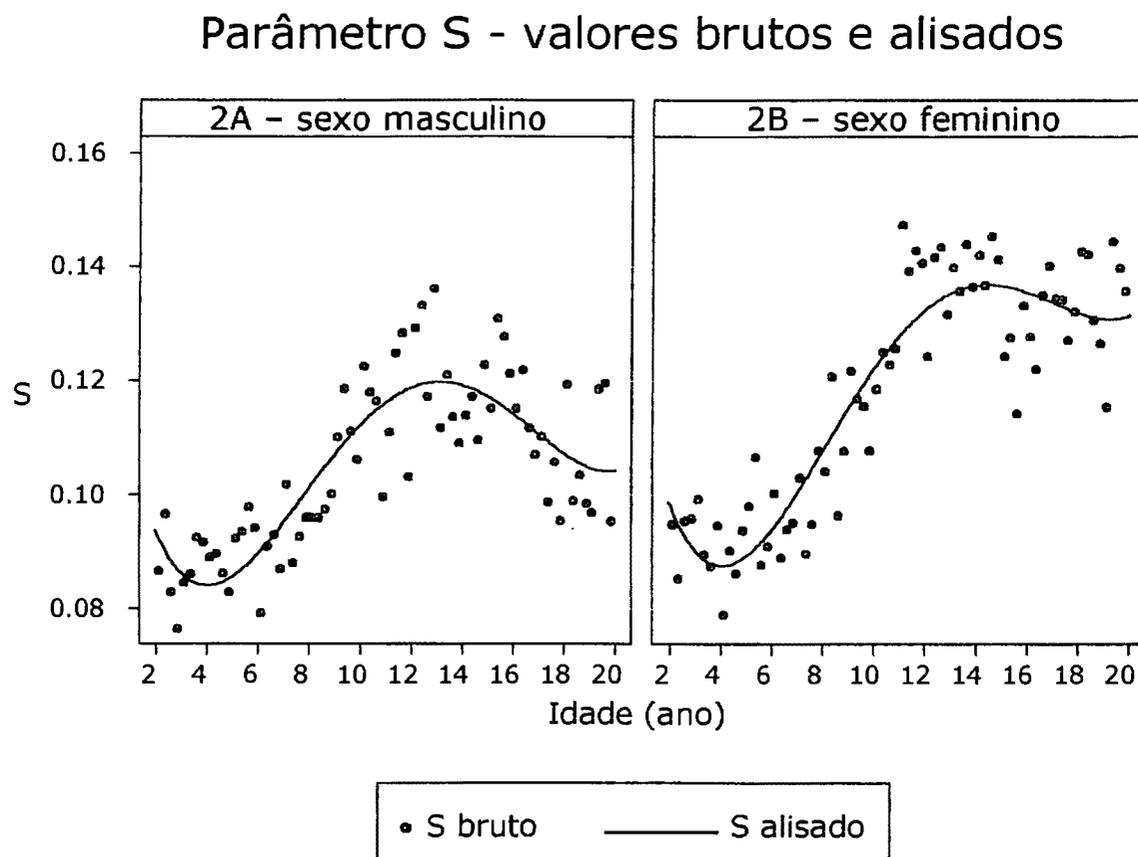
Gráfico 1 – Valores brutos e alisados do parâmetro L da distribuição brasileira do IMC ao longo do espectro etário. Sexos masculino e feminino.

Parâmetro L - valores brutos e alisados



Para alisar o parâmetro L, foi utilizado polinômio de 4º grau, tanto no caso do sexo masculino como no sexo feminino. A amplitude da dispersão dos valores do coeficiente L ao longo das idades tornou difícil, e virtualmente inútil, realizar a modelagem em outros graus de polinômio que não aquele aqui apresentado. A remoção da assimetria mostrou-se bastante semelhante entre os dois sexos. Embora o sexo masculino apresente maior variabilidade para os valores brutos, quando da modelagem, as curvas resultaram muito semelhantes.

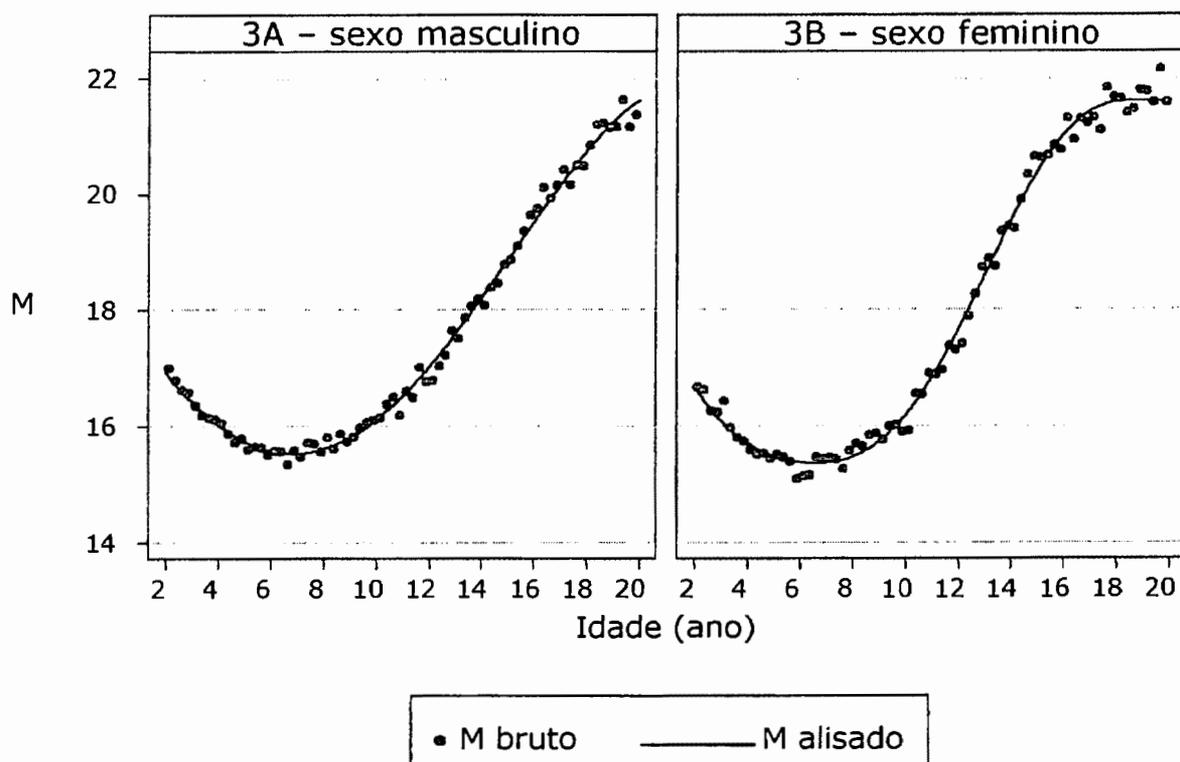
Gráfico 2 – Valores brutos e alisados do parâmetro S da distribuição brasileira do IMC ao longo do espectro etário. Sexos masculino e feminino.



Para alisar o parâmetro S, em ambos os sexos foi utilizado polinômio de 4º grau. As tentativas de modelagens com valores superiores de polinômio, em especial no caso do sexo masculino, resultaram em curvas excessivamente sinuosas e que desequilibravam o ajuste nas extremidades. As figuras A e B permitem observar que, embora muito parecidos até em torno dos 8 anos de idade, meninos e meninas diferenciam-se a partir daí com as meninas apresentando maior variabilidade. O sexo feminino praticamente estabiliza sua variabilidade a partir da fase esperada para puberdade, na qual o coeficiente de variação alcança o seu auge, conservando-se em torno deste patamar até a fase adulta. No caso do sexo masculino, essa variabilidade atinge o auge em porcentagem e dispersão na idade em que se espera ocorra a puberdade, declinando, a seguir, em direção à fase adulta.

Gráfico 3 – Valores brutos e alisados do parâmetro M da distribuição brasileira do IMC ao longo do espectro etário. Sexos masculino e feminino.

Parâmetro M - valores brutos e alisados



Para alisar o parâmetro M foram utilizados polinômio de 4º grau no caso do sexo masculino e polinômio de 8º grau no sexo feminino. A curva feminina apresentou dois pontos de maior dificuldade para a realização da modelagem, foram os intervalos entre 5 e 7 anos e entre 17 e 19 anos. A tentativa de aumentar o grau do polinômio resultou, no entanto, em desajuste nas extremidades da curva.

O resultado do processo de modelagem, ou seja o sucesso obtido em representar a definição empírica da distribuição saudável do IMC entre crianças e adolescentes brasileiros, foi avaliado de modo sintético (tabela 2) e de modo estratificado (gráficos 4 e 5).

A tabela 2 apresenta o resultado da primeira análise (sintética) da calibração dos parâmetros descritivos da distribuição do IMC para idade contra sua definição-padrão, a distribuição do IMC no conjunto de indivíduos na amostra original.

Tabela 2. Coeficientes β referentes aos diferentes momentos estatísticos expressos na análise de regressão entre as distribuições observada e esperada da distribuição brasileira do IMC para idade. Sexos masculino e feminino.

	Coeficientes da regressão			
	β_0	β_1	β_2	B_3
Masculino	0,00	0,03	-0,32	0,29
Feminino	-0,00	-0,10	0,12	-0,02

Assumindo-se que o coeficiente β_0 represente a média da diferença empírico-teórico; o coeficiente β_1 represente a medida da variância; o coeficiente β_2 represente a medida da assimetria e o coeficiente β_3 represente a medida da curtose, o resultado da regressão mostra que na curva proposta para representar a distribuição saudável do IMC para idade no Brasil, a assimetria entre os dois lados da distribuição não foi inteiramente removida, tanto no sexo masculino quanto no sexo feminino. No caso do sexo masculino, a curtose não foi totalmente equacionada. Outro aspecto importante a ser observado no caso da curva masculina é que a variância da curva de referência mostrou-se pouco superior ao esperado, ou

seja, aos valores que essa estatística assumiria em uma distribuição normal. No caso do sexo feminino ocorreu o oposto, com a medida da variância da curva de referência revelando-se inferior àquela esperada. Nenhum desses resultados no entanto propagou-se a ponto de contaminar o ajuste dos valores modelados aos valores originais ao longo do espectro etário, como se verá na segunda etapa da análise.

A aderência entre os valores modelados e os valores originais pode ser observada, estratificada por idade, nos gráficos 4 e 5. No eixo das ordenadas estão as diferenças entre as densidades de frequência dos valores empíricos (Z observado) e esperados (Z teórico). No eixo das abscissas, estão os valores da distribuição de frequência teórica da curva Z . Foram adicionados os valores correspondentes aos intervalos de confiança superior e inferior da distribuição Z teórica.

Gráfico 4 – *Worm plot* para diferença empríco-teórica da curva de referência do IMC para idade na população brasileira.

Sexo masculino.

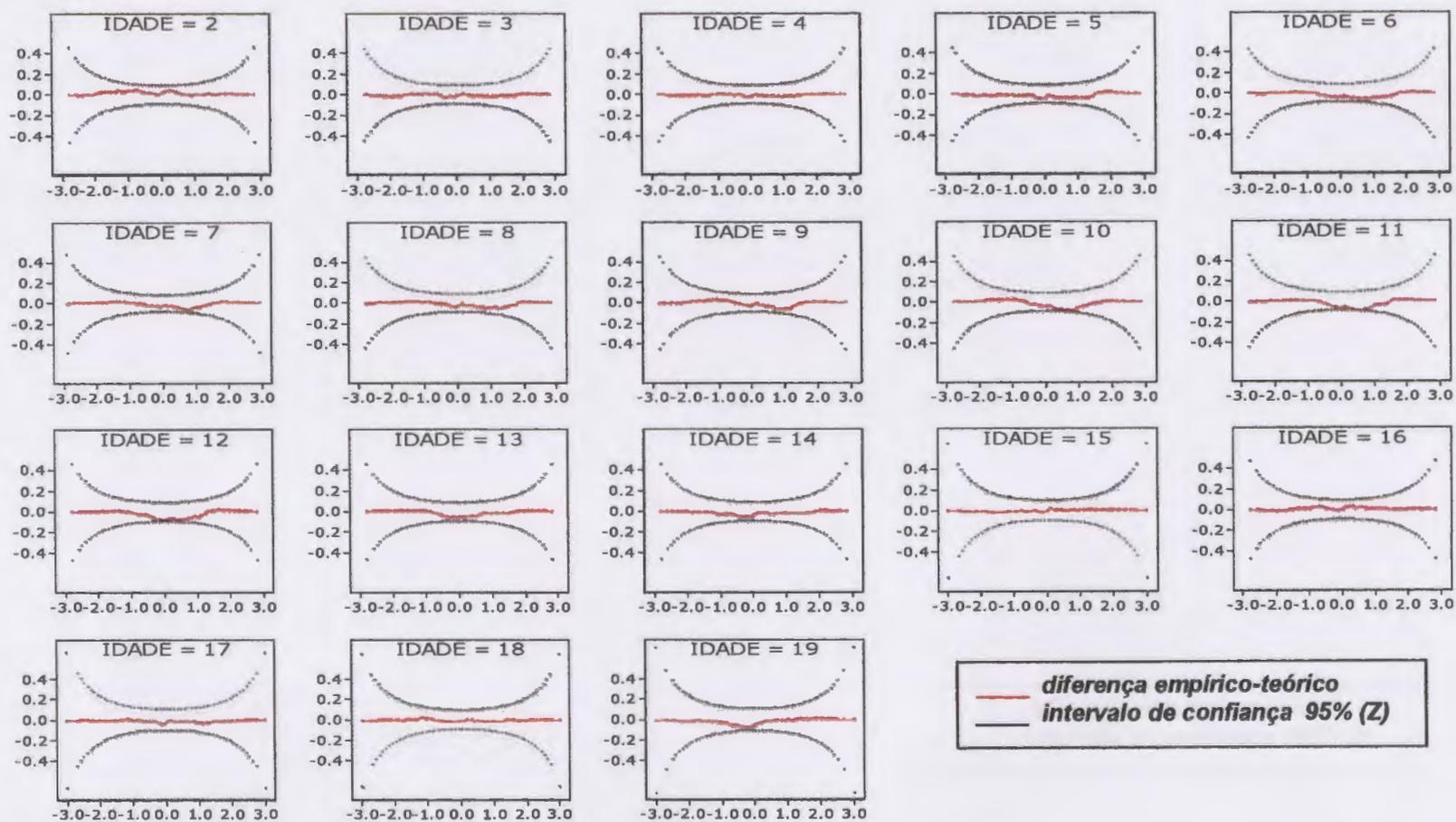
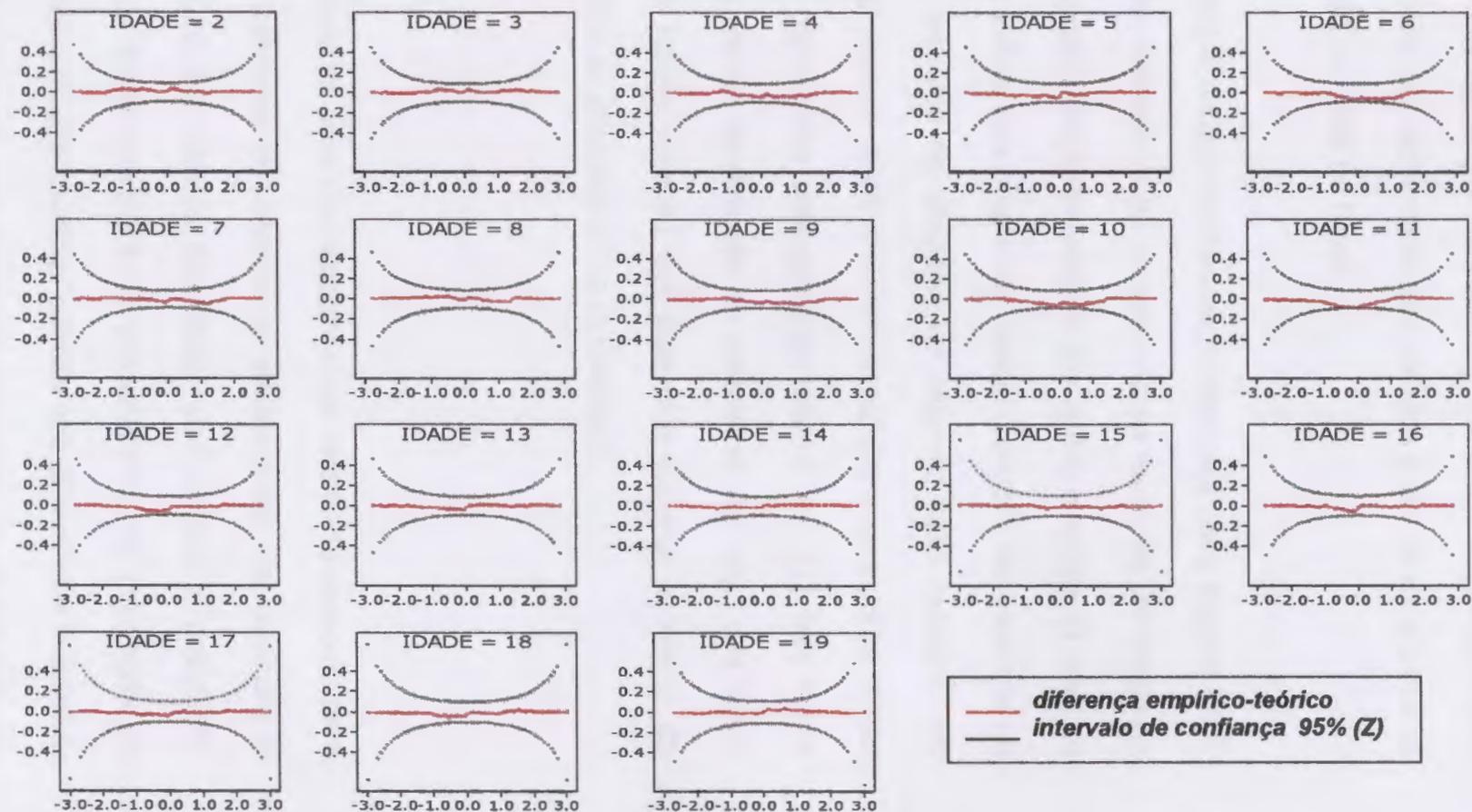


Gráfico 5 – *Worm plot* para diferença empírico-teórica da curva de referência do IMC para idade na população brasileira.

Sexo feminino.



O conjunto de gráficos *worm plot*, permite a observação do ajuste dos parâmetros modelados ao longo do espectro etário. A modelagem final proposta neste conjunto de trabalhos revelou-se apta a reproduzir a curva da população observada em 1989 no Brasil.

Em todos os segmentos etários observados, a diferença entre valores de Z, empírico e esperado, sempre inicia no zero, indício de ajuste da média do modelo aos pressupostos de normalidade e aos dados originais. O valor do “slope” das curvas indica que houve, em média, redução da variância no caso masculino e aumento da variância no caso do sexo feminino, em relação à variância original. A linha da diferença entre os valores Z não assumiu formatos particulares característicos (forma de “U”) nas faixas etárias observadas, indício de remoção da assimetria. Ao longo das faixas etárias anuais não houve violação dos intervalos superior e inferior de normalidade pela linha da diferença entre os valores Z.

Discussão

Como parte do estudo da nova curva nacional de referência proposta para avaliar o estado nutricional de crianças e adolescentes, foi realizada a análise de calibração dos valores propostos relativamente à população (conceitual) da qual foram extraídos. O procedimento de calibração do modelo preditivo da população saudável permite que se verifique o sucesso na conservação de todas as características relevantes da distribuição de

referência e, por extensão, a manutenção dos pressupostos. A calibração, tal como trabalhada aqui, relaciona-se à capacidade da medida de reproduzir determinado padrão ou referência.

A análise da calibração está baseada nas medidas de incerteza. De acordo com o "Vocabulário Internacional de Termos Gerais e Básicos em Metrologia", *incerteza* é um parâmetro, associado ao resultado da medida, que caracteriza a dispersão daqueles valores que poderiam ser atribuídos à medida (ou ao resultado da medida). Entre as diferentes maneiras de expressar o resultado de procedimentos de calibração, está a análise dos desvios em relação aos valores nominais ou de referência (Phillips et al 2001).

A análise da calibração da curva brasileira mostrou que, do ponto de vista estritamente paramétrico, os valores modelados apresentaram-se não-satisfatórios quanto à assimetria (3º momento, igual a zero em distribuição normal) e curtose (4º momento, igual a 3 em distribuição normal). Há que se ressaltar, aqui, que o método LMS presume distribuição sem curtose, parando, por isso, no terceiro momento da determinação. A análise estratificada demonstra, no entanto, que esse desempenho não é suficiente para descaracterizar a representação da população selecionada para a curva proposta. O mais provável, nesse caso, é que a incerteza relacionada ao processo de mensuração contenha todo o não-ajuste de modo que isso

não tenha introduzido vício nem aumento de variabilidade (2º momento) no conjunto dos valores propostos.

Os aspectos citados no parágrafo anterior são cruciais pois deles dependerá a propriedade do emprego dessa ou de outras curvas à população brasileira.

Há outras proposições possíveis para responder a propriedade do emprego do IMC entre crianças e adolescentes como preditor de risco à saúde do indivíduo adulto. Este trabalho não tem como objetivo responder à validade do emprego do IMC, a qual requer outros delineamentos de estudo e, sobretudo, outros pressupostos. Trabalhou-se, aqui, com o pressuposto de que o IMC é um índice válido para descrever o estado nutricional de crianças e adolescentes e que, no Brasil, entre os conjuntos de dados disponíveis, aquele que melhor representa a condição saudável medida segundo massa corporal é a base da PNSN 1989. Nesse sentido, a calibração empregada visa a responder se, realizada a modelagem estatística, foram conservadas as características fundamentais daquela distribuição escolhida.

À exceção da curva M no sexo feminino, todas as demais curvas foram alisadas utilizando-se polinômios de 4º grau, evidência de que o ponto de equilíbrio entre a necessária sinuosidade da curva e o a parcimônia com os graus de liberdade efetivos foi muito semelhante entre todos os parâmetros e, também, permitiu o manejo econômico dos graus de liberdade.

O ajuste obtido na curva aqui proposta tem duas características marcantes: os ajustes finos obtidos para a média e para a variância da distribuição. A obtenção de bons ajustes para a média da distribuição não é incomum e nem demanda maiores sofisticções metodológicas. O ajuste da variabilidade, no entanto, tem se constituído em ponto crítico da modelagem de curvas de referência, em especial no caso do IMC. As dificuldades em reproduzir a variabilidade de determinada população ou de agrupar as variabilidades de diferentes populações (caso da curva de referência internacional) têm impacto direto sobre a capacidade classificatória do estado nutricional. O bom ajuste obtido para a variância na curva brasileira constitui fato relevante para a habilidade classificatória do sistema nacional. A variabilidade da curva brasileira distingue-se da variabilidade de outras curvas publicadas por ser em geral menor e, especialmente no caso do sexo masculino, distinta ao longo do espectro etário.

O uso do *worm plot* na análise do ajuste das curvas permite agregar visão panorâmica à inspeção dos detalhes. Em ambos os sexos, a diferença entre observado e esperado mostrou-se adequada ao longo das idades analisadas. A quantidade de gráficos apresentados no *worm plot* deve equilibrar-se entre o grau de “poluição visual” (gráficos superiores 6 x 6) e a quantidade de pontos (n) de cada estrato. Subdivisões excessivas podem reduzir o n a ponto de tornar a apreciação inconclusiva.

O percurso analítico aqui realizado pode tornar-se mais comum no campo de estudo da epidemiologia nutricional. A recepção de trabalhos como este e a necessidade de estudos de validação ou calibração para avaliar a adequação de curvas antropométricas para idade no processo de avaliação nutricional ainda depende da definição do objeto de estudo em si. Se, por exemplo, admitirmos que a distribuição do IMC para idade, preenchidas certas condições, representa o conceito de população saudável, então estudos de calibração, como o aqui apresentado, seriam suficientes para definir a adequação e a propriedade do uso das curvas antropométricas na avaliação do estado nutricional. Se, por outro lado, admitirmos que o IMC é apenas o espelho daquilo que realmente importa, ou seja, a composição corporal expressa em termos de massa magra e massa gorda, então serão necessários estudos de validação para verificar a propriedade do IMC em replicar toda a complexidade do parâmetro buscado.

Conclusão

A análise de calibração da curva proposta evidenciou ajuste satisfatório da modelagem realizada, tanto globalmente quanto na estratificação por sexo e idade. Pontos críticos, como a variabilidade da distribuição ao longo da curva, foram equacionados de modo a permitir a reprodução da referência empírica adotada. Esses resultados indicam que o desempenho da curva

proposta, quando empregada na classificação nutricional de crianças e adolescentes brasileiros, será satisfatório e mais preciso que outras curvas cujas definições empíricas sejam distintas da brasileira.

Bibliografia

Buuren SV e Fredriks M. Worm plot: a simple diagnostic device for modelling growth reference curves. **Statistics in Medicine** 2001; 20: 1259-1277.

Cole TJ. The use and construction of anthropometric growth reference standars. **Nutrition Research Reviews** 1993; 6: 19-50.

Cole TJ, Green PJ. Smoothing reference centile curves: the LMS method and penalized likelihood. **Statistics in Medicine** 1992; 11: 1305-1319.

Cole TJ, Freeman JV e Preece MA. British 1990 growth reference centiles for weight, height, body mass index and head circumference fitted by maximum penalized likelihood. **Statistics in Medicine** 1998; 17: 407-429.

Phillips SD, Estler WT, Doiron T, Eberhardt KR e Levenson MS. A Careful Consideration of the Calibration Concept. **Journal of Research of the National Institute of Standards and Technology** 2001; 106 (2): 371-379.

World Health Organization. Physical status: the use an interpretation of anthropometry. **Technical Report Series 854**. Geneve 1995.

Curva nacional de referência para avaliar o estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros – comparação com outras curvas.

Introdução

A partir da recomendação para o uso do Índice de Massa corporal (IMC) como critério principal para diagnóstico da obesidade em crianças e adolescentes (WHO 1995; Bellizzi e Dietz 1999) e da publicação de estudos evidenciando aumentos exponenciais da obesidade infantil tanto em países desenvolvidos quanto em países em desenvolvimento (Ebbeling et al 2002; Wang et al 2002), o debate em torno do emprego do IMC para avaliação do estado nutricional em crianças e adolescentes vem dirigindo-se, cada vez mais, para a escolha da curva de referência mais adequada e a definição dos valores críticos a serem empregados na classificação do estado nutricional.

O primeiro aspecto que emerge nesse debate refere-se à origem da curva de referência a ser utilizada: nacional ou internacional? O desdobramento operacional desta questão consiste na comparação entre as diferentes curvas nacionais propostas e as curvas internacionalmente utilizadas atualmente. O segundo aspecto volta-se para o fundamento do IMC enquanto tradutor do conceito de obesidade entre diferentes etnias, cujo

desdobramento analítico conduz à investigação da associação entre IMC e massa corporal gorda entre grupos étnicos distintos e, ainda de medidas ancilares para validação do índice em uso.

No caso da comparação entre curvas de referências, nacionais ou internacional, destacam-se dois amplos conjuntos de procedimentos. No primeiro, inicialmente, busca-se comparar as distribuições da curva proposta *versus* outra curva de referência e, na seqüência, os distintos valores críticos propostos (ou embutidos, caso dos centis tradicionalmente utilizados) nas curvas sob comparação. O segundo conjunto de procedimentos consiste em selecionar-se amostra da população sob análise e realizar a comparação empírica do desempenho de uma curva (nacional) contra outra (de curso internacional).

Embora tradicional e necessário, o procedimento analítico acima sumarizado tem deixado de lado a investigação de diversos aspectos embutidos na construção de cada sistema de referência publicado, cuja análise poderia modificar o perfil ou, ainda, a interpretação dos resultados.

O delineamento de curvas de referência do IMC baseadas na idade demanda pressupostos de natureza epidemiológica e estatística. Entre os pressupostos de natureza epidemiológica citam-se as ausências de problemas e barreiras de natureza ambiental ao pleno desenvolvimento do estado nutricional do indivíduo (WHO 1995). Entre os pressupostos de

natureza estatística estão: a necessidade de modelar a distribuição, simetria ao longo do espectro etário e apresentação de valores centrais e de dispersão, de modo a se poder calcular a posição relativa do indivíduo analisado frente àquela curva de referência.

Entre as diversas técnicas estatísticas disponíveis para modelar a distribuição do IMC, a preponderante nos últimos tempos é aquela proposta por TJ Cole, denominada *método LMS*. Tal técnica, depois de subdividir a amostra em estratos de tamanho e intervalos etários adequados, emprega expoentes para transformar os dados de modo a dar-lhes distribuição normal em cada intervalo etário (parâmetro L), em seguida é calculada a mediana do IMC também em cada intervalo etário (parâmetro M) e, finalmente, calcula-se o coeficiente de variação (parâmetro S) novamente em cada intervalo etário. A seguir os parâmetros obtidos em cada intervalo etário são alisados de modo a se obter funções contínuas dos mesmos com relação à idade. As funções dos parâmetros L, M e S sintetizam a distribuição do IMC e, a partir delas, é possível traçar a curva equivalente a qualquer centil da distribuição do IMC ao longo das idades (Cole 1990).

A ampla disponibilidade e diversidade de curvas do IMC para idade e a relativamente homogênea metodologia de delineamento adotada na construção das mesmas propiciam análises comparativas mais amplas e menos susceptíveis a diferenças metodológicas.

Partindo-se do pressuposto que cada curva de referência do IMC para idade representa o conceito de população saudável no país em questão e tendo em conta o fato de essas curvas terem sido elaboradas, em sua maioria, empregando-se o método LMS, torna-se possível aprofundar a análise das semelhanças e diferenças entre as curvas com vistas a comparar os conceitos expressos em cada uma delas.

A outra parte da comparação deve voltar-se para o sistema de classificação do estado nutricional. Há duas proposições que são hegemônicas nesta área. A primeira, que emana da OMS, recomenda que se utilize o centil 85 para diagnosticar sobrepeso e o centil 95 para o diagnóstico da obesidade (WHO 1995). A segunda proposição emerge do grupo de trabalho formado pela IOTF (*International Obesity Task Force*) o qual propôs o uso de valores críticos de IMC equivalentes àqueles já empregados na classificação do estado nutricional de adultos. Esses valores corresponderiam aos centis do IMC que coincidissem na idade de 20 anos aos valores 25 e 30 kg/m² (Bellizzi e Dietz 1999).

As diversas curvas publicadas podem ser agrupadas segundo a composição étnica da população em se baseiam. O primeiro grupo está composto por curvas baseadas em populações mais homogêneas, como por exemplo, as populações de: China (Hong Kong (Leung, Cole, Tse e Lau 1998), Taiwan (Huang 2002)), Holanda (Cole e Roede 1999), Suécia (He, Albertsson-Wikland e Karlberg 2000), Iran (Hosseini, Carpenter e Mohammad 1999)

entre outros países. O segundo grupo de curvas baseia-se em populações mais heterogêneas etnicamente como, por exemplo, as populações dos EUA (Kuczmarski et al. 2002) e Brasil. Finalmente, temos a curva IOTF (Cole, Bellizzi, Flegal e Dietz 2000), baseada em conjunto de dados originários de populações de seis países distintos (Brasil, Grã-Bretanha, Hong Kong Holanda, Cingapura e EUA) e, portanto, multi-étnica. É esperado que a composição étnica introduza diferenças entre as curvas, marcadamente no padrão de variabilidade intra e entre idades. Tais diferenças poderiam causar distorções no procedimento de classificação e diagnóstico do estado nutricional de crianças e adolescentes.

O objetivo deste trabalho é comparar a curva de referência brasileira baseada no IMC a quatro outras curvas de referência entre aquelas supramencionadas.

Metodologia

Para proceder às comparações entre as curvas de referência, inicialmente foram selecionadas as curvas nacionais construídas com base no método LMS (Cole 1988), o que facilitou a compilação dos dados publicados em banco único. Parte das curvas compiladas apresentava seus dados em intervalos etários distintos. Para uniformização da apresentação à intervalos mensais dos parâmetros L, M e S de cada curva foi realizada interpolação a partir da média aritmética entre os intervalos originalmente publicados.

O método LMS sintetiza um conjunto de procedimentos com o intuito de permitir, inicialmente, a normalização de distribuições assimétricas e, em seguida, sua modelagem. O primeiro passo consiste em subdividir a amostra em conjuntos etários (no interior de cada sexo) de tal modo que se possa conservar n mínimo de 100 indivíduos. Em seguida, os dados são transformados a fim de que cada intervalo apresente distribuição normal; o método LMS assume que no caso de distribuições assimétricas com dados independentes e valores positivos, a transformação Box-Cox idade-específica pode ser empregada para torná-los normalmente distribuídos. O expoente empregado nessa transformação passa a ser denominado parâmetro L. Em seguida, no interior de cada estrato, é calculada a mediana, a qual receberá o nome de parâmetro M. Finalmente, em cada estrato, calcula-se o coeficiente de variação, o qual receberá o nome de parâmetro S. De posse destes valores, inicia-se, então, o processo de alisamento da curva de cada parâmetro com o emprego de polinômios ou “natural cubic splines” com “knots” em cada intervalo etário (Cole, Freeman e Preece 1998).

Dentre as diversas curvas publicadas, foram selecionadas as curvas dos EUA (Kuczmarski et al. 2002), Holanda (Cole e Roede 1999), Taiwan (Huang 2002) e a curva IOTF (Cole, Bellizzi, Flegal e Dietz 2000). Esta última teve apenas os valores críticos para o IMC equivalente a 25 kg/m^2 e

30 kg/m² aos 18 anos divulgados. A este conjunto de curvas foram adicionados os parâmetros L, M e S da curva brasileira.

Em cada curva foram calculados os escores Z equivalentes aos valores 25 kg/m² e 30 kg/m² do IMC aos 20 anos. No caso das curvas de Taiwan e IOTF, os valores foram calculados aos 18 anos, idade máxima disponível. A prevalência esperada foi expressa como o inverso da densidade de frequência acumulada do Z equivalente aos valores críticos do IMC. Os valores de Z e as respectivas prevalências esperadas da curva IOTF foram calculados a partir dos valores nacionais publicados.

Para comparar os parâmetros publicados foi utilizado o coeficiente de concordância (ρ) proposto por Lin (1989). Este coeficiente mede, a um só tempo, precisão e acurácia. No caso da precisão seu valor reproduz aquele obtido pelo coeficiente de Pearson (r); no caso da acurácia, seu valor expressa o afastamento da linha de 45° entre as séries (ρ/r). Usualmente, duas séries de dados são consideradas em concordância quando ρ apresenta valor superior a 0,95. Nesta etapa da análise foram empregadas as curvas de EUA (Kuczmarski et al. 2002), Holanda (Cole e Roede 1999), Taiwan (Huang 2002) e a curva Brasil.

A análise do efeito decorrente do emprego de curvas estrangeiras ou internacionais à população brasileira foi realizada em duas etapas: a

primeira de cunho conceitual e a segunda, de cunho empírico. Na primeira análise, com o objetivo de comparar as definições de sobrepeso e obesidade contidas em cada curva de referência, foram calculadas as linhas dos valores de IMC equivalentes aos valores 25 kg/m² e 30 kg/m² em adultos jovens (20 anos) em cada uma das curvas de referência. Este cálculo foi realizado substituindo-se os valores Z equivalentes aos valores de 25 e 30 kg/m² aos 20 anos na seguinte fórmula:

$$\text{IMC} = M_{(t)} [1 + L_{(t)} S_{(t)} Z_{\alpha}]^{1/L_{(t)}}, \quad (1)$$

na qual Z_{α} indica o desvio normal equivalente para a área α ; t é a idade em meses e $L_{(t)}$, $M_{(t)}$, $S_{(t)}$ indicam os valores correspondentes para cada curva na idade t .

A seguir estes valores foram aplicados à curva brasileira utilizando-se a seguinte fórmula:

$$Z = [(IMC/M)^L - 1]/(LS) \quad (2)$$

com os valores LMS da curva brasileira. Os escores Z assim gerados foram convertidos para sua função de densidade a fim de serem expressos como probabilidade (prevalência esperada).

A segunda análise teve por objetivo estimar o impacto do emprego de curvas estrangeiras ou internacionais na classificação do estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros. Para isso foram calculados, em cada curva estrangeira, os valores críticos para classificação do excesso de peso. Estes valores críticos do IMC por idade foram gerados a partir da equação

(1) substituindo-se Z_{α} pelo valor em escore Z equivalente, em cada curva de referência, ao $IMC = 25 \text{ kg/m}^2$ aos vinte anos. Em seguida, aplicando-se a fórmula (2) foram aplicados aos dados da população brasileira os valores críticos obtidos em cada curva estrangeira. Nesta análise foram empregadas as curvas EUA, Holanda, IOTF e a curva Brasil. A curva Taiwan não foi utilizada nesta etapa em razão de seu menor espectro etário (6 a 18 anos).

A classificação de baixo peso não foi utilizada nessa comparação porque apenas a curva brasileira apresentou proposta clara sobre valor crítico e prevalência para essa definição.

Resultados

Na tabela 1 estão expressos os escores Z (e respectivas prevalências estimadas) correspondentes aos valores de IMC convencionalmente utilizados para definir excesso de peso e obesidade entre adultos.

Tabela 1. Escores Z e prevalências (%) estimadas para excesso de peso (IMC = 25 kg/m²) e obesidade (IMC = 30 kg/m²) na idade de 18 a 20 anos nas populações de origem de cada curva de referência do IMC para idade.

	<i>Excesso de peso</i>				<i>Obesidade</i>			
	<i>Masculino</i>		<i>Feminino</i>		<i>Masculino</i>		<i>Feminino</i>	
<i>População de referência</i>	Z	%	Z	%	Z	%	Z	%
EUA *	0,57	28,5	0,78	21,7	1,56	6,0	1,48	6,9
Holanda *	1,26	10,4	1,36	8,7	2,50	0,6	2,70	0,3
Taiwan **	1,17	12,1	1,78	3,7	2,33	1,0	2,99	0,1
IOTF **	1,32	9,3	1,25	10,6	2,33	1,0	2,21	1,3
Brasil *	1,32	9,3	1,02	15,3	2,83	0,2	2,10	1,8

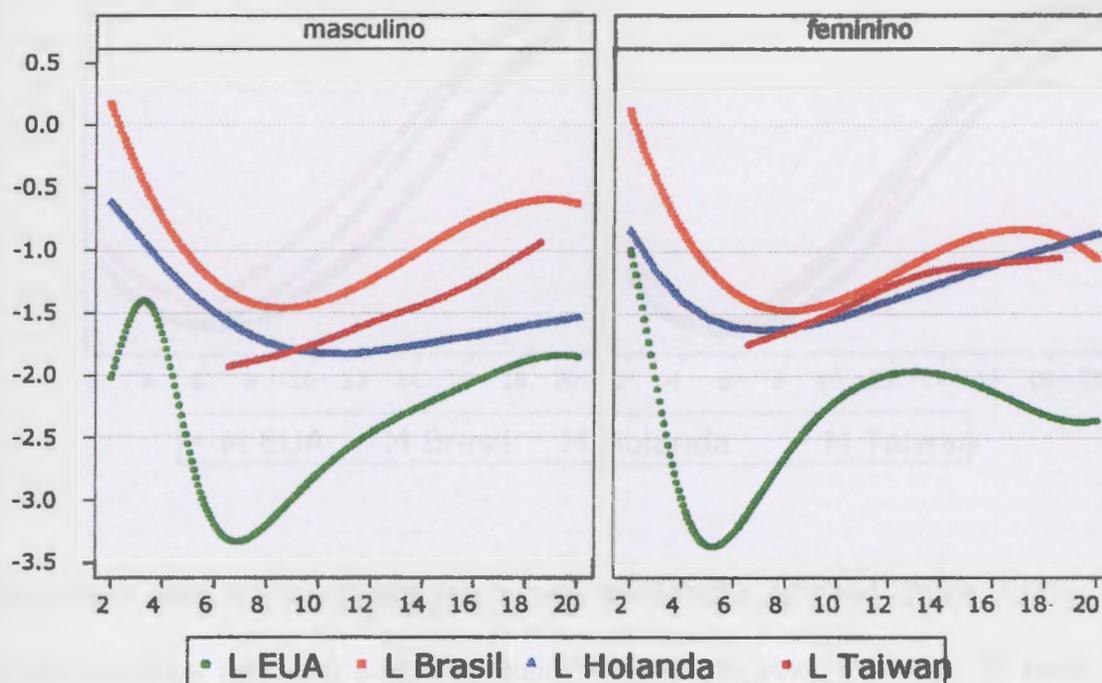
* valores aos 20 anos; ** valores aos 18 anos.

As prevalências preditas para os valores 25 e 30 kg/m² do IMC em cada país são bastante distintas. Destacam-se aquelas prevalências observadas na curva EUA em ambos os sexos e tanto no caso do sobrepeso quanto no caso da obesidade, cujos valores são pelo menos 2 vezes superiores àqueles observados nas demais curvas estudadas (à exceção da comparação com o valor do sobrepeso no sexo feminino da curva Brasil).

Os diferentes valores observados entre as curvas de referência para as prevalências estimadas parecem estar vinculadas a características internas à própria população de origem, não sendo agrupáveis segundo

característica mais geral. Por exemplo, não há sistematicamente maior ou menor prevalência entre os sexos ou entre as idades máximas. Também não se nota diferença sistemática segundo o tipo de composição étnica na origem das curvas ou, mesmo, se estas provêm de países mais ou menos desenvolvidos economicamente.

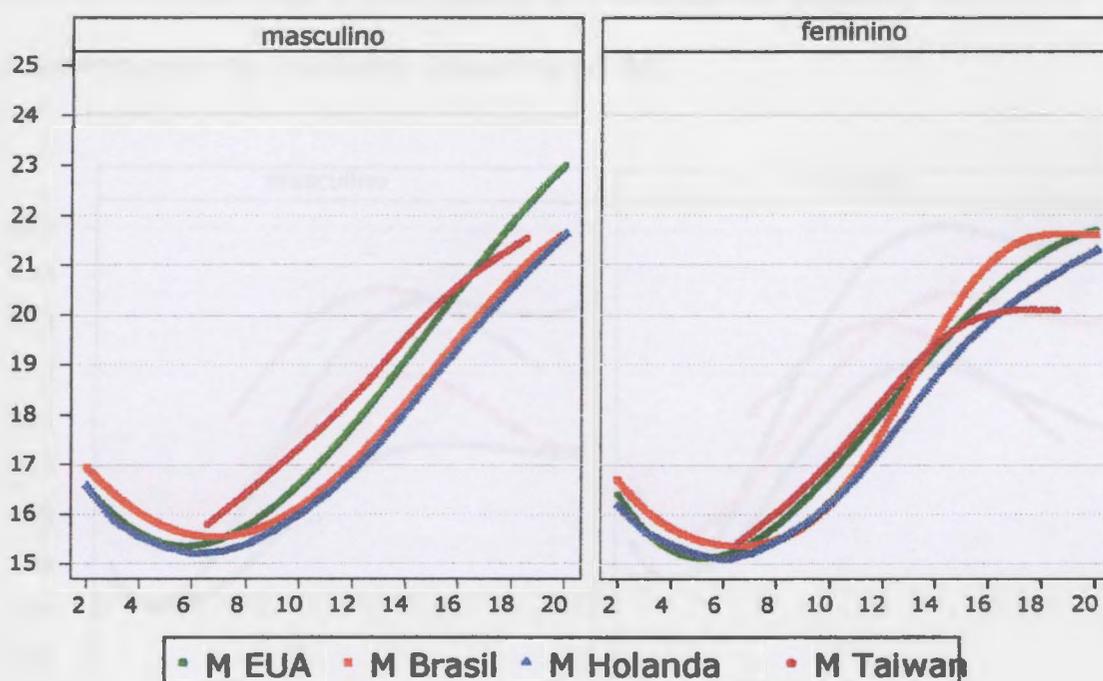
Gráfico 1 – Parâmetro L (remoção de assimetria) em quatro curvas nacionais de referência baseadas no IMC.



O parâmetro L é indicativo da quantidade de assimetria removida antes da modelagem dos valores de referência. Todas as curvas apresentam simetria à direita, traduzida pelos expoentes negativos. A curva brasileira apresentou em geral menor quantidade de assimetria a ser removida e, também, menor

espectro de remoção ao longo das idades. As características da remoção de assimetria são distintas em cada sexo.

Gráfico 2 – Parâmetro M (mediana da amostra) em quatro curvas nacionais de referência baseadas no IMC.

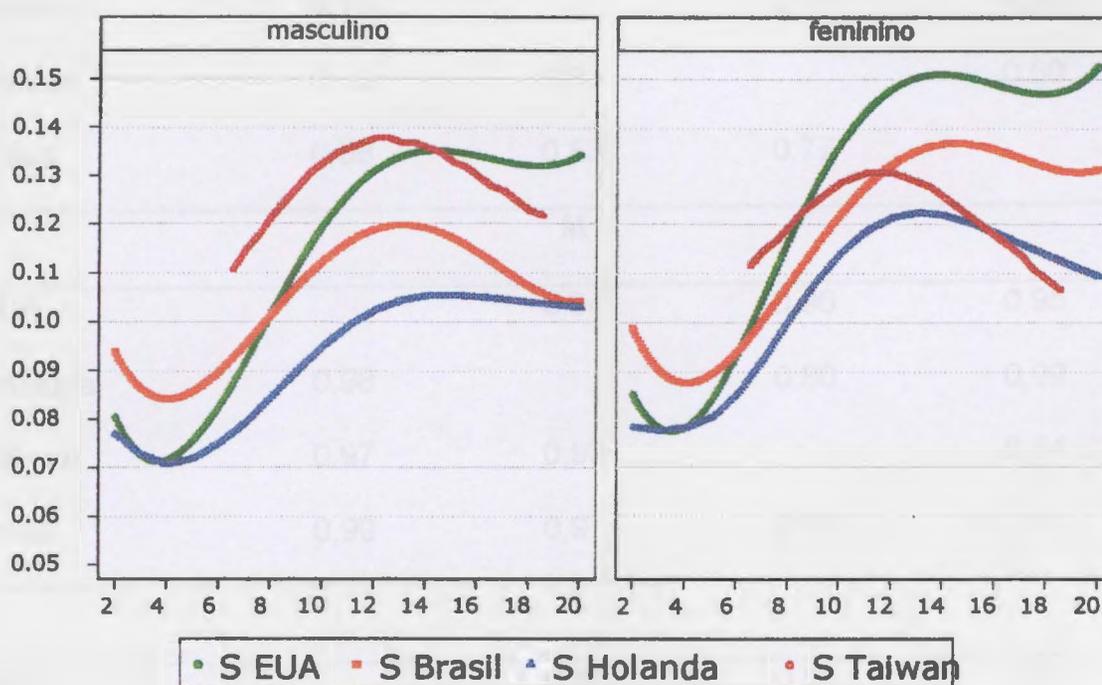


Os valores centrais das diferentes curvas analisadas apresentam-se, todos, muito próximos tanto no sexo masculino quanto no sexo feminino. O sexo feminino apresenta maior sinuosidade no traçado da curva ao longo das idades maiores.

O coeficiente de variação, expresso pelo parâmetro S, mostra-se – à exceção de Taiwan – superior no sexo feminino. À medida que se aproxima da idade adulta o coeficiente de variação apresenta tendência de reduzir

seus valores. A exceção, neste caso, é a curva norte-americana que, além de apresentar altos valores, comparados às demais curvas, eleva estes valores à medida que se aproxima da idade adulta. A curva norte-americana é, ainda, aquela que apresenta maior amplitude dos valores do parâmetro S.

Gráfico 3 – Parâmetro S (coeficiente de variação da amostra) em quatro curvas nacionais de referência baseadas no IMC.



Na tabela 2 estão os valores do coeficiente de correlação da concordância calculados para as combinações entre os parâmetros de todas as curvas em cada sexo. Os parâmetros L, M e S representam a expressão do conceito de população saudável em cada país. As análises em cada sexo estão pareadas por idade.

Tabela 2. Coeficientes de concordância (ρ) entre os parâmetros L, M e S das curvas selecionadas, de acordo com o sexo.

	EUA	Holanda	Taiwan	Brasil
<i>Idade (anos)</i>	2 - 20	2 - 20	6 - 18	2 - 20
L				
EUA		0,16	0,20	0,16
Holanda	0,10		0,17	0,28
Taiwan	0,10	0,94		0,50
Brasil	0,08	0,53	0,77	
M				
EUA		0,94	0,96	0,95
Holanda	0,98		0,80	0,99
Taiwan	0,97	0,93		0,84
Brasil	0,99	0,97	0,91	
S				
EUA		0,55	0,52	0,69
Holanda	0,60		0,08	0,62
Taiwan	0,09	0,30		0,24
Brasil	0,86	0,77	0,15	

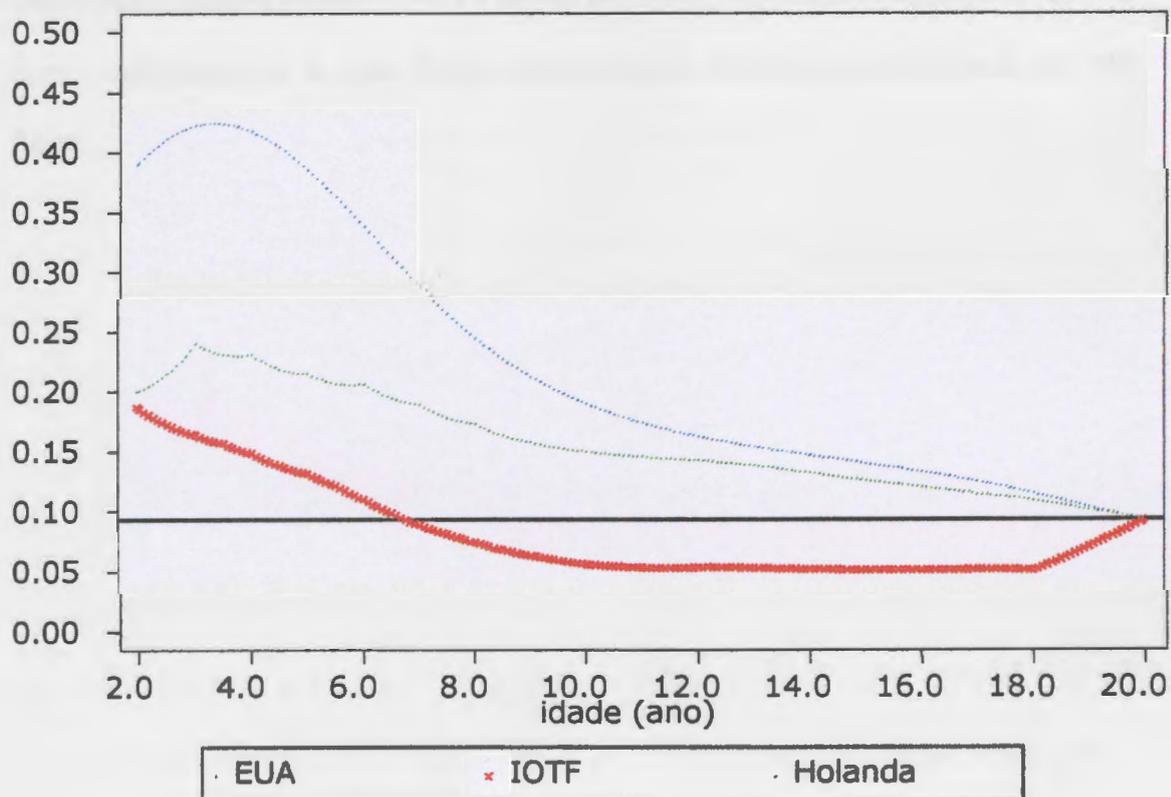
* Masculino, valores acima da diagonal. Feminino, valores abaixo da diagonal.

A análise da concordância entre os parâmetros indica que EUA, Brasil e Holanda não diferem entre si quanto à tendência central de suas curvas (parâmetro M). Entre as curvas analisadas, a de Taiwan é a única a não apresentar concordância geral do parâmetro M com as demais curvas, concordando apenas com a curva norte-americana. A explicação para o caso da curva de Taiwan não se deve à eventual menor precisão dos valores da mediana. A medida da precisão entre os parâmetros M das curvas, calculada pelo coeficiente de Pearson (r), apresentou valores superiores a 0,98 em todas as associações realizadas. Efetivamente, o vetor de inclinação da mediana ao longo do espectro etário na curva de Taiwan é distinto do vetor de inclinação das curvas brasileira e holandesa, o que reduz o coeficiente de concordância entre elas.

As diferenças observadas entre as populações quanto ao parâmetro S indicam a possibilidade de erros de classificação do estado nutricional nos casos de baixo peso, excesso de peso ou obesidade, em função de diferenças na dispersão entre as populações/etnias estudadas. Estas diferenças irão mostrar-se influentes quando do cálculo dos valores críticos em cada curva. A apreciação do coeficiente de concordância mostra que, efetivamente, todas as curvas analisadas diferem entre si. A curva norte-americana é a que apresenta maior variabilidade ao longo do espectro etário; a menor variabilidade é a da curva de Taiwan (gráfico 3).

Uma vez que as curvas de referência analisadas não diferem em sua tendência central (parâmetro M) é possível indagar-se o que aconteceria no caso de se utilizar no Brasil os valores de referência estrangeiros. Os gráficos 4 e 5 respondem essa questão apresentando os valores de prevalência esperados ao longo do espectro etário, em cada sexo, resultantes do emprego de curvas estrangeiras à população brasileira.

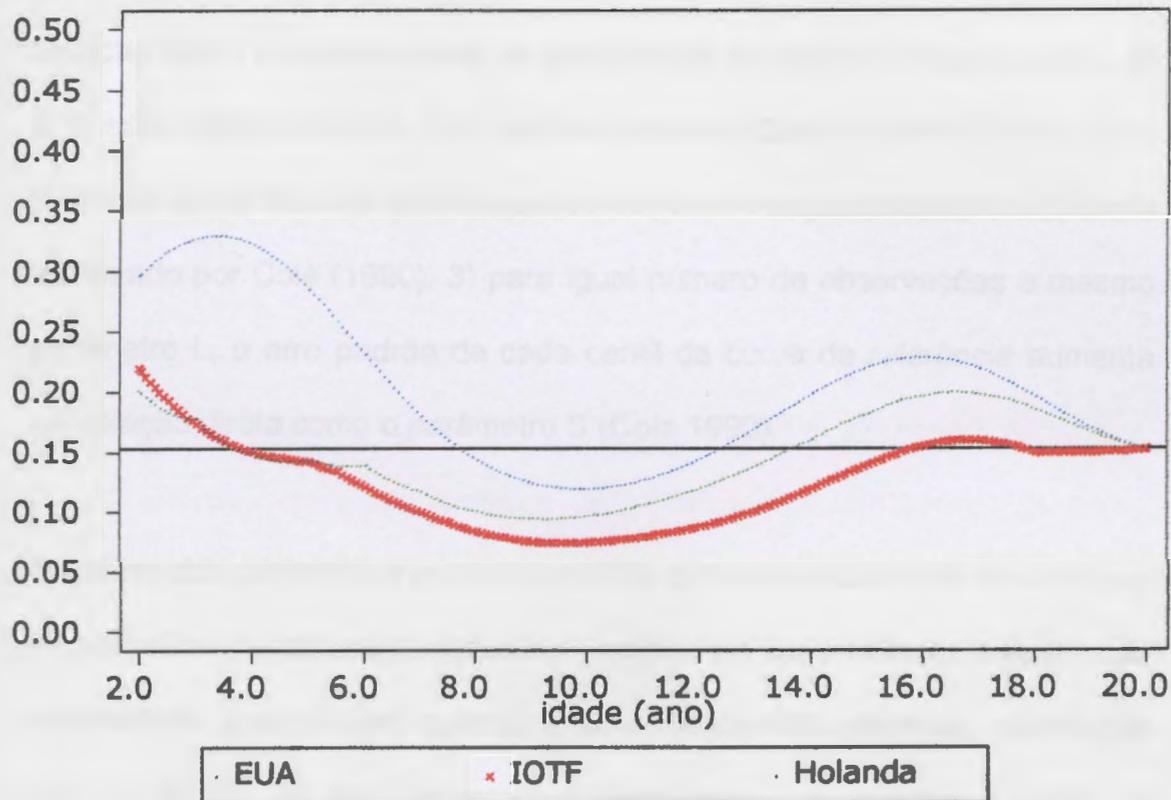
Gráfico 4 – Prevalência esperada para sobrepeso resultante da aplicação de dos valores críticos de curvas de referência externas a curva de referência brasileira. Sexo masculino.



No caso do sexo masculino, antes dos seis anos todas as curvas analisadas superestimam os valores de prevalência do sobrepeso na população brasileira. Após os seis anos, a curva internacional tende a subestimar os valores nacionais, enquanto as outras duas, em especial a norte-americana, mantém a tendência a superestimar a prevalência ainda que em valores decrescentes.

No sexo feminino, a performance das curvas não brasileiras apresenta-se mais variada e com tendências opostas conforme o período etário. No período no qual espera-se esteja contido o momento de pico do processo de maturação sexual (entre 11 e 13 anos) a maior diferença observada é com a curva internacional a qual pode subestimar a prevalência brasileira em até 34 %.

Gráfico 5 – Prevalência esperada para sobrepeso resultante da aplicação de dos valores críticos de curvas de referência externas a curva de referência brasileira. Sexo feminino.



Discussão

Neste trabalho procurou-se comparar o conceito de população saudável segundo suas expressões empíricas. Assim, a comparação incidiu, inicialmente, sobre os parâmetros descritivos das distribuições de referência do IMC. No segundo momento, empregando-se a proposta de classificação do estado nutricional a partir da referência empregada em adultos, foram

estimadas as diferenças na prevalência do excesso de peso dadas por cada curva estrangeira, em comparação com a curva brasileira.

O método selecionado para a construção das curvas possui três características relevantes para as apreciações posteriores: 1) as curvas L, M e S são essencialmente não correlacionadas (Cole e Green 1992); 2) a forma da curva de cada centil depende somente dos parâmetros L e S, como enfatizado por Cole (1990); 3) para igual número de observações e mesmo parâmetro L, o erro padrão de cada centil da curva de referência aumenta em relação direta como o parâmetro S (Cole 1990).

A análise dos parâmetros constitutivos das curvas selecionadas mostrou que os conceitos de população saudável, originários de diferentes países, não apresentam divergências quanto a suas tendências centrais, informadas pelo parâmetro M. As diferenças evidenciam-se, no entanto, quando se analisa o parâmetro L. Em média, a curva brasileira foi a que apresentou menor assimetria a ser removida, isto constitui bom indicador da adequação dos dados da amostra original ao propósito de representar população saudável. Estatisticamente, a assimetria (medida de terceiro momento) é dependente da dispersão (medida de segundo momento), uma vez que o cálculo da medida de assimetria leva em conta o desvio-padrão (medida de dispersão). Assim, menores valores de assimetria podem ser tomados como indicativos de que a dispersão dos dados está mais aproximada à distribuição normal. Uma vez que as curvas não divergem centralmente e

que a construção dos vários centis depende dos parâmetros L e S, aquela curva que estiver mais próxima à distribuição normal apresentará considerável vantagem estatística. Essa vantagem deriva diretamente das três características do método LMS anteriormente destacadas.

A aproximação da idade adulta tende a reduzir o coeficiente de variação da distribuição do IMC, medidos pelo parâmetro S. Essa redução é parte da trajetória geral da distribuição do IMC a qual se estreita no início da fase adulta, diminuindo a amplitude da variação da distribuição. Esse fato transforma o início da vida adulta em boa idade para se calcular a prevalência esperada de indivíduos com IMC acima dos pontos de corte estabelecidos para a definição de sobrepeso e obesidade na idade adulta. A análise aqui empreendida apontou que, à exceção da curva norte-americana, a classificação do estado nutricional baseada nos valores de 25 e 30 kg/m² do IMC no início da idade adulta (proposta IOTF) tende a apresentar prevalências inferiores às esperadas para os pontos-de-corte tradicionalmente recomendados para a classificação de sobrepeso e obesidade que são os centis 85 e 95, respectivamente.

Os dois últimos gráficos apresentados na seção de resultados deste trabalho tomaram a curva brasileira e a classificação do estado nutricional baseado na proposta IOTF (Bellizzi e Dietz 1999; Cole 2000) como referências na análise do estado nutricional dos brasileiros. Esta análise evidenciou o cuidado que se deve ter ao se empregar curvas de origem estrangeira para

definição do estado nutricional da população brasileira. O emprego da curva norte-americana é a pior escolha entre aquelas estudadas. Outros estudos indicam que esse aspecto do desempenho da curva norte-americana aqui capturado pode ser mais abrangente. Quando da elaboração da curva nacional de referência do IMC para a Suécia foi observado que, mesmo selecionando sua amostra 20 anos após a data da seleção da amostra norte-americana, a curva sueca apresentava valores inferiores àqueles norte-americanos para centis equivalentes (He, Albertsson-Wikland e Karlberg 2000). A OMS menciona o mesmo quadro quando do contraste entre as curvas francesa e norte-americana. À época, tal evidência levou a OMS a caracterizar a recomendação do emprego da curva norte-americana como *provisória* (WHO 1995).

Pode-se inferir pela análise aqui apresentada que as características divergentes da curva norte-americana em relação às demais curvas parecem ter origem na composição da amostra selecionada para a definição de população saudável, a qual apresentou-se assimétrica à direita (ver parâmetro L no gráfico 1) requerendo maiores valores exponenciais (absolutos) para ser transformada em busca da normalidade estatística. Adicionalmente, os maiores valores do coeficiente de variação da curva norte-americana permitem supor que a predição dos centis extremos apresentará maiores erros-padrão que aqueles de outras curvas que apresentam valores inferiores para os parâmetros L e S.

A elaboração de curvas de referência baseadas no IMC para avaliação do estado nutricional de crianças e adolescentes com recomendação de emprego internacional traz embutidos pelo menos dois componentes ainda não analisados extensivamente. O primeiro deles é a constância do risco de sobrepeso ou obesidade ao longo do espectro etário da classificação; o segundo deles é constância deste risco entre populações. No primeiro caso, a constância do risco entre as idades é uma decorrência do tratamento estatístico empregado para calcular os valores críticos e estará presente qualquer que seja a forma adotada para se calcular estes valores críticos: fixando-se o centil para traduzir os valores do IMC ou fixando-se o valor do IMC ao final do espectro etário para traduzir o centil. A constância do risco entre populações se dá pela suposição de que o valor crítico fixado universalmente (25 e 30 kg/m², por exemplo) irá traduzir o mesmo risco independentemente da população na qual sejam aplicados. Parte das diferenças observadas na segunda etapa deste estudo entre as curvas de referência do IMC pode estar relacionada a estes aspectos.

A construção do sistema classificatório do estado nutricional de crianças e adolescentes ultrapassou, claramente, a etapa de definição do índice no qual deve estar baseada a avaliação ao fixar-se o IMC para esta tarefa. A segunda etapa, a construção de valores críticos robustos está apenas parcialmente construída. Na reunião da IOTF realizada em junho de 1997 e que tratou desses pontos, houve a sugestão de validar os valores críticos segundo medidas ancilares, tais como concentração plasmática de insulina,

colesterol e pressão sangüínea (Bellizzi e Dietz 1999). Este tipo de estudo pode contribuir para elucidar a definição do risco de sobrepeso e obesidade entre crianças e adolescentes, sua distribuição entre diferentes populações e, no interior destas, entre as diferentes idades.

Conclusão

A análise aqui conduzida aponta para a necessidade de cautela quando do emprego de curvas de origem estrangeira à população brasileira. Dentre as curvas não brasileiras analisadas, a curva internacional (IOTF) mostrou-se mais próxima da curva brasileira e, por extensão, de seus resultados. Houve, mesmo neste caso, subestimação nos valores de prevalência do excesso de peso obtidos.

As propriedades estatísticas e epidemiológicas apresentadas pela curva brasileira permitem recomendar o seu emprego na população brasileira em geral, tanto na área clínica quanto epidemiológica.

A análise comparativa entre as diversas curvas baseadas no IMC atualmente disponíveis para análise do estado nutricional em crianças e adolescentes ainda requer enfoque mais epidemiológico, baseado em medidas ancilares, tanto para discutir o perfil do risco nutricional entre e intrapopulações quanto para permitir a discussão mais fundamentada sobre

a adequação, validade e espectro de uso da curva de referência internacional.

Bibliografia

Bellizzi MC e Dietz WH. Workshop on childhood obesity: summary of the discussion. **American Journal of Clinical Nutrition** 1999; 70: 173S-5S.

Cole TJ. The LMS method for constructing normalized growth standards. **European Journal of Clinical Nutrition** 1990; 44:45-60.

Cole TJ e Green PJ. Smoothing reference centile curves: the LMS method and penalized likelihood. **Statistics in Medicine** 1992; 11:1305-19.

Cole TJ, Freeman JV, Preece MA. Body mass index reference curves for the UK, 1990. **Arch Dis Child** 1995; 73: 25-9

Cole TJ e Roede MJ. Centiles of body mass index for Dutch children aged 0-20 years in 1980 - a baseline to assess recent trends in obesity. **Annals of Human Biology** 1999; 26(4): 303-308.

Cole TJ, Bellizzi MC, Flegal KM, Dietz WH. Establishing a standard definition for child overweight and obesity worldwide: international survey. **BMJ** 2000;320:1-6

Ebbeling CB, Pawlak DB, Ludwig DS. Childhood obesity: public-health crisis, common sense cure. **Lancet** 2002; 360:473-482.

Hammer LD, Kraemer HC, Wilson DM, Ritter PL, Dornbusch SM. Standardized percentile curves of body mass index for children and adolescents. **Am J Dis Child** 1991; 145: 259-63

He Q, Albertsson-Wikland K e Karlberg J. Population-based body mass index reference values from Göteborg, Sweden: birth to 18 years of age. *Acta Paediatr* 2000; 89: 582-92.

Hosseini M, Carpenter RG e Mohammad K. Body Mass Index reference curves for Iran. **Annals of Human Biology** 1999; 26(6): 527-535.

Huang Y-C. Body Mass Index Reference for Taiwanese Children and Adolescents. *J Med Sci* 2002; 22(5):221-26.

Kuczmarski RJ et al. 2000 CDC Growth Charts for the United States: Methods and Development. **Vital and Health Statistics** 2002; Series 11(246)

Leung SSF, Cole TJ, Tse LY, Lau JTF. Body mass index reference curves for Chinese children. **Annals of Human Biology** 1998; 25: 169-74.

Lin LI. A concordance correlation coefficient to evaluate reproducibility. **Biometrics** 1989; 45(1): 255-68.

Rolland-Cachera MF, Sempe M, Guilloud-Bataille M, Patois E, Pequignot-Guggenbuhl F, Fautrad V. Adiposity indices in children. **American Journal of Clinical Nutrition** 1982; 36: 178-84

Wang Y, Monteiro CA e Popkin BM. Trends of obesity and underweight in older children and adolescents in the United States, Brazil, China, and Russia. **American Journal Clinical Nutrition** 2002;75:971-7.

Wells JCK, Coward WA, Cole TJ and Davies PSW. The contribution of fat and fat-free tissue to body mass index in contemporary children and the reference child. **International Journal of Obesity** 2002; 26: 1323-1328

Comparação entre o desempenho da curva nacional de referência do IMC e o de curvas estrangeiras de referência para avaliar o estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros.

Introdução

A recomendação do uso do Índice de Massa corporal (IMC) como critério principal para diagnóstico da obesidade em crianças e adolescentes (WHO 1995) contribuiu para uniformizar procedimento, até então, submetido a ampla variação de índices e critérios (Guillaume 1999). Ao mesmo tempo, ligou essa uniformidade àquela já existente entre adultos, entre os quais o IMC é índice descritor do estado nutricional mais amplamente utilizado e aceito.

Nas duas últimas décadas do século passado o aumento exponencial da obesidade infantil tanto em países desenvolvidos quanto em países em desenvolvimento (Flegal 1999; Reilly e Dorosty 1999; Ebbeling, Pawlak e Ludwig 2002) contribuiu para o surgimento de inúmeras curvas nacionais baseadas no Índice de Massa Corporal (IMC) para a avaliação do estado nutricional em crianças e adolescentes. Países com características étnicas e socioeconômicas diferenciadas têm apresentado curvas nacionais de referência baseadas no IMC (WHO 1995; Cole e Roede 1999; He,

Albertsson-Wikland e Karlberg 2000; Hosseini, Carpenter e Mohammad 1999; Kuczmarski et al. 2002). O delineamento das curvas apresentadas, embora permita a avaliação global do estado nutricional, tem concentrado seu foco na identificação das condições de sobrepeso e obesidade. A multiplicidade de curvas de referências publicadas e a adoção de diversos critérios para classificação do estado nutricional têm, no entanto, conduzido a discrepâncias acentuadas no cálculo e apresentação das prevalências ao longo dos estudos realizados.

As variações decorrentes do emprego de referências externas às populações sob estudo (Wang e Wang 2002), a modificação da associação entre o IMC e a composição corporal entre etnias (Deurenberg, Yap e Staveren 1998; Deurenberg et al 2003) e, ainda, evidências de mudança na relação entre o IMC e a composição corporal de crianças inglesas ao longo de 25 anos (Wells, Coward, Cole e Davies 2002), contribuíram para aumentar o debate sobre a propriedade do emprego de uma distribuição internacional unificada do IMC como referência para descrever o estado nutricional de crianças e adolescentes e, por contigüidade, sobre as bases nas quais se assenta o uso do IMC com esta finalidade.

A disponibilidade de curvas de diversas origens étnicas e construídas sob o mesmo marco metodológico propicia comparações entre as mesmas. Entre as diversas curvas publicadas, há aquelas caracteristicamente compostas por populações etnicamente mais homogêneas, como por exemplo, China

(Hong Kong (Leung, Cole, Tse e Lau 1998), Taiwan (Huang 2002)), Holanda (Cole e Roede 1999), Suécia (He, Albertsson-Wikland e Karlberg 2000), Iran (Hosseini, Carpenter e Mohammad 1999) entre outros. Outro conjunto de curvas está composto por aqueles países que apresentam populações mais heterogêneas etnicamente, por exemplo, EUA (Kuczmarski et al. 2002) e Brasil. Finalmente há a curva internacional construída a partir de proposta do grupo de trabalho da International Obesity Task Force (IOTF) que reuniu dados de grandes inquéritos nacionais realizados em seis países distintos (Cole, Bellizzi, Flegal e Dietz 2000). É esperado que a composição étnica introduza diferenças entre as curvas, marcadamente no padrão de variabilidade intra e entre idades. Tais diferenças poderiam causar distorções no procedimento de classificação e diagnóstico do estado nutricional de crianças e adolescentes.

O objetivo deste trabalho é comparar a descrição do estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros, medido pelo IMC, segundo os valores da curva de referência brasileira e três outras curvas de referência não brasileiras.

Metodologia

Para este estudo inicialmente foram selecionadas curvas nacionais baseadas no IMC e construídas com base no método LMS (Cole 1988). Essa decisão facilitou a compilação dos dados publicados em banco único.

Parte das curvas compiladas apresentava seus dados em intervalos etários distintos. Para uniformização da apresentação mensal dos parâmetros (L, M e S) em cada curva foi realizada interpolação a partir dos intervalos originalmente publicados.

Dentre as diversas curvas publicadas, para essa etapa do estudo, foram selecionadas as curvas dos EUA (Kuczmarski et al. 2002), Holanda (Cole e Roede 1999) e a curva IOTF (Cole, Bellizzi, Flegal e Dietz 2000). Esta última teve apenas os valores críticos para o IMC equivalente a 25 kg/m^2 e 30 kg/m^2 aos 18 anos divulgados. A este conjunto de curvas foram adicionados os parâmetros L, M e S da curva brasileira (Conde e Monteiro *no prelo*)

O conjunto de dados empregados nesta análise está constituído por dados de dois inquéritos realizados na década de 90 no Brasil. O primeiro deles é o subconjunto de dados das regiões NE e SE oriundos da Pesquisa Nacional Demografia e Saúde (1996) entre 2 e 4 anos. O segundo conjunto de dados na faixa etária de 5 a 19 anos, é originário da Pesquisa Padrões de Vida (1997). Em cada conjunto de dados, foram selecionadas as variáveis sexo, idade (expressa em mês), altura (em cm) e peso (em kg). O IMC foi calculado dividindo-se o peso (kg) pelo quadrado da altura (em m).

A análise da susceptibilidade da descrição do estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros à aplicação da curva nacional, da curva internacional e das curvas estrangeiras foi realizada em duas etapas: a

primeira voltada para analisar se a simples classificação do estado nutricional é modificada pelo emprego de curvas de referência não-brasileiras. A segunda, voltada para a análise do efeito, sobre o diagnóstico de problemas nutricionais, do emprego de valores críticos de origem estrangeira.

Na primeira etapa da análise, cada indivíduo do conjunto de dados PNDS/PPV foi classificado nutricionalmente segundo os valores de referência das curvas brasileira, norte-americana e holandesa utilizando-se a seguinte fórmula $Z = [(IMC/M)^L - 1]/(LS)$ com os valores LMS das respectivas curvas. A seguir, os escores Z das curvas estrangeiras foram subtraídos dos escores Z baseados na curva brasileira.

Para medir a mudança na classificação propiciada pelas diferentes curvas de referência utilizou-se o conceito de canal de crescimento. O canal de crescimento é o espaço resultante da divisão do espectro normalizado (-3 a +3) da distribuição da curva de referência em 9 partes, cada uma das quais com largura de 0,67 escore Z. O conceito de canal de crescimento - uma trilha estreita e estável em torno da linha individual de crescimento (Boersma e Witt 1997) - já foi estabelecido empiricamente (Hermanusse, Largo e Molinari 2001) e, com o mesmo valor aqui adotado, também foi utilizado em outros estudos para avaliar modificação de *status* nutricional (Rudolf et al 2000; Ong et al 2000). O objetivo nesta etapa foi verificar se as diferenças

superavam a amplitude do canal de crescimento (-0,67 e +0,67) em cada sexo. A curva brasileira foi assumida como referência nessa etapa.

Na segunda etapa da análise, a prevalência do sobrepeso (IMC equivalente a 25 kg/m² no início da vida adulta) foi calculada a partir dos valores críticos equivalentes a esse critério em cada curva de referência. Os valores críticos de IMC em cada idade para classificação do excesso de peso foram gerados a partir da seguinte equação:

$$\text{IMC} = M_{(t)} [1 + L_{(t)} S_{(t)} Z_{\alpha}]^{1/L_{(t)}}$$

na qual Z_{α} indica o desvio normal equivalente para a área α ; t é a idade em meses e $L_{(t)}$, $M_{(t)}$, $S_{(t)}$ indicam os valores correspondentes para cada curva na idade t . O valor Z_{α} foi substituído pelo valor em escore Z equivalente ao IMC = 25 kg/m² em cada curva de referência. Nesta análise foram empregadas as curvas EUA, Holanda, IOTF e a curva Brasil.

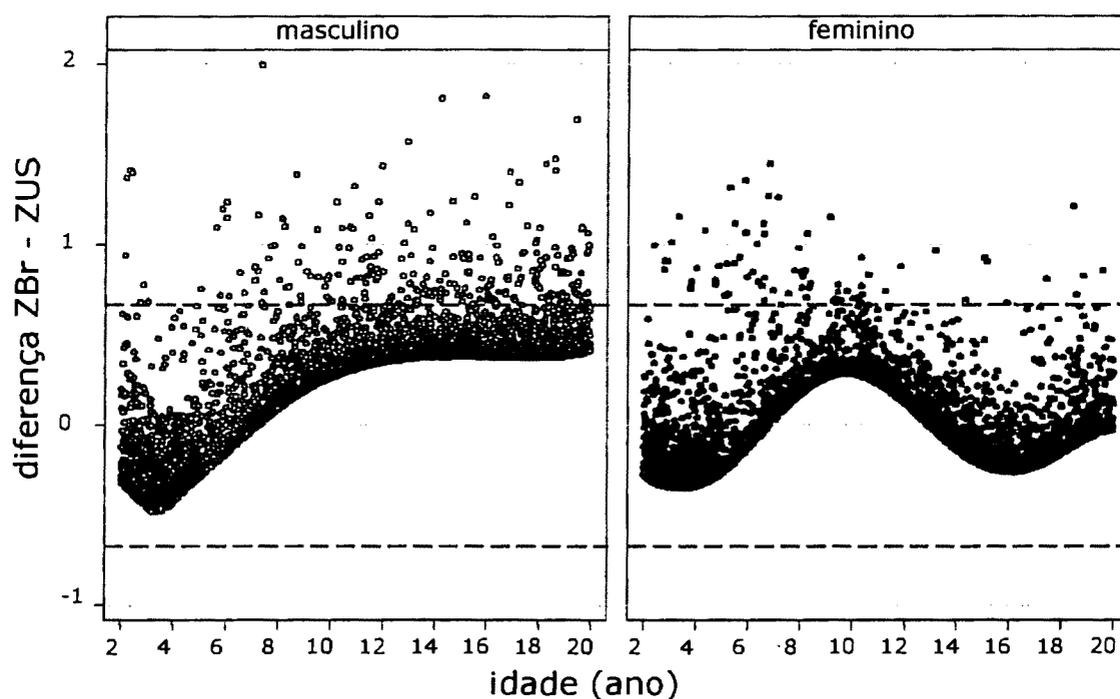
Optou-se pelo estudo da classificação do sobrepeso como representação dos problemas nutricionais pelo fato de esta classificação apresentar maior frequência e distribuição ao longo do espectro etário no conjunto de indivíduos selecionados para a análise.

Resultados

Nesta análise foram utilizados os dados de 6.878 indivíduos de 2 a 19 anos, 3.492 do sexo masculino e 3.386 do sexo feminino.

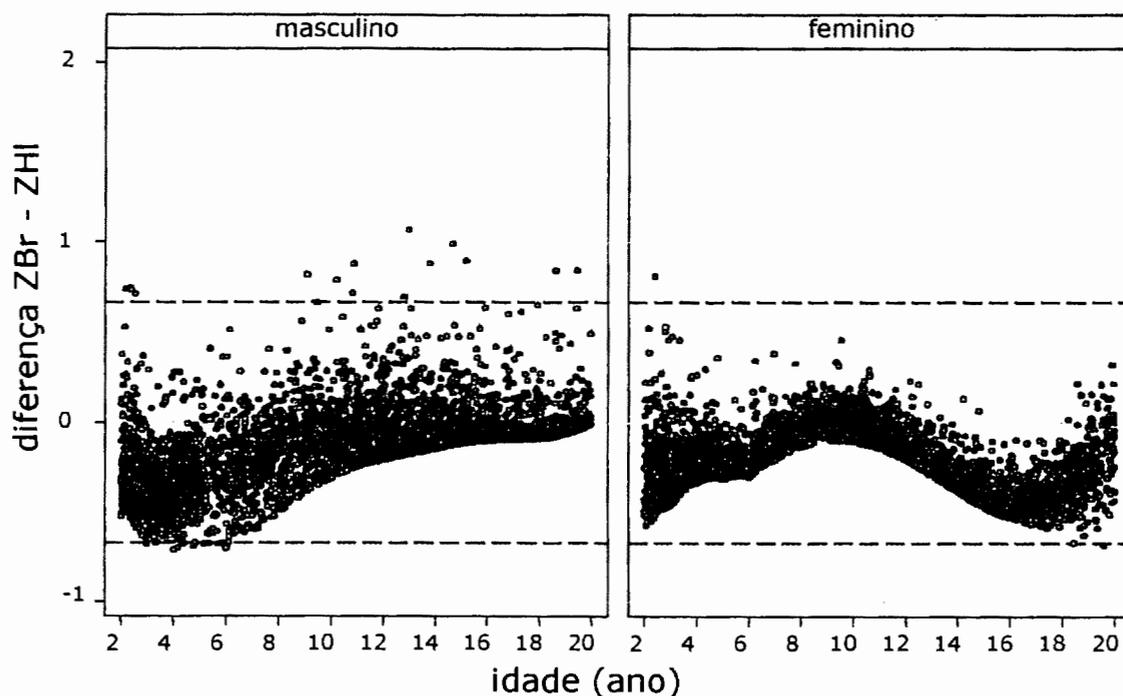
Os gráficos 1 e 2 apresentam a diferença entre os escores Z da curva Brasil e das curvas EUA e Holanda ao longo do espectro etário. Em cada gráfico estão adicionadas linhas pontilhadas que delimitam canais de crescimento (-0,67 a +0,67, respectivamente) em torno do valor zero, indicativo de ausência de diferença entre as classificações. Estes gráficos permitirão apreciar se, tomando-se por base a curva brasileira, o emprego de outra curva de referência para classificação do estado nutricional modifica a interpretação do *status* nutricional do indivíduo, o que, nesta análise, ocorrerá quando a diferença entre os escores nutricionais ultrapassar os limites do canal de crescimento.

Gráfico 1 – Diferença entre os escores nutricionais do IMC decorrentes da aplicação dos valores de referência das curvas Brasil e EUA à população brasileira, de acordo com o sexo.



O emprego da curva de referência norte-americana na população brasileira conduz à modificação do estado nutricional ao longo de todo o espectro etário, com ênfases distintas conforme o sexo. No total, 241 (6,9%) dos indivíduos do sexo masculino tiveram seu estado nutricional modificado pela mudança da curva brasileira pela norte-americana; a ênfase na modificação do estado nutricional concentrou-se entre os indivíduos de maior idade. No caso do sexo feminino, o impacto geral é menor e mais concentrado nas menores idades. No total, 70 (2,1%) indivíduos do sexo feminino tiveram seu estado nutricional classificado de forma diferente quando do emprego da curva norte-americana.

Gráfico 2 – Diferença entre os escores nutricionais do IMC decorrentes da aplicação dos valores de referência das curvas Brasil e Holanda à população brasileira, de acordo com o sexo.



O emprego da curva de referência holandesa população brasileira produz pouca modificação do estado nutricional das crianças e adolescentes estudados ao longo de todo o espectro etário. No total, 20 (0,6%) dos indivíduos do sexo masculino tiveram seu estado nutricional modificado pela mudança da curva brasileira pela curva holandesa. No caso do sexo feminino, o impacto geral é virtualmente inexistente. No total, 2 (0,1%) dos indivíduos do sexo feminino foram afetados pelo emprego da curva holandesa em substituição à brasileira.

As médias das diferenças (com o respectivo desvio-padrão), ao longo das idades, decorrentes do emprego das curvas norte-americana e holandesa em substituição à curva brasileira podem ser vistas na tabela 1.

Tabela 1 – Diferença entre os escores da classificação nutricional da população brasileira obtidos a partir das curvas brasileira (Z_{Br}), norte-americana (Z_{EUA}) e holandesa (Z_{HL}), segundo idade e sexo.

Idade (ano)	Masculino		Feminino	
	$Z_{Br} - Z_{EUA}$ Média (dp)	$Z_{Br} - Z_{HL}$ Média (dp)	$Z_{Br} - Z_{EUA}$ Média (dp)	$Z_{Br} - Z_{HL}$ Média (dp)
2 – 4	-0,23 (0,20)	-0,33 (0,19)	-0,17 (0,21)	-0,23 (0,16)
5 – 6	0,04 (0,26)	-0,27 (0,21)	0,07 (0,31)	-0,17 (0,10)
7 – 8	0,25 (0,23)	-0,18 (0,19)	0,26 (0,16)	-0,01 (0,09)
9 – 11	0,39 (0,18)	-0,06 (0,19)	0,34 (0,14)	-0,02 (0,09)
12 – 14	0,47 (0,14)	-0,02 (0,17)	0,04 (0,17)	-0,25 (0,12)
15 – 17	0,50 (0,17)	-0,01 (0,12)	-0,11 (0,17)	-0,41 (0,09)
18 - 19	0,54 (0,19)	-0,02 (0,12)	0,05 (0,19)	-0,26 (0,17)
2 – 19	0,24 (0,35)	-0,13 (0,22)	0,03 (0,26)	-0,21 (0,18)

A igualdade no desempenho das curvas analisadas implicaria em diferenças iguais a zero ao longo das faixas etárias. Os desvios médios da diferença entre os escores Z de cada curva - informados pelos desvios-padrão - são inferiores a 0,33 (metade da largura do canal de crescimento). Os valores dos desvios-padrão, em si mesmos, evidenciam risco diminuto de alterar a classificação do estado nutricional em função do uso de curvas estrangeiras. No caso do sexo masculino, no entanto, o risco de modificação no estado

nutricional decorrente do emprego da curva EUA, tomando-se por base a curva de referência brasileira, mostra-se elevado em função dos valores médios das diferenças, em várias faixas etárias superiores a 0,33.

Uma vez observado o impacto da aplicação de referências externas à população brasileira na descrição do estado nutricional, resta ainda verificar se o mesmo ocorre na classificação de problemas nutricionais. A tabela 2 ilustra as variações no cálculo da prevalência do sobrepeso segundo valores críticos de quatro critérios distintos (3 estrangeiros e o brasileiro) quando aplicados ao último grande inquérito de porte seminacional disponível para crianças e adolescentes.

Tabela 2 – Prevalência do excesso de peso ($IMC = 25 \text{ kg/m}^2$) resultante da aplicação de padrões externos à população brasileira (PPV/DHS), segundo sexo e faixa etária.

Idade (ano)	Masculino				Feminino			
	EUA	HL	IOTF	BR	EUA	HL	IOTF	BR
2 – 4	33,1	13,9	9,2	6,8	23,8	12,7	12,9	11,9
5 – 6	37,3	26,2	19,3	19,0	28,5	20,6	19,8	23,2
7 – 8	33,5	27,6	20,0	21,3	19,3	14,5	13,6	17,6
9 – 11	23,8	21,5	13,1	16,1	21,1	19,3	18,8	23,7
12 – 14	19,7	18,7	9,5	13,4	18,7	17,1	13,3	17,3
15 – 17	20,4	19,5	11,9	16,7	18,0	15,9	11,1	11,9
18 – 19	14,1	14,1	9,7	13,7	18,5	18,9	16,0	16,0
2 – 19	26,1	19,1	12,2	14,0	21,2	16,4	14,6	16,5

A análise empírica apresenta duas tendências principais: a magnitude das distorções classificatórias entre as diferentes curvas de referência tende a ser maior nas idades mais jovens e essas distorções são mais acentuadas no sexo masculino. No caso do sexo masculino, em média, a curva norte-americana supera em 1,86 vez os valores do excesso de peso medidos pela curva brasileira; a curva holandesa supera em 1,36 o diagnóstico da curva nacional e a curva IOTF alcança 0,87 dos valores obtidos pela curva brasileira. No caso do sexo feminino as diferenças são de menor magnitude 1,28, 0,99 e 0,88 respectivamente.

Os valores atuais da prevalência do excesso de peso, superiores àqueles medidos na curva de referência - 15,3% no sexo feminino e 9,3% no sexo masculino - contribuíram para reduzir as discrepâncias classificatórias observadas na análise empírica das curvas, sobretudo na faixa entre 9 e 17 anos.

Discussão

A comparação do desempenho de diversas curvas de referência do IMC para idade aqui realizada apresentou duas vertentes: a análise direta entre os escores atribuídos aos indivíduos por cada curva de referência e a classificação do estado nutricional do indivíduo, ação para a qual foram aplicados, em cada curva, os valores críticos que retroagem a partir do valor comum utilizado para classificação do estado nutricional em adultos.

A primeira análise envolve a decisão sobre qual curva de referência deve ser selecionada para emprego nas atividades de avaliação nutricional *latu sensu*, envolvendo as áreas clínica e epidemiológica. A segunda questão envolve o impacto da curva de referência selecionada sobre a separação entre indivíduos saudáveis e aqueles sob risco, aqui representados pela definição do sobrepeso.

A avaliação continuada do estado nutricional do indivíduo segundo o IMC permitirá o acompanhamento de sua trajetória ao longo de suas diferentes idades. Essa atividade, tipicamente clínica, requer que o referencial utilizado para classificação do estado nutricional reproduza as condições gerais desejáveis da evolução daquele índice naquela população. Os resultados observados na primeira parte da análise empreendida evidenciam que o emprego de curvas estrangeiras distorce, parcialmente, essa referência na população brasileira.

Embora mais adequado para emprego em estudos longitudinais, o conceito de canalização do crescimento é relevante para demonstrar, entre as idades, a estabilidade da curva de referência adotada. A curva holandesa de referência para o IMC, quando comparada à brasileira, não alterou de modo expressivo a localização das crianças e adolescentes brasileiros em seus respectivos canais de crescimento. A mesma análise quando realizada com a curva norte-americana apontou que no caso do sexo masculino, a partir

dos 8 anos de idade, sistematicamente o estado nutricional da população analisada é subestimado pela referência estrangeira quando comparado àquele informado pela curva brasileira. Adicionalmente, essa flutuação implica na mudança do estado nutricional, descrito segundo o canal de crescimento, de parcela expressiva dos indivíduos analisados, em especial mulheres de menor idade e homens de maior idade no interior do espectro etário observado. Numa palavra, clinicamente as curvas brasileira e norte-americana informam coisas distintas.

O dado significativo que emerge da análise realizada aponta para a associação entre menores valores de escores nutricionais e maiores valores de prevalência de sobrepeso observados no desempenho da curva norte-americana quando comparada ao desempenho da curva brasileira. O desempenho da curva de referência holandesa, quando comparada à brasileira, revela diferenças menores e acentuadamente localizadas no sexo masculino.

Assumindo-se que a curva brasileira apresente de modo aceitável a distribuição do IMC na população brasileira saudável, o resultado do emprego das outras referências à população brasileira mostra-se preocupante pelo potencial de distorção que introduz na descrição e classificação do estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros. O perfil desse impacto é indesejável, especialmente em avaliações de rotina e seqüenciais, típicas da atividade clínica.

Conclusão

A análise aqui conduzida aponta que o emprego de curvas de origem estrangeira na população brasileira pode introduzir distorções tanto na descrição em geral do estado nutricional (posição relativa do indivíduo frente à curva de referência) quanto na separação entre indivíduos saudáveis e não-saudáveis.

Quando da classificação do estado nutricional com objetivos tipicamente clínicos, o emprego da curva brasileira como referência parece a melhor solução. Em estudos com objetivos epidemiológicos, especialmente quando comparações internacionais se fizerem necessárias ou desejáveis, a adição da análise do estado nutricional segundo curva internacional é naturalmente requerida. No entanto, mesmo nesta situação, há que se ter cautela na interpretação dos resultados e na condução da comparação.

Bibliografia

Boersma B e Wit JM. Catch-up Growth. **Endocrine Reviews** 1997; 18(5): 646–661

BEMFAM. **Brasil – Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde: 1996.**
Rio de Janeiro, 1997

Cole TJ, Freeman JV, Preece MA. Body mass index reference curves for the UK, 1990. **Arch Dis Child** 1995; 73: 25-9

Cole TJ e Roede MJ. Centiles of body mass index for Dutch children aged 0-20 years in 1980 - a baseline to assess recent trends in obesity. **Annals of Human Biology** 1999; 26(4): 303-308.

Cole TJ, Bellizzi MC, Flegal KM, Dietz WH. Establishing a standard definition for child overweight and obesity worldwide: international survey. **British Medical Journal** 2000; 320:1-6

Deurenberg P, Yap M e van Staveren WA. Body mass index and percent body fat: a meta analysis among different ethnic groups. **International Journal of Obesity** 1998; 22: 1164-71.

Deurenberg P, Yap MD, Foo LF, Schmidt G e Wang J. Differences in body composition between Singapore Chinese, Beijing Chinese and Dutch children. **European Journal of Clinical Nutrition** 2003; 57: 405-09.

Ebbeling CB, Pawlak DB, Ludwig DS. Childhood obesity: public-health crisis, common sense cure. **Lancet** 2002; 360:473-482.

Flegal KM. The Obesity Epidemic in Children and Adults: current evidences and research issues. **Medicine & Science in Sports & Exercise** 1999; 31 (11 suppl) p. S509-14.

Guillaume M. Defining obesity in childhood: current practice. **American Journal of Clinical Nutritional** 1999; 70(suppl):126S-30S.

Hammer LD, Kraemer HC, Wilson DM, Ritter PL, Dornbusch SM. Standardized percentile curves of body mass index for children and adolescents. **Am J Dis Child** 1991; 145: 259-63

He Q, Albertsson-Wikland K e Karlberg J. Population-based body mass index reference values from Göteborg, Sweden: birth to 18 years of age. **Acta Paediatr** 2000; 89: 582-92.

Hermanussen M, Largo RH e Molinari L. Canalisation in human growth: a widely accepted concept reconsidered. **European Journal of Pediatrics** 2001; 160:163-67.

Hosseini M, Carpenter RG e Mohammad K. Body Mass Index reference curves for Iran. **Annals of Human Biology** 1999; 26(6): 527-535.

Huang Y-C. Body Mass Index Reference for Taiwanese Children and Adolescents. **J Med Sci** 2002; 22(5):221-26.

IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) / UNICEF (United Nations Children's Fund). **Perfil Estatístico de Crianças e Mães no Brasil: Aspectos de Saúde e Nutrição de Crianças no Brasil**. Rio de Janeiro: IBGE; 1992.

IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). **Pesquisa sobre Padrões de Vida 1996 – 1997**. Rio de Janeiro: IBGE; 1998.

Kuczumarski RJ et al. 2000 CDC Growth Charts for the United States: Methods and Development. **Vital and Health Statistics** 2002; Series 11(246)

Lin LI. A concordance correlation coefficient to evaluate reproducibility. **Biometrics** 1989; 45(1): 255-68.

Leung SSF, Cole TJ, Tse LY, Lau JTF. Body mass index reference curves for Chinese children. **Annals of Human Biology** 1998; 25: 169-74.

Ong KKL, Ahmed ML, Emmett PM, Preece MA, Dunger DB and the Avon Longitudinal Study of Pregnancy and Childhood Study Team. Association between postnatal catch-up growth and obesity in childhood: prospective cohort study. **British Medical Journal** 2000; 2000;320:967–71

Reilly JJ e Dorosty A. Epidemic of obesity in UK children. **Lancet** 1999; 354: 1874-75.

Rolland-Cachera MF, Sempe M, Guilloud-Bataille M, Patois E, Pequignot-Guggenbuhl F, Fautrad V. Adiposity indices in children. **Am J Clin Nutr** 1982; 36: 178-84

Wells JCK, Coward WA, Cole TJ and Davies PSW. The contribution of fat and fat-free tissue to body mass index in contemporary children and the reference child. **International Journal of Obesity** 2002; 26: 1323–1328

A mudança secular do estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros, 1975 - 1997.

Introdução

O estudo das modificações de longo prazo do crescimento físico, denominado mudança secular por alguns e mais amplamente de tendência secular do crescimento, compreende a mensuração e a análise do processo de mudança do estado nutricional por que passa um país ou região.

O intenso processo de modificação das bases materiais da existência humana e das condições de organização e estruturação de diferentes estados e sociedades, característica do século XX, encaminhou os estudos que buscam descrever e interpretar estas modificações para o uso do conceito de *transição*. Esse conceito é útil na organização da análise e na interpretação dos dados das diferentes etapas dos processos de modificação do perfil tradicional das sociedades. Na, assim denominada, transição demográfica os elementos característicos e estruturadores da análise das modificações são as taxas de fertilidade e mortalidade. No caso da transição epidemiológica os elementos característicos são os coeficientes de doenças infecciosas e doenças crônicas.

O conceito de *transição nutricional* busca dar conta da análise das intensas modificações ocorridas no campo da epidemiologia nutricional. Seus elementos característicos são as modificações do padrão alimentar e do perfil nutricional das sociedades. A descrição das etapas da transição nutricional e a articulação entre cada uma delas e os perfis demográfico e epidemiológico podem ser encontradas em Popkin 2001.

A composição corporal é determinada em parte geneticamente e em parte ambientalmente. Em estudos de epidemiologia genética busca-se determinar aquela influência sobre a composição corporal que é herdada (aditiva e não aditivamente) e aquela que é compartilhada. A exata mensuração das características herdadas e compartilhadas e mesmo a interpretação dos diversos resultados já obtidos no estudo desta questão são temas bastante controversos. Estimativas obtidas em estudos bem delineados indicam que a influência genética na composição corporal dos adolescentes, medida segundo coeficiente de correlação, varia entre 0,67 e 0,93 (Jacobson e Rowe 1998). Outros estudos, envolvendo a transmissão intergeracional da gordura corporal total, indicam que a fração genotípica da transmissão é responsável por, no máximo, 25% da variabilidade observada no processo (Bouchard Després e Mauriége 1993).

O aspecto ambiental da determinação da composição corporal, de maior relevância para os estudos de epidemiologia nutricional, envolve a definição teórica e operacional do estado nutricional. Tradicionalmente o estado

nutricional, desde o ponto de vista operacional, é definido por comparação com determinada população de referência – representação empírica do estado nutricional desejável teoricamente – e os valores críticos para classificação do estado nutricional em geral são definidos estatisticamente.

A Organização Mundial da Saúde (OMS), incorporando definição proposta por Garrow em 1988, define obesidade como o acúmulo excessivo ou anormal de gordura sob a forma de tecido adiposo a ponto de causar prejuízos à saúde do indivíduo (WHO 2000). A operacionalização deste conceito entre crianças e adolescentes tem sido submetida a debate quanto à seleção da população de referência e, ainda, da escolha dos valores críticos a serem empregados na classificação do estado nutricional. Recentemente, grupo constituído pela *International Obesity Task Force* (IOTF) apresentou proposta para responder aos dois aspectos: elaborou distribuição de referência baseada em amostra multinacional e propôs a adoção de valores críticos para classificação do estado nutricional de crianças e adolescentes equivalentes àqueles valores empregados para classificar o estado nutricional de adultos (Cole et al 2000). Embora haja boa concordância geral entre a nova classificação e aquela proposta originalmente pela OMS, notam-se discrepâncias acentuadas na classificação de crianças de menor idade (Wang e Wang 2002; Kain, Uauy, Vio e Abdala 2002). Uma vez que a referência internacional baseia seu sistema classificatório nos valores adotados para classificar estado nutricional de adultos, a prevalência destes valores na amostra multinacional

aos 18 anos – idade final selecionada para maximizar o uso dos dados – passou a ter repercussões preocupantes nas análises de amostras nacionais, tanto ao longo do espectro etário, quanto na diferença entre os sexos (Chinn e Ronna 2002). Alguns autores, em função da diferença de associação observada entre IMC e gordura corporal, recomendam que, para propósito de triagem, deve-se utilizar valores de referência extraídos da própria população (Fu et al 2003).

As questões envolvendo a definição operacional refletem, por um lado, a pluralidade de definições operacionais atualmente disponíveis e, por outro, a dificuldade em fazer comparações epidemiológicas entre países, regiões ou estudos em geral.

Em termos gerais e no interior do quadro da transição nutricional, a evolução do estado nutricional de crianças e adolescentes ao longo das últimas décadas se caracteriza pelo declínio do déficit nutricional tanto em plano mundial (de Onis, Frongillo e Blössner 2000; Frongillo, de Onis e Hanson 1997) quanto nacional (Monteiro, Conde e Popkin 2002) e pelo incremento na prevalência do sobrepeso e/ou obesidade também globalmente (Ebbeling, Pawlak e Ludwig 2002) e nacionalmente (Monteiro, Conde e Popkin 2002, Batista-Filho e Rissim 2003). O ritmo e as peculiaridades observados entre países com diferentes formações socioeconômicas e étnicas advertem, no entanto, para a complexidade do tema e para a necessidade de tratamentos conceitual e operacional mais refinados para

diagnóstico e descrição das tendências observadas (Wang, Monteiro e Popkin 2002).

O presente trabalho tem por objetivo classificar o estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros segundo curva de referência nacional e descrever a mudança secular observada ao longo das três últimas décadas do século passado.

Metodologia

Foram utilizados, neste trabalho, quatro conjuntos distintos de dados provenientes de inquéritos nacionais realizados nas três últimas décadas. Os dados foram selecionados no intervalo etário de 2 a 19 anos. O primeiro deles é originário do Estudo Nacional de Despesa Familiar (ENDEF), realizado entre 1974 e 1975 nas cinco regiões brasileiras (*Fundação IBGE* 1983). O segundo conjunto de dados utilizado é proveniente da Pesquisa Nacional de Saúde e Nutrição (PNSN) realizada de junho a setembro de 1989 nas cinco regiões brasileiras (IBGE 1992). O terceiro conjunto de dados é originário da Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde (PNDS) realizada entre famílias com crianças menores de cinco anos no período de fevereiro a julho de 1996 com cobertura nacional (BEMFAM 1997); o quarto e último conjunto de dados é originário da Pesquisa de Padrões de Vida (PPV) realizada nas regiões Nordeste e Sudeste entre fevereiro de 1996 e março de 1997 (IBGE 1998), as quais perfaziam aproximadamente 71% da

população nacional (IBGE 1998, *consulta ao site*). As duas últimas pesquisas foram agrupadas para fornecer o terceiro momento da análise: a PNDS forneceu os dados para a faixa etária entre 2 e 4 anos e a PPV forneceu os dados para a faixa entre 5 e 19 anos. Para compatibilidade entre os dados dos diferentes inquéritos em todos eles foram selecionados os dados das regiões Nordeste (mais pobre) e Sudeste (mais rica).

Quadro 1. Número de indivíduos selecionados em cada inquérito, segundo região e sexo.

<i>Inquérito</i>	<i>Ano</i>	<i>Nordeste</i>		<i>Sudeste</i>		<i>Total</i>
		<i>Masculino</i>	<i>Feminino</i>	<i>Masculino</i>	<i>Feminino</i>	
ENDEF	1974/75	19.311	19.539	20.849	21.054	80.753
PNSN	1989	3.346	3.211	2.696	2.307	11.560
PNDS / PPV	1996/97	2.027	1.952	1.479	1.444	6.902

Todas as pesquisas foram realizadas pelo (ou com a participação do) Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). De modo genérico, as quatro pesquisas apresentam delineamentos amostrais semelhantes. As amostras são probabilísticas e se caracterizam, quanto ao delineamento, pelos processos de estratificação e conglomeração. O procedimento de seleção básico é constituído por duas etapas: a seleção dos setores (Unidades Primárias da Amostra) e, no interior destes, a seleção dos domicílios (Unidades Secundárias da Amostra). As UPA's utilizadas são aquelas definidas no censo populacional imediatamente anterior à pesquisa.

A seguir, as UPA's são agrupadas no interior das áreas urbana e rural de cada estado da federação.

Em cada conjunto de dados, foram selecionadas as variáveis sexo, idade (expressa em mês), altura (em cm) e peso (em kg). O IMC foi calculado dividindo-se o peso (kg) pelo quadrado da altura (m).

A análise da mudança secular do estado nutricional de menores de 20 anos no Brasil tomou por base a medida do IMC e foi realizada em duas etapas, a primeira voltada para a análise da evolução do estado nutricional e a segunda voltada para análise da modificação da distribuição do IMC.

Na primeira etapa cada indivíduo foi classificado em baixo peso, normal, sobrepeso ou obeso, conforme seus valores de IMC, idade e sexo. O estado nutricional foi classificado segundo a curva brasileira do IMC para idade (Conde e Monteiro *no prelo*). Os valores críticos utilizados para a definição do baixo peso, excesso de peso e obesidade foram aqueles valores do IMC equivalentes, aos vinte anos, a 17,5 , 25 e 30 kg/m², respectivamente. Estes valores foram derivados dos valores da curva brasileira de referência.

Na segunda etapa utilizou-se o gráfico “**média versus diferença**” [M_d] (Cleveland *apud* Troiano e Flegal 1998) para avaliar a mudança na distribuição do IMC. Para esta análise, o conjunto de indivíduos foi dividido em intervalos etários anuais (2 a 2,9; 3 a 3,9; etc) segundo sexo e ano da

pesquisa. No interior de cada estrato etário foram criados dez intervalos baseados na distribuição dos valores do IMC. Em cada decil da distribuição, tomou-se como parâmetro a mediana do IMC. A mudança secular do IMC foi calculada como a diferença, entre os inquéritos, das medianas em cada decil da distribuição segundo idade e sexo. Os resultados serão apresentados graficamente pela plotagem das diferenças contra as médias dos valores do IMC em cada período, segundo idade e sexo.

Na análise das prevalências de baixo peso, excesso de peso e obesidade, calculou-se a taxa anual de incremento, por progressão geométrica em cada intervalo entre as pesquisas. Todas as análises foram ponderadas segundo o peso amostral contido em cada inquérito.

Foram excluídos de todos os procedimentos analíticos aqueles dados que apresentaram valores de escore Z do IMC superiores a +4 ou inferiores a -4. O cálculo das prevalências, erros-padrão e intervalos de confiança (95%) segundo grupos etários e para o total foram realizados utilizando-se a família de comandos `svy` do software Stata (v. 6), a qual leva em conta a estrutura do delineamento amostral em cada pesquisa.

Resultados

No processo de exclusão de dados por apresentarem valores padronizados do IMC (escore Z) considerados improváveis foram excluídos no ENDEF 229 casos (0,3%); na PNSN foram excluídos 15 casos (0,1%) e no conjunto PNDS/PPV foram excluídos 22 casos (0,3%).

As tabelas 1, 2 e 3 apresentam os valores das prevalências de baixo peso, excesso de peso e obesidade, respectivamente, nos três inquéritos decompostos por faixa etária e sexo.

A prevalência do baixo peso entre menores de 20 anos, que havia declinado de forma expressiva no primeiro período analisado, volta a crescer no segundo período. Entre o primeiro e o último inquéritos analisados, no entanto, há tendência geral de queda na prevalência do baixo peso.

Levando-se em conta os intervalos de confiança (95%) inferior e superior dos valores inferidos para o baixo peso, as diferenças de prevalência observadas entre os inquéritos de 1989 e 1996/97 não são significantes estatisticamente seja ao longo dos intervalos etários analisados seja no resultado total dos inquéritos, em ambos os sexos.

Tabela 1. Mudança secular da prevalência (erro-padrão) do baixo peso entre crianças e adolescentes brasileiros segundo idade e sexo. Brasil 1975 – 1997.

Idade (ano)	Masculino			Feminino		
	1974/75	1989	1996/97	1974/75	1989	1996/97
2 – 4	5,8 (0,3)	2,8 (0,8)*	2,7 (0,7)	9,6 (0,4)	3,3 (0,7)*	6,5 (1,1)
5 – 6	6,0 (0,4)	2,3 (0,8)*	6,6 (0,2)	10,4 (0,5)	4,6 (1,1)*	6,1 (1,7)
7 – 8	4,0 (0,3)	1,2 (0,5)*	2,1 (1,1)	7,6 (0,6)	3,2 (0,8)*	4,9 (1,7)
9 – 11	3,0 (0,2)	1,3 (0,5)*	2,0 (0,7)	8,5 (0,4)	3,1 (0,6)*	4,4 (1,3)
12 – 14	4,6 (0,3)	1,2 (0,4)*	2,0 (0,7)	9,2 (0,6)	5,2 (0,9)*	5,7 (1,3)
15 – 17	4,5 (0,3)	2,2 (0,5)*	2,7 (1,0)	7,1 (0,4)	4,1 (0,8)*	4,6 (1,2)
18 – 19	8,5 (0,5)	4,9 (1,2)*	4,8 (1,5)	10,8 (0,5)	8,5 (2,2)	5,0 (1,5)
2 – 19	4,9 (0,2)	2,1 (0,3)*	3,0 (0,4)	8,9 (0,3)	4,2 (0,4)*	5,4 (0,5)

* estatisticamente diferente do inquérito anterior (IC_{95%})

A diferença das prevalências de baixo peso para o período de 1974/75 a 1996/97 mostrou-se significativa, estatisticamente, para o conjunto do espectro etário analisado, em ambos os sexos.

Tabela 2. Mudança secular da prevalência (erro-padrão) do excesso de peso entre crianças e adolescentes brasileiros segundo idade e sexo. Brasil 1975 – 1997.

Idade (ano)	Masculino			Feminino		
	1974/75	1989	1996/97	1974/75	1989	1996/97
2 – 4	9,6 (0,4)	6,3 (0,8)	6,8 (1,0)	13,2 (0,6)	14,1 (1,5)	11,9 (1,2)
5 – 6	6,4 (0,3)	6,3 (1,3)	19,0 (3,4)*	9,3 (0,6)	13,3 (1,7)	23,2 (3,0)*
7 – 8	5,5 (0,4)	7,1 (1,4)	21,3 (3,2)*	8,1 (0,6)	12,2 (2,0)	17,6 (3,0)
9 – 11	4,1 (0,4)	8,5 (1,2)	16,1 (2,1)*	6,8 (0,4)	14,2 (1,5)*	23,7 (2,8)*
12 – 14	3,1 (0,3)	9,0 (1,3)*	13,4 (1,9)	6,4 (0,3)	12,9 (1,4)*	17,3 (2,2)
15 – 17	3,4 (0,4)	6,3 (1,0)*	16,7 (2,2)*	7,0 (0,4)	9,2 (1,3)	11,9 (1,9)
18 – 19	3,3 (0,3)	6,2 (1,3)	13,7 (2,4)*	6,9 (0,5)	12,6 (2,1)	16,0 (2,9)
2 – 19	5,2 (0,2)	7,2 (0,5)*	14,0 (0,9)*	8,3 (0,3)	12,7 (0,7)*	16,5 (0,9)*

* estatisticamente diferente do inquérito anterior (IC_{95%})

A comparação entre as prevalências do excesso de peso mostrou mudança significativa estatisticamente nos dois períodos estudados em ambos os sexos. No sexo masculino, as maiores modificações ocorreram no período entre 1989 e 1997. No sexo feminino, apenas a faixa etária de nove a onze anos mostrou-se diferente estatisticamente entre os três inquéritos.

Tabela 3. Mudança secular da prevalência (erro-padrão) da obesidade entre crianças e adolescentes brasileiros segundo idade e sexo. Brasil 1975 – 1997.

Idade (ano)	Masculino			Feminino		
	1974/75	1989	1996/97	1974/75	1989	1996/97
2 – 4	1,5 (0,2)	0,6 (0,3)	0,9 (0,4)	3,2 (0,2)	2,4 (0,6)	3,6 (0,7)
5 – 6	0,8 (0,1)	1,0 (0,6)	6,3 (1,8)*	1,8 (0,2)	2,6 (0,8)	11,3 (2,4)*
7 – 8	0,5 (0,2)	0,7 (0,5)	6,4 (2,0)*	1,7 (0,2)	2,7 (0,9)	7,6 (2,0)
9 – 11	0,2 (0,1)	0,5 (0,3)	2,0 (0,8)*	1,0 (0,1)	3,3 (0,7)*	8,5 (1,8)*
12 – 14	0,1 (0,0)	0,7 (0,3)	0,8 (0,5)	0,4 (0,1)	2,3 (0,7)*	2,9 (0,9)
15 – 17	0,1 (0,1)	0,4 (0,2)	0,5 (0,4)	0,4 (0,1)	1,3 (0,6)	1,9 (0,7)
18 – 19	0,3 (0,3)	0,7 (0,6)	1,8 (1,0)	0,8 (0,1)	1,7 (0,9)	1,4 (0,7)
2 – 19	0,5 (0,1)	0,7 (0,2)	2,1 (0,3)*	1,3 (0,1)	2,4 (0,3)*	4,8 (0,5)*

* estatisticamente diferente do inquérito anterior (IC_{95%})

A prevalência da obesidade foi diferente, estatisticamente, nos três inquéritos no caso do sexo feminino. Para o sexo feminino, o período 1989 – 1996/97 é marcado por incrementos não significantes estatisticamente, entre maiores de doze anos, no último período estudado.

A tabela 4 apresenta os valores anualizados do incremento nas prevalências de baixo peso, excesso de peso e obesidade nos dois períodos analisados. Dessa forma, a comparação entre os períodos pode se realizada em bases comuns.

Tabela 4 – Taxa do incremento anual de baixo peso, excesso de peso e obesidade em dois períodos segundo sexo e idade. Crianças e adolescentes 2 a 19 anos, Brasil 1975 - 1997.

Idade (ano)	Baixo peso		Excesso de peso		Obesidade	
	1975 - 1989	1989 - 1997	1975 - 1989	1989 - 1997	1975 - 1989	1989 - 1997
Masculino						
2 – 4	0,950	0,998	0,972	1,011	0,942	1,054
5 – 6	0,937	1,149	0,999	1,159	1,014	1,280
7 – 8	0,922	1,077	1,018	1,157	1,028	1,335
9 – 11	0,944	1,061	1,051	1,089	1,052	1,195
12 – 14	0,913	1,070	1,078	1,054	1,149	1,010
15 – 17	0,951	1,029	1,042	1,139	1,109	1,022
18 – 19	0,963	0,999	1,046	1,110	1,064	1,142
2 – 19	0,940	1,055	1,029	1,103	1,051	1,148
Feminino						
2 – 4	0,929	1,095	1,005	0,978	0,982	1,054
5 – 6	0,945	1,039	1,025	1,077	1,026	1,218
7 – 8	0,943	1,056	1,028	1,051	1,035	1,146
9 – 11	0,932	1,049	1,052	1,071	1,088	1,134
12 – 14	0,961	1,014	1,050	1,039	1,133	1,027
15 – 17	0,963	1,015	1,019	1,035	1,090	1,041
18 - 19	0,984	0,932	1,042	1,033	1,058	0,970
2 – 19	0,951	1,029	1,031	1,040	1,059	1,086

As taxas de incremento em geral mostraram maiores valores no período 1975 – 1989 entre os maiores de 10 anos e no período 1989 – 1997 entre os menores de 10 anos. A obesidade mostra as maiores taxas de incremento no segundo período. O baixo peso, que no primeiro período mostrou tendência de queda apresentou tendência de crescimento no segundo período, acompanhando a tendência observada nos casos do excesso de peso e da obesidade.

A mudança secular da distribuição intra-etária do IMC, em cada período, está detalhada no conjunto de gráficos das figuras 1 a 4. No eixo das ordenadas está a diferença entre os valores nos dois períodos contra a média do par destes valores, no eixo das abscissas.

A mudança observada na distribuição do IMC do sexo masculino no período 74/75 a 89 apresenta, basicamente, três períodos característicos: na faixa etária de 2 a 8 anos, as características da distribuição do primeiro inquérito praticamente não foram alteradas, com as diferenças oscilando em torno da linha de igualdade; na faixa etária de 9 a 14 anos há, além de tendência positiva em geral, incremento maior entre os valores mais altos da distribuição do IMC; na faixa etária de 15 a 19 anos mantém-se o desvio positivo ao longo de toda a distribuição do IMC, mas sem a característica de crescimento acentuado dos maiores valores, observada no grupo etário anterior.

No período 89 a 97, a distribuição do IMC no sexo masculino apresenta forte modificação das características iniciais do período. À exceção das idades mais jovens (abaixo de cinco anos) a característica do período é o deslocamento positivo da distribuição com aumento expressivo entre aqueles indivíduos com maiores valores de IMC no período. Essa tendência de aumento cobre a maior parte do espectro etário analisado (de 6 a 19 anos) e, em diversas faixas de idade, manifesta-se mesmo entre os indivíduos com menores valores de IMC.

No período entre 74/75 e 89, a distribuição do IMC no sexo feminino apresentou maiores valores de IMC no segundo inquérito em relação ao primeiro. Tal expansão não se mostrou uniforme ao longo do período, com movimentos de expansão e contenção ao longo do espectro etário. Por exemplo, entre 9 e 11 anos há aumento expressivo entre os indivíduos situados na parte superior da distribuição, para em seguida (12 e 13 anos) reduzir-se o ganho entre os indivíduos mais pesados.

A mudança da distribuição do IMC no período 89 – 97, no sexo feminino, caracterizou-se, inicialmente, por incrementos negativos entre os menores de cinco anos; de 5 a 11 anos a característica preponderante é a combinação entre aumento generalizado com maior intensidade entre os indivíduos mais pesados. A partir de 14 anos, a tendência é de manutenção dos valores de IMC do momento inicial do período, indicado pelas flutuações

observadas ao longo das idades em torno da linha que indica ausência de modificação.

A trajetória geral da mudança secular observada no sexo masculino mostra que houve deslocamento à direita da distribuição tanto no período 75 – 89 (0,03 kg/m² ao ano no quinto decil, em média) quanto no período 89 – 97 (0,04 kg/m² ao ano no quinto decil).

No caso do sexo feminino, a mesma trajetória indica que houve deslocamentos expressivos na distribuição do IMC em certas idades no período 75 - 89, em média o incremento foi de 0,04 kg/m² ao ano no quinto decil. No período 89 - 97, a distribuição feminina do IMC apresentou recuo em vários pontos ao longo do espectro etário; em média o incremento foi de 0,01 kg/m² ao ano no quinto decil neste período.

Por qualquer cálculo que se queira expressar (média geral dos decis, média dos decis 4, 5 e 6), a tendência dos resultados no último período analisado não se modifica: no caso do sexo masculino, os valores do segundo período são superiores aos do primeiro período. No caso do sexo feminino, os valores do segundo inquérito são majoritariamente inferiores àqueles valores do primeiro inquérito.

Figura 1. Gráficos M-d da mudança da distribuição do IMC no período 1974/75 – 1989 segundo idade. Sexo masculino.

Mudança secular Brasil 75 - 89, sexo masculino

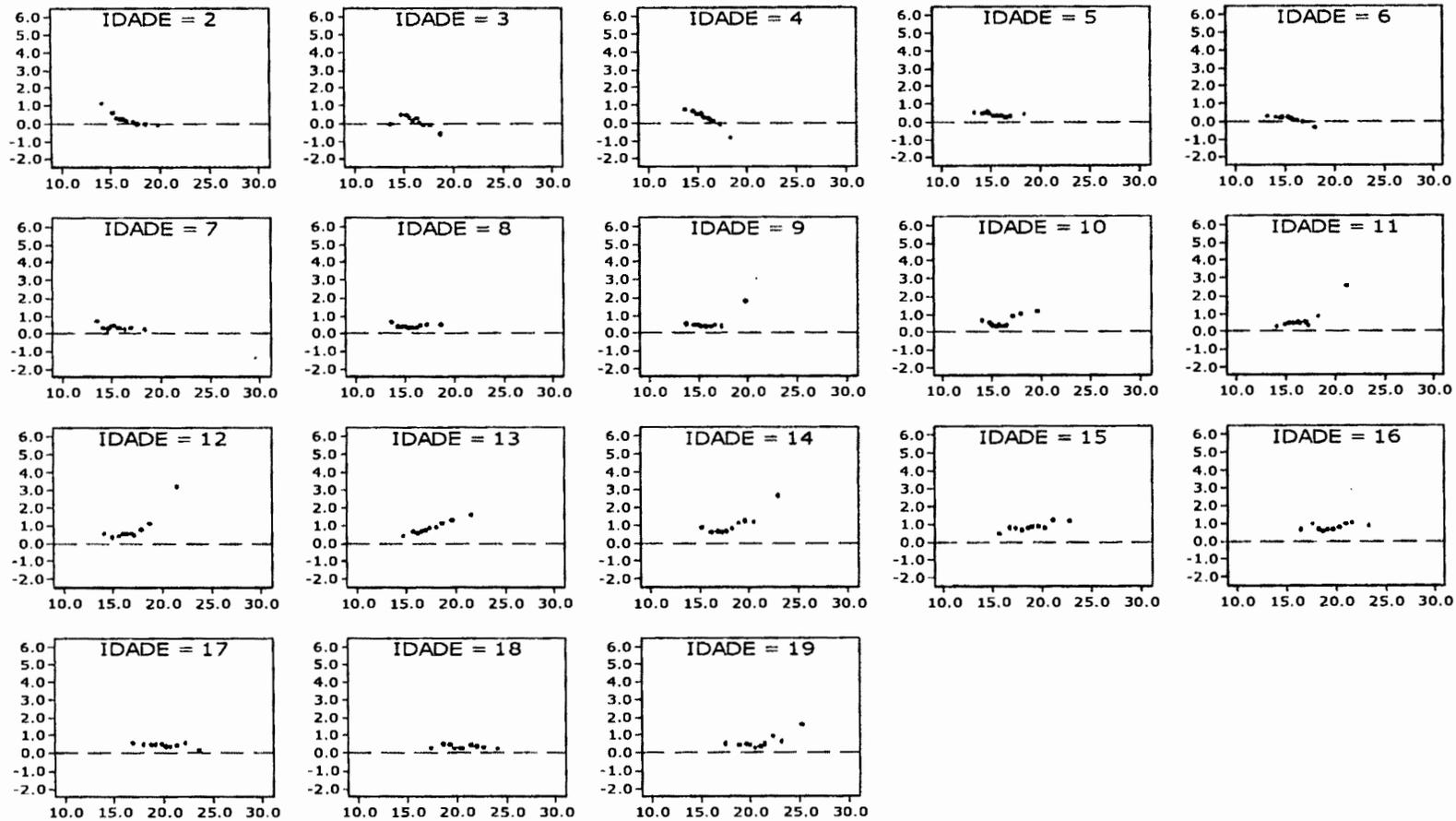


Figura 2. Gráficos M-d da mudança da distribuição do IMC no período 1989 – 1996/97 segundo idade. Sexo masculino.

Mudança secular do IMC - sexo masculino, Brasil 89 - 97

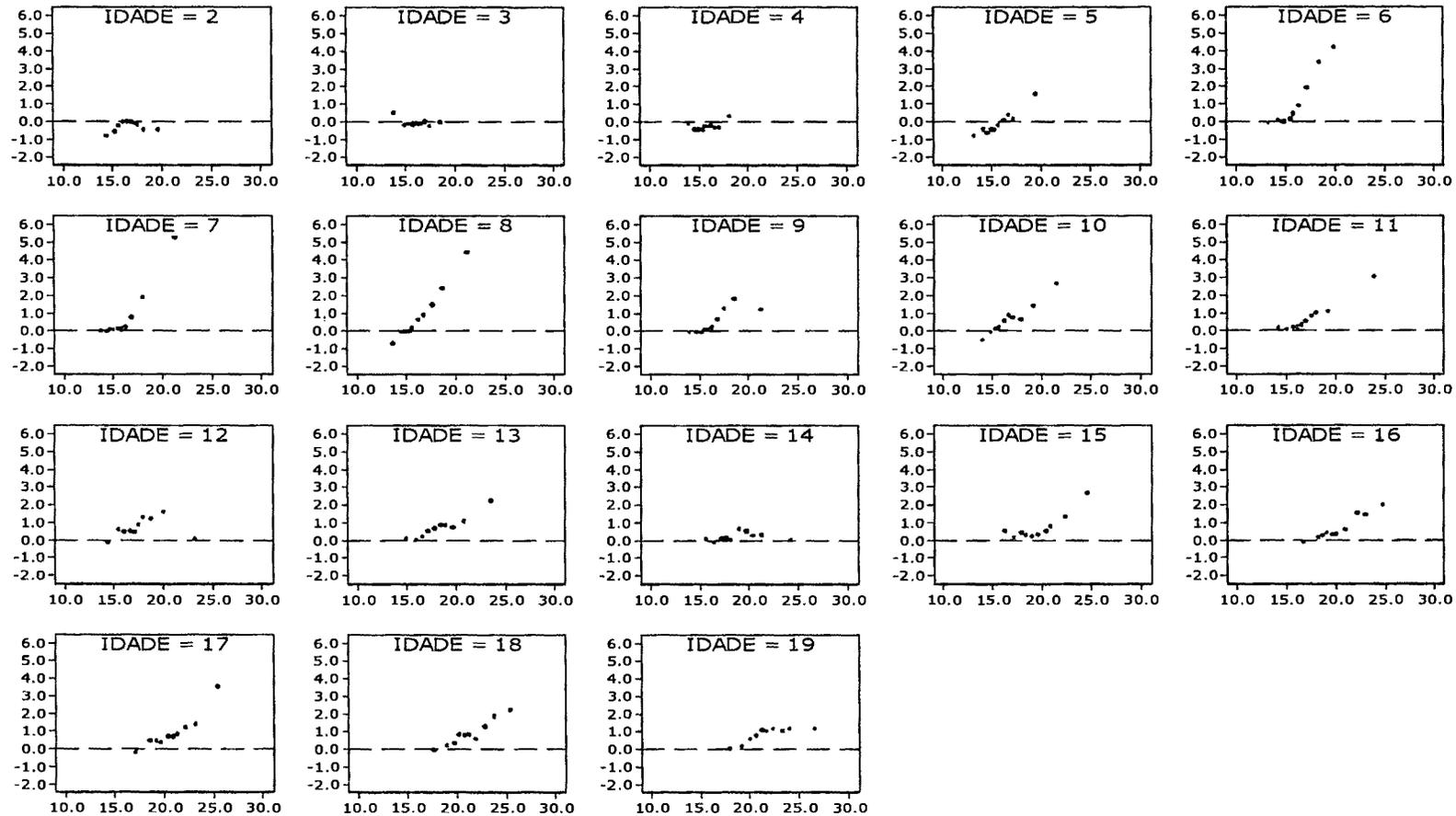


Figura 3. Gráficos M-d da mudança da distribuição do IMC no período 1974/75 – 1989 segundo idade. Sexo feminino.

Mudança secular Brasil 75 - 89, sexo feminino

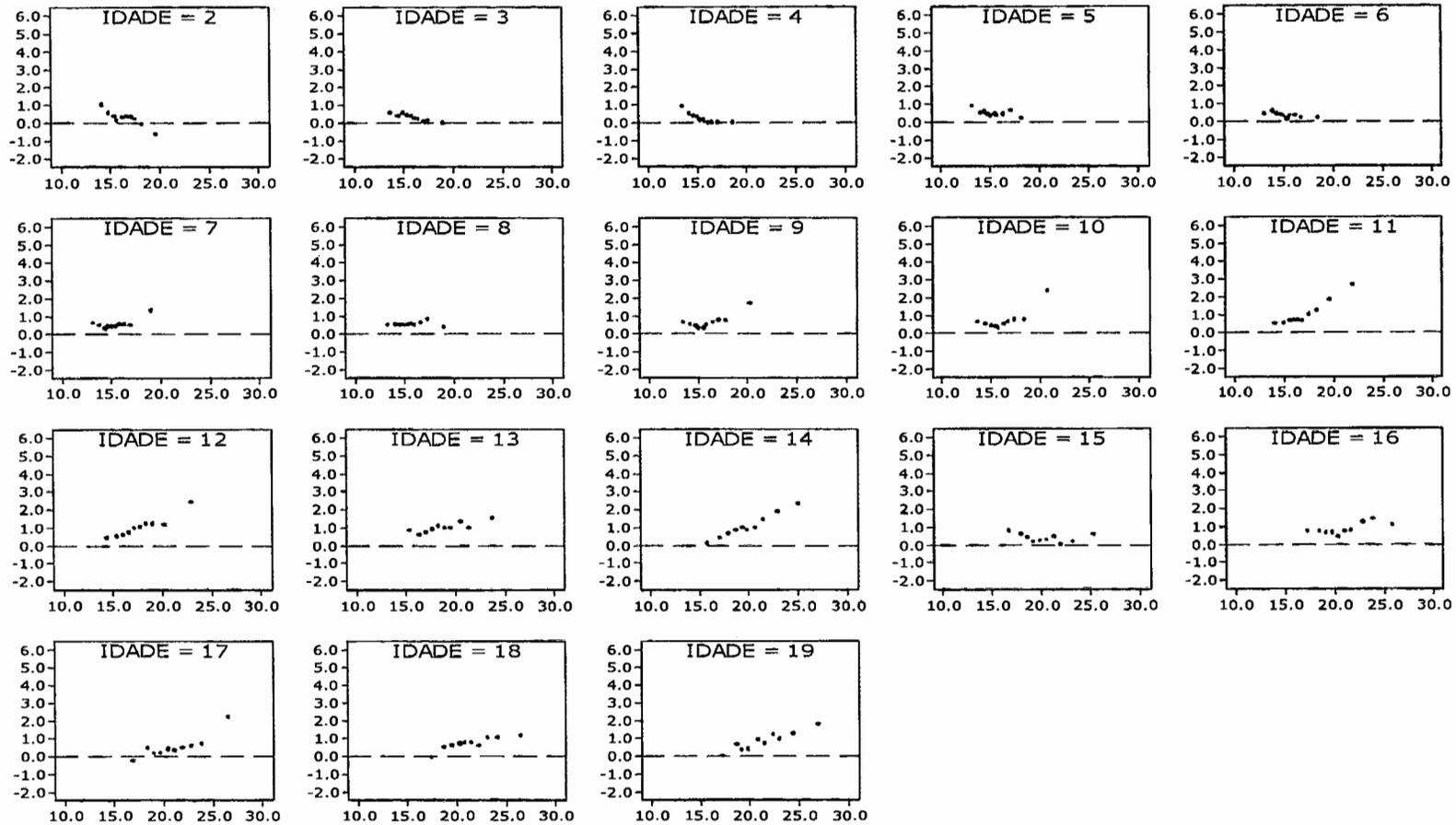
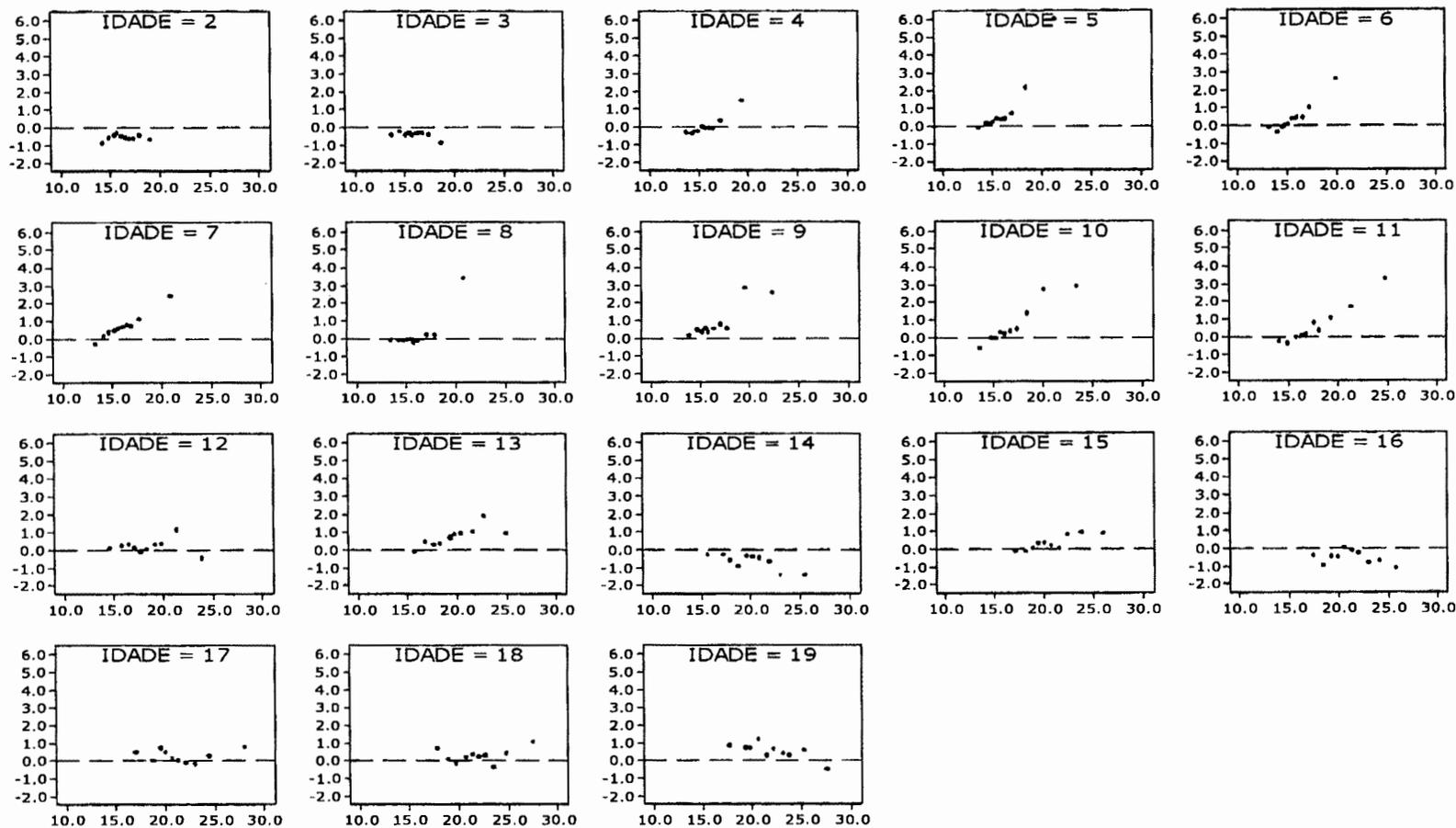


Figura 4. Gráficos M-d da mudança da distribuição do IMC no período 1989 – 1996/97 segundo idade. Sexo feminino.

Mudança secular do IMC - sexo feminino, Brasil 89 - 97



Discussão

O estudo aqui apresentado oferece a análise, a um só tempo, da mudança secular do estado nutricional baseado na distribuição do IMC de crianças e adolescentes brasileiros ao longo de três décadas. Esse quadro panorâmico, pelos espectros temporal e etário cobertos, propicia a apreciação geral do estado nutricional de crianças e adolescentes, da medida da prevalência de condições nutricionais relacionadas a doenças infecciosas e crônico-degenerativas na idade adulta e, ainda, o ritmo em que se estão processando as mudanças nesta direção.

Tanto quanto sabemos, este é o primeiro trabalho a analisar a evolução do estado nutricional de crianças e adolescentes baseado em índice e população de referência únicos ao longo de toda a descrição e classificação.

A evolução do estado nutricional de menores de 20 anos no Brasil durante as últimas três décadas apresentou alguns aspectos marcantes: a queda, seguida de estabilização, do baixo peso; o aumento contínuo do sobrepeso e obesidade; a não-linearidade destes fenômenos ao longo do espectro etário e do tempo.

A tendência de aumento das prevalências de sobrepeso e obesidade observada no Brasil ao longo das três últimas décadas entre menores de 20 anos é parte, de fato, de fenômeno mais abrangente e disperso tanto em

países desenvolvidos quanto naqueles em desenvolvimento. Tal característica do fenômeno tem levado à sua denominação como epidemia da obesidade. Embora o termo epidemia derive da área de doenças infecciosas, tem sido usado na descrição do quadro atual da obesidade em função das características de dispersão e velocidade do fenômeno (Flegal 1999). Trabalhos recentes vêm indicando que tanto em países desenvolvidos quanto em países em desenvolvimento a prevalência do excesso de peso vem ganhando proporções epidêmicas (Wang 2001; Ebbeling, Pawlak e Ludwig 2002; Troiano e Flegal 1998; Reilly 1999). No Canadá, por exemplo, o IMC de crianças e adolescentes expandiu-se em média $0,1 \text{ kg/m}^2$ ao ano nas duas últimas décadas do século passado (Tremblay e Willms 2000).

Na análise da mudança na distribuição do IMC dois fenômenos, aqui expressos segundo a técnica analítica empregada, constituiriam indícios preocupantes: resultados sistematicamente positivos para a diferença no interior dos períodos analisados e incrementos maiores entre os decis superiores da distribuição. Os resultados indicaram que estes fenômenos estão presentes apenas em certas partes do espectro etário e não se mostraram uniformes entre os períodos analisados ou, ainda, entre os sexos. No último período, em muitos casos, a distribuição de 1989 se mostrou superior àquela de 1996/97 especialmente no caso do sexo feminino. Esse resultado parece alinhar-se com fenômeno já observado

entre mulheres adultas brasileiras, neste caso sob influência socioeconômica (Monteiro et al 2000).

A análise da evolução baseada nos decis da distribuição do IMC oferece a oportunidade de apreciar a mudança do estado nutricional independente dos pressupostos usuais quando do uso de valores de referência para classificação do estado nutricional e, por isso, fornece uma visão direta do processo de mudança secular. Os resultados brasileiros, embora preocupantes, não mostram situação tão alarmante quanto aquela descrita para os EUA, na qual combinam-se o deslocamento positivo sistemático da distribuição do IMC ao crescimento exponencial dos intervalos superiores da distribuição (Troiano e Flegal 1998).

As taxas anuais de incremento do sobrepeso e da obesidade mostraram-se, em geral, elevadas, com destaque para os valores observados entre menores de 10 anos no segundo período analisado. Esse fato aponta para a necessidade de políticas públicas destinadas a redução/controle do peso corporal já entre escolares no Brasil.

No caso do baixo peso, a tendência aqui descrita, de redução no primeiro período analisado seguida de estagnação no segundo período, está na contra-mão de diversos trabalhos que indicam a redução do déficit nutricional entre crianças menores de cinco anos (Batista Filho e Rissim 2003; Monteiro 2000). Tal redução, no entanto, tem sido constatada a partir

da avaliação de índices como altura para idade ou peso para idade. Há poucos estudos envolvendo a descrição conjunta do estado nutricional de crianças e adolescentes segundo o IMC. O baixo peso, medido segundo IMC, declinou em quatro países com estruturas socioeconômicas e étnicas distintas ao longo das últimas décadas (Wang, Monteiro e Popkin 2002). Após a década de 90, o único trabalho a mencionar aumento na prevalência de baixo peso medido como massa corporal foi realizado na China com escolares, entre 7 e 18 anos, e relatou aumento de 4,7% entre meninos e 3,5% entre meninas (Ke-You e Da-Wei 2001).

Parte dessa escassa disponibilidade de dados baseados na massa corporal se deve ao desempenho insatisfatório da curva de referência tradicionalmente utilizada, de origem norte-americana. Outra razão para este fato parece estar ligada a aspectos de composição e desenvolvimento corporal que podem afetar o desempenho de indicadores baseados na massa corporal (Post e Victora 2001; Martorell 2001). A baixa prevalência do déficit nutricional medido por massa corporal é um achado comum em países da América Latina. Tal situação, no entanto, parece indicar inadequada ou insatisfatória mensuração de um problema mais do que sua ausência (Martorell 2001). A sugestão de problemas com as curvas de referência de origem norte-americana baseadas na relação peso para altura, mesmo quando ajustadas para idade, reforça-se em trabalho recente no qual se evidencia que a origem do problema está ligada, por um lado, à assimetria atípica contida nos dados amostrados e, por outro, ao coeficiente

de variação elevado observado na distribuição da medida do IMC (Conde e Monteiro *no prelo*).

A tendência observada no caso do baixo peso constitui-se um achado inesperado. Todas as modificações de natureza socioeconômicas observadas no período favorecem os resultados que apontam redução na prevalência do déficit nutricional, independentemente do indicador empregado. A diferença de qualidade dos dados antropométricos entre os diferentes inquéritos utilizados é fator de preocupação e pode ter influenciado os resultados. Neste caso, a maneira como se deu esta influência e sua direção, uma vez que o cálculo da prevalência de obesidade também pode ter sido influenciado, não estão claros, no entanto.

O quadro nutricional da mudança secular do estado nutricional de crianças e adolescentes aqui delineado projeta impactos sobre a saúde da população brasileira adulta. O déficit nutricional está associado à maior prevalência de doenças infecciosas e mortalidade (WHO 1995). O excesso de peso infantil é uma doença multisistêmica e está associada a conseqüências na vida adulta tais como: hipertensão, dislipidemias, hiperinsulinemia além de aumentar o risco de doenças cardiovasculares (WHO 2000; Ebbeling, Pawlak e Ludwig 2002).

Os resultados aqui apresentados reavivam a questão sobre em qual estágio da transição nutricional se encontra o Brasil.

Conclusão

A mudança secular observada no Brasil nas três últimas décadas caracteriza-se por aumento generalizado das taxas de incremento anual de excesso de peso e obesidade entre menores de vinte anos. A tendência de redução do déficit nutricional, medido pelo baixo peso, foi interrompida no último período analisado.

O quadro aqui delineado contribui para caracterizar o atual estágio na transição nutricional no Brasil e adverte para a necessidade de ações de saúde pública destinadas a redução/controle de peso entre crianças e adolescentes.

Bibliografia

Bouchard C, Després JP e Mauriége P. Genetic and Nongenetic Determinants of Regional Fat Distribution. **Endocrine Reviews** 1993; 14(1) 72-93.

BEMFAM. Brasil – Pesquisa Nacional sobre Demografia e Saúde: 1996.

Rio de Janeiro, 1997

Chinn S, Ronna R. J. International definitions of overweight and obesity for children: a lasting solution? **Annals of Human Biology** 2002; 29(3): 306-313.

Cleveland WS. *Visualizing Data*. Summit, NJ: Hobart Press; 1993

Cole, T. J., Bellizzi, M. C., Flegal, K. M., And Dietz, W. H. Establishing a standard definition for child overweight and obesity worldwide: international survey. **British Medical Journal** 2000; 320: 1240-1243.

De Onis M, Frongillo EA e Blössner M. Is Malnutrition Declining? Na Analysis of Changes in Levels of Child Malnutrition since 1980. **Bulletin of the World Health Organization** 2000, 78:1222-33.

Flegal KM. The Obesity Epidemic in Children and Adults: current evidences and research issues. *Medicine & Science in Sports & Exercise* 1999. 31 (11 suppl) p. S509-14.

Frongillo Jr. EA, de Onis M e Hanson KMP. Socioeconomic and Demographic Factors Are Associated with Worldwide Patterns of Stunting and Wasting of Children. *Journal of Nutrition* 1997; 127: 2302–2309.

Fundação IBGE. **Metodologia do Estudo Nacional da Despesa Familiar – ENDEF. Objetivos, descrição e metodologia usada no ENDEF**. Rio de Janeiro: FIBGE; 1983 [Mimeo].

Fu WP, Lee HC, Ng CJ, Tay YK, Kau CY, Seow CJ, Siak JK, Hong CY. Screening for childhood obesity: international vs population-specific definitions. Which is more appropriate? **International Journal of Obesity and Related Metabolic Disorders** 2003; Sep;27(9):1121-6.

IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) / UNICEF (United Nations Children's Fund). **Perfil Estatístico de Crianças e Mães no Brasil: Aspectos de Saúde e Nutrição de Crianças no Brasil**. Rio de Janeiro: IBGE; 1992.

IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). **Pesquisa sobre Padrões de Vida 1996 – 1997**. Rio de Janeiro: IBGE; 1998.

Kain J, Uauy R, Vio F e Albala C. Trends in overweight and obesity prevalence in Chilean children: comparison of three definitions. **European Journal of Clinical Nutrition** 2002; Mar;56(3):200-4.

Ke-You G e Da-Wei F. The magnitude and trend of under and over-nutrition in Asian countries. **Biomedical and Environmental Sciences** 2001; 14(1-2):53-60.

Martorell R. Is Wasting (Thinness) a Hidden Problem in Latin America's Children? (commentary). **Journal of Nutrition** 2001; 131: 1133-4.

Monteiro CA, Benicio MHD´A, Conde WL, Popkin BM. Shifting obesity trends in Brazil. **European Journal of Clinical Nutrition** 2000; 54: 342-46.

Monteiro CA, Conde WL e Popkin BM. Trends in under- and overnutrition in Brazil in: Caballero B and Popkin BM (editors). **The Nutrition Transition – Diet and Disease in Developing World**. London: Academic Press; 2002. p. 223-240.

Reilly JJ e Dorosty AR. Epidemic of obesity in UK children. **Lancet** 1999; 354:1874-5.

Tremblay MS, Willms JD. Secular trends in the body mass index of Canadian children. **Canadian Medical Association Journal** 2000; 163 (11): 1429-33.

Troiano RP, Flegal KM. Overweight Children and Adolescents: Description, Epidemiology, and Demographics. **Pediatrics** 1998;101:497-504.

Wang Y, Monteiro CA e Popkin BM. Trends of obesity and underweight in older children and adolescents in the United States, Brazil, China, and Russia. **American Journal Clinical Nutrition** 2002;75:971-7.

Wang Y e Wang JQ. A comparison of international references for the assessment of child and adolescent overweight and obesity in different

populations. **European Journal of Clinical Nutrition** 2002; Oct;56(10):973-82.

World Health Organization. Physical Status: The Use and Interpretation of Anthropometry. **Technical Report Series n° 854**. Geneva 1995.

World Health Organization. Obesity: Preventing and Managing the Global Epidemic. **Technical Report Series n° 894**. Geneva 2000.

CONSIDERAÇÕES FINAIS

O delineamento de um sistema baseado no IMC para avaliação do estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros vem ao encontro de demanda por instrumento nacional, adequado, amplo e flexível para diagnóstico do déficit de peso, excesso de peso e obesidade ao longo do espectro etário da infância e adolescência.

Por instrumento adequado entenda-se aquele que replique todas as nuances nacionais do desenvolvimento do IMC ao longo das idades de forma a traduzir, a partir de população nacional considerada saudável, aquilo no que esta população eventualmente se distinga das populações estrangeiras.

Por instrumento amplo entenda-se aquele que cubra o maior espectro de representatividade nacional e etária possível de forma a conter a diversidade nacional observada ao longo do desenvolvimento do IMC.

Por instrumento flexível entenda-se aquele que permita amplo manuseio na construção dos diferentes centis componentes da distribuição do IMC para idade ao longo da curva e do delineamento das propostas de diagnóstico nutricional em curso, comportando o uso da mesma curva com diferentes valores críticos para diagnóstico do estado nutricional, conforme a opção do profissional ou pesquisador que a utilize.

O desenvolvimento do sistema de classificação do estado nutricional de crianças e adolescentes aqui apresentado, além de responder à demanda anteriormente mencionada, permitiu também a comparação com outras curvas estrangeiras e com os valores críticos da referência internacional publicada recentemente (Cole et al 2000).

Etapa importante no desenvolvimento do sistema de classificação nutricional aqui apresentado foi a calibração da curva resultante de todo o processo de modelagem e ajuste à população de referência. Neste procedimento, mostrou-se que a curva brasileira reproduz de modo satisfatório a população conceitualmente saudável selecionada. O ajuste da curva à população foi mostrado, inicialmente, segundo a avaliação dos parâmetros constituintes da curva e, também, pela aplicação do teste Z à diferença entre observado e esperado dos escores da classificação nutricional, em cada faixa de idade (apresentado como *worm plot*). Dessa forma pôde-se apreciar que os resíduos da curva (comuns em todo processo de modelagem) não foram suficientes para distorcer a representação da população de origem. O ajuste da curva na fase de maturação sexual, preocupação que perpassou todo o trabalho, mostrou-se satisfatório também nas idades em que se espera esteja contido o pico da maturação sexual.

A comparação entre o desempenho da curva brasileira e o desempenho das curvas estrangeiras e da curva internacional foi subdividida em duas etapas.

Na primeira buscou-se comparar os parâmetros das curvas de referência a fim de, de fato, comparar os conceitos de população saudável expressos em cada curva. Uma vez que, virtualmente todas as curvas concordaram quanto ao seu parâmetro central, toda a ênfase da análise voltou-se para os determinantes da dispersão das curvas. A curva brasileira mostrou desempenho superior às demais quanto à remoção da assimetria (indicação de menor desequilíbrio entre as duas metades da curva) e desempenho satisfatório quanto ao desenvolvimento do coeficiente de variação ao longo das idades. Esse desempenho confere segurança ao emprego da curva nacional para descrição do estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros. Na segunda parte foram comparados os resultados da aplicação da curva brasileiras e das demais utilizadas neste trabalho à população de crianças e adolescentes de inquérito realizado no país em 1996/97. Os resultados mostraram que, clinicamente, as curvas estrangeiras de IMC (especialmente a curva norte-americana) produzem diagnóstico do estado nutricional da população infantil e adolescente brasileira distintos daquele obtido com a curva nacional.

Finalmente, a curva de referência desenvolvida foi aplicada à descrição da mudança secular do estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros nas últimas três décadas. Os resultados mostraram aumentos das prevalências do excesso de peso e da obesidade. Esses aumentos nas prevalências de excesso de peso e obesidade se distribuem ao longo do

período e das faixas etárias analisadas. Alternativamente, realizou-se também a análise da modificação na distribuição do IMC no período. Neste análise, que descreve a mudança segundo decis da distribuição do IMC ao longo das idades em cada sexo, destaca-se o resultado observado no sexo feminino no período entre 1989 e 1996/97, quando, entre as meninas mais velhas, a distribuição do IMC mostrou-se praticamente estabilizada, com pequenas modificações no período. Este resultado pode indicar que a mudança secular descrita pelo conjunto da distribuição do IMC, mais do que por suas caudas, poderia estar começando a se esgotar. Embora interessante, esse tipo de resultado deve ser visto com cautela e requer, ainda, outros estudos para que se tenha maior segurança quanto a estas evidências.

A disponibilidade de sistema de avaliação nutricional de crianças e adolescentes baseado no IMC e realizado a partir de população de referência nacional contribui, entre outras coisas, para a cobertura da avaliação nutricional de faixa etária até então pouco avaliada em nosso país e para possibilitar a confecção de instrumento clínico de fácil manuseio e compreensão, destinado à avaliação do estado nutricional de crianças e adolescentes brasileiros.

BIBLIOGRAFIA

Anjos LA, Veiga GV, Castro IRR. Distribuição dos valores do índice de massa corporal da população brasileira até 25 anos. **Revista Panamericana de Salud Publica** 1998; 3(3): 164-173.

Bellizzi MC, Dietz WH. Workshop on childhood obesity: summary of the discussion. **American Journal of Clinical Nutrition** 1999; 70: 173S-175S.

BEMFAM. Brasil – Pesquisa Nacional Sobre Demografia e saúde: 1996. Rio de Janeiro, 1997.

Bogin B. **Patterns of Human Growth**. New York: Cambridge University Press; 1988.

Buuren SV e Fredriks M. Worm plot: a simple diagnostic device for modelling growth reference curves. **Statistics in Medicine** 2001; 20: 1259-1277.

Centers for Disease Control and Prevention / National Center for Health Statistics. CDC Growth Charts: United States. **Advance data** 2000; 314.

Cole TJ. The LMS Method for constructing normalized growth standards. **European Journal of Clinical Nutrition** 1990; 44 (1): 45-60.

Cole TJ, Green PJ. Smoothing reference centile curves: the LMS method and penalized likelihood. **Statistics in Medicine** 1992; 11: 1305-1319.

Cole TJ. The use and construction of anthropometric growth reference standars. **Nutrition Research Reviews** 1993; 6: 19-50.

Cole TJ, Bellizzi MC, Flegal KM, Dietz WH. (2000). Establishing a standard definition for child overweight and obesity worldwid: international survey. **British Medical Journal** 320: 1-6.

Deurenberg P. Universal cut-off BMI points for obesity are not appropriate (Invited commentary). **British Journal of Nutrition** 2001. 85: 135-136.

Ebbeling CB, Pawlak DB, Ludwig DS. Childhood obesity: public-health crisis, common sense cure. **Lancet** 2002; 360:473-482.

Flegal KM. The obesity epidemic in children and adults: current evidence and research issues. **Medicine Science of Sports and Exercise** 1999; 31(11 suppl.): S509-S514.

Fredriks AM, Buuren SV, Burgmeijer RJF, Meulmeester JF, Beuker RJ, Brugman E, Roede MJ, Verloove-Vanhorick SP, Wit JM. Continuing positive secular growth change in the Netherlands 1995-1997. **Pediatric Research** 2000; 47:316-323.

Fundação IBGE. Metodologia do Estudo Nacional da Despesa Familiar – ENDEF. Objetivos, descrição e metodologia usada no ENDEF. Rio de Janeiro: FIBGE; 1983 [Mimeo].

Guo SS, Huang C, Maynard LM, Demerath E, Towne B, Chumlea WC, Siervogel RM. Body mass index during childhood, adolescence and young adulthood in relation to adult overweight and adiposity: the Fels Longitudinal Study. **International Journal of Obesity** 2000. 24: 1628-1635.

Guo SS, Wu W, Chumlea WC, Roche AF. Predicting overweight and obesity in adulthood from body mass index values in childhood and adolescence. **American Journal of Clinical Nutrition** 2002; 76: 653-658.

Hamill PVV, Drizd TA, Johnson CL, Reed RB, Roche AF, Moore WM. Physical growth: NCHS percentiles. **American Journal of Clinical Nutrition** 1979; 32: 607-629.

He Q, Karlberg J. Prediction of adult overweight during the pediatric years. **Pediatric Research** 1999; 46(6): 693-703.

IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística) / UNICEF (United Nations Children's Fund). **Perfil Estatístico de Crianças e Mães no Brasil: Aspectos de Saúde e Nutrição de Crianças no Brasil**. Rio de Janeiro: IBGE; 1992.

IBGE (Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística). **Pesquisa sobre Padrões de Vida 1996-1997**. Rio de Janeiro: IBGE; 1998.

Jebb SA, Prentice AM. Single definition of overweight and obesity should be used (letter). **British Medical Journal** 2001; 323: 999.

Karberg J. On the modelling of human growth. **Statistics in Medicine** 1987; 6: 185-192.

Lazarus R, Baur L, Webb K, Blyth F. Body mass index in screening for adiposity in children and adolescents: systematic evaluation using receiver operating characteristic curves. **American Journal of Clinical Nutrition** 1996; 63: 500-506.

Leigh SR e Park PB. Evolution of Human Growth Prolongation. **American Journal Of Physical Anthropology** 1998;107:331-350.

Luciano A, Bressan F, Zoppi G. Body mass index reference for children aged 3 – 19 years from Verona, Italy. **European Journal of Clinical Nutrition** 1997; 51: 6–10.

Mei Z, Grummer-Strawn M, Pietrobelli A, Goulding A, Goran MI, Dietz WH. Validity of body mass index compared with other body-composition screening indexes for the assessment of body fatness in children and adolescents. **American Journal of Clinical Nutrition** 2002; 75: 978-985.

Monteiro CA, Conde WL, Popkin BM. Trends in under and over nutrition in Brazil. In: Caballero B, Popkin BM (org). **The Nutrition Transition**. London: Academic Press, 2002.

Pietrobelli A, Faith MS, Allison DB, Gallagher D, Chiumello G, Heymsfield SB. Body mass index as a measure of adiposity among children and adolescents: a validation study. **Journal of Pediatrics** 1998; 132: 204-210.

Reilly JJ, Dorosty AR. Epidemic of obesity in UK children. **The Lancet** 1999; 354: 1874-1875.

Reilly JJ, Dorosty AR, Emmett PM, The ALSPAC Study Team. Identification of the obesity child: adequacy of the body mass index for clinical practice and epidemiology. **International Journal of Obesity** 2000; 24: 1623-1627.

Schaefer F, Georgi M, Wül E, Schärer K. Body mass index and percentage fat mass in healthy German schoolchildren and adolescents. **International Journal of Obesity** 1998; 22: 461-469.

Serdula MK, Ivery D, Coates RJ, Freedman DS, Williamson DF, Byers T. Do obese children obese adults? A review of the literature. **Preventive Medicine** 1993; 22: 167 – 177.

Seidell JC. Obesity in Europe: scaling an epidemic. **International Journal of Obesity** 1995; 19 (suppl 3): S1-S4.

Sichieri R, Allam VLC. Avaliação do estado nutricional de adolescentes brasileiros através do índice de massa corporal. **Jornal de Pediatria** 1996; 72(2): 80-84.

Tanner J.M. **A History of the Study of Human Growth**. London: Cambridge University Press; 1981.

Ulijaszek S. Secular trends in growth: the narrowing of ethnic differences in stature. **Nutrition Bulletin** 2001; 26: 43-51.

White EM, Wilson AC, Greene SA, McCowan C, Thomas GE, Cairns AY, Ricketts IW. Body mass index centile charts to assess fatness of British children. **Archives of Disease in Childhood** 1995; 72: 38-41.

World Health Organization. **Physical Status: the use and interpretation of anthropometry**. Geneva: Who; 1995. (WHO – Technical Report Series, 854).