

Presença isolada e combinada de indicadores antropométricos elevados em crianças: prevalência e fatores sociodemográficos associados

Isolated and combined presence of elevated anthropometric indices in children: prevalence and sociodemographic correlates

Valter Cordeiro Barbosa Filho ¹
Wagner de Campos ²
Ricardo Rosa Fagundes ²
Adair da Silva Lopes ¹
Evanice Avelino de Souza ³

Abstract *This study analyzed the prevalence and sociodemographic factors associated to the isolated and combined presence of elevated anthropometric indices among children. A cross-sectional study was performed with 2,035 children (aged 6-11 years, 50.1% of girls) who were randomly selected in schools from Colombo, Brazil. Body Mass Index (BMI), Waist Circumference (WC) and Waist-to-Height Ratio (WHtR) were classified using reference values. Age, gender, type of school, shift, and residence area were potential risk factors. Binary logistic regression was used ($p < 0.05$). The prevalence of children with isolated presence of elevated BMI, WHtR or WC was observed in 9.4% (confidence interval [CI] of 95%: 3.3; 15.7), 8.7% (CI 95%: 1.7; 15.9) and 4.4% (CI 95%: 1.0; 7.9), 8.7% of children, respectively. The presence of one or more elevated anthropometric index was observed in 16.9% (CI 95%: 5.4; 28.5) of children. Boys (BMI), younger children (WC) and children from public schools (BMI, WC or WHtR) were high-risk subgroups to the isolated presence of elevated anthropometric indices. Children from public schools and rural areas were high-risk subgroup to the combined presence of elevated anthropometric indices. In conclusion, Public policies to combat childhood obesity may be more effective whether they targeted at children from public schools and rural areas.*

Key words *Obesity, Cross-sectional study, Child health, Risk factors*

Resumo *Este estudo analisou a prevalência e os fatores sociodemográficos associados à presença isolada e combinada de indicadores antropométricos elevados em crianças. Estudo descritivo com 2.035 crianças (6-11 anos de idade, 50,1% de meninas), selecionadas de forma aleatória em escolas de Colombo, Brasil. O Índice de Massa Corporal (IMC), Circunferência da Cintura (CC) e Razão Cintura-Estatura (RCEst) foram classificadas conforme critérios de referência. As variáveis exploratórias foram idade, sexo, rede de ensino, turno e zona de moradia. A regressão logística binária foi utilizada ($p < 0,05$). As prevalências de crianças com IMC, RCEst ou CC elevados foram 9,4% (intervalo de confiança [IC] de 95%: 3,3; 15,7), 8,7% (IC95%: 1,7; 15,9) e 4,4% (IC95%: 1,0; 7,9), respectivamente. A prevalência de um ou mais indicadores antropométricos elevados foi de 16,9% (IC95%: 5,4; 28,5). Crianças do sexo masculino (IMC elevado), mais novas (CC elevada) e da rede pública (IMC, CC ou RCEst elevados) tiveram maior odds ratio à presença isolada de indicadores antropométricos elevados. A rede pública e a zona rural foram associados à presença combinada de indicadores antropométricos elevados. Em conclusão, o combate à obesidade infantil nesta população pode ser direcionado às crianças da zona rural e da rede pública.*

Palavras-chave *Obesidade, Estudo transversal, Saúde da criança, Fatores de risco*

¹ Departamento de Educação Física, Centro de Desportos, Universidade Federal de Santa Catarina. Campus Universitário, Trindade. 88040-900 Florianópolis SC Brasil. valtercbf@gmail.com

² Departamento de Educação Física, Universidade Federal do Paraná.

³ Grupo de Pesquisa em Atividade Física e Saúde na Escola. Instituto de Educação Física e Esportes. Universidade Federal do Ceará.

Introdução

A obesidade é um sério problema de saúde pública da atualidade. Embora esta condição seja reconhecida como uma epidemia global desde o final dos anos de 1990¹, suas estimativas têm crescido em várias localidades, sobretudo em países em desenvolvimento e em idades cada vez mais precoces^{2,3}. No Brasil, dados confirmam a elevada presença de obesidade infantil no país, com taxas superiores a 10% entre crianças de 5 a 9 anos de idade⁴. Não obstante, a obesidade centralizada (acúmulo excessivo de gordura na região central do corpo) também tem crescido na população infantil de diversos países^{5,6}.

Diferentes indicadores antropométricos têm sido utilizados para identificar a presença de obesidade geral (especialmente, o índice de massa corporal [IMC]), ou centralizada (por exemplo, circunferência da cintura [CC] e razão cintura-estatura [RCEst])^{1,7,8}. O IMC é um exemplo de um indicador de obesidade geral frequentemente utilizado na prática clínica e epidemiológica, devido à fácil aplicação, baixo custo e forte poder de predição de fatores de risco à saúde cardiovascular (por exemplo, pressão arterial elevada e hiperglicéridemia) da criança^{1,7}. A CC representa o acúmulo de gordura abdominal e pode prever o risco cardiovascular tão bem ou até melhor do que o IMC^{8,9}. Outros estudos têm destacado que a RCEst é um importante indicador de obesidade centralizada na infância, pois aumenta a predição do risco cardiovascular quando aliada à classificação do IMC^{10,11}. Portanto, o diagnóstico da obesidade com base na combinação desses indicadores antropométricos pode permitir uma estimativa mais confiável do risco cardiovascular entre crianças^{9,10}.

Embora a literatura brasileira discuta frequentemente sobre a epidemiologia da obesidade geral em adolescentes brasileiros^{12,13}, a avaliação da presença do tipo centralizado em crianças brasileiras é uma área carente de estudos¹⁴. Não obstante, estudos epidemiológicos com crianças têm tido foco somente na presença isolada de um indicador antropométrico elevado¹⁵⁻¹⁷. Portanto, estudos que incluam crianças e que avaliem a presença de obesidade geral e centralizada são estimulados. Por fim, a associação de fatores sociodemográficos (como sexo, idade, zona de moradia ou rede de ensino) com a obesidade geral^{15,16,18-20} e centralizada^{15,17,18,21-24} em crianças e adolescentes tem sido testada, mas a associação entre fatores sociodemográficos e a presença combinada de obesidade geral e centralizada é

desconhecida. Estudos nesta direção são importantes por indicar se há diferenças nos subgrupos com maior chance de ter as diferentes formas de manifestação da obesidade durante a infância – obesidade geral, obesidade abdominal e a combinação entre essas condições. Estas evidências podem auxiliar no direcionamento de estratégias públicas de combate à obesidade infantil na população brasileira.

Nesta perspectiva, o presente estudo teve como objetivo identificar a presença isolada e combinada de indicadores antropométricos (IMC, CC e RCEst) elevados, e seus fatores sociodemográficos associados, em crianças de um município brasileiro.

Método

Procedimentos de amostragem

Estudo transversal realizado no município de Colombo, Paraná, Sul do Brasil. Este município está localizado na área norte da região metropolitana de Curitiba e possui o Índice de Desenvolvimento Humano (IDH 2010) de 0,733, sendo o 73º IDH do Estado. Segundo estimativas do Censo 2010, o município de Colombo possuía 27.000 crianças regularmente matriculadas do 1º ao 5º ano do ensino fundamental, tanto em escolas públicas quanto em particulares. Esta foi a população de estudo. A coleta de dados foi realizada de março a setembro de 2012.

Os seguintes parâmetros estatísticos foram adotados para cálculo do tamanho amostral: (i) nível de confiança de 95%; (ii) erro amostral de três pontos percentuais; (iii) prevalência do desfecho de interesse (pelo menos um indicador de obesidade) de 50,0%, a qual considera uma variância máxima e superestima o tamanho amostral; e (iv) efeito do delineamento de 2,0²⁵. Com bases nesses parâmetros, a amostra mínima de estudo foi estimada em 1.978 crianças. No planejamento amostral, foi acrescentada uma margem de cerca de 20% para possíveis perdas e recusas durante a coleta de dados. Portanto, foi estimada uma amostra de 2.400 crianças.

As escolas do município foram agrupadas em três estratos: rede pública na zona urbana, rede pública na zona rural e rede particular (39, 5 e 16 escolas, respectivamente). Inicialmente, foi realizado um sorteio das escolas (unidade de amostragem) que iriam participar do estudo, utilizando um gerador eletrônico de números aleatórios (<http://www.random.org>). Esse sorteio

foi realizado por estrato e a quantidade de escolas respeitou a proporcionalidade de crianças em cada estrato. Posteriormente, todas as crianças das turmas de 1º ao 5º ano do ensino fundamental, matriculados na escola sorteada, foram convidados a participar do estudo. Foram visitadas 14 escolas (7 da rede pública na zona urbana, 2 da rede pública na zona rural e 5 da rede particular), em um total de 138 turmas.

Crianças sem o Termo de Consentimento Livre e Esclarecido (TCLE) assinado, que se recusaram a participar do estudo ou fora da faixa etária de interesse (de 6 a 11 anos de idade) não foram avaliadas ou foram excluídas da amostra final.

O cálculo do poder estatístico da amostra foi realizado *a posteriori*, para o nível de confiança de 95% ($\alpha = 0,05$) e o poder de 80% ($\beta = 0,20$). Com a amostra final de 2.035 adolescentes, foi possível detectar significância estatística para valores de *odds ratio* > 1,36 como risco e < 0,64 como proteção ao IMC elevado, > 1,53 como risco e < 0,47 como proteção à CC elevada, > 1,42 como risco e < 0,58 como proteção à RCEst elevada e > 1,30 como risco e < 0,70 como proteção à combinação de indicadores antropométricos elevados. Nestes cálculos, foram consideradas as prevalências de 9,2%, 4,2%, 7,7% e 16,5% para os grupos de não expostos ao IMC elevado, à CC elevada, à RCEst elevada e à combinação de indicadores antropométricos elevados, respectivamente.

Instrumentos e procedimentos

A coleta de dados foi baseada na avaliação antropométrica (massa corporal, estatura e CC). As crianças foram inicialmente organizadas em um espaço próximo à sala reservada para a avaliação antropométrica. Cada criança foi avaliada individualmente, objetivando minimizar constrangimentos. Todas as mensurações foram realizadas por um único avaliador experiente. Dois acadêmicos de Educação Física auxiliaram na anotação dos dados antropométricos.

Os materiais utilizados no presente estudo foram: fita métrica (escala de 0,1 cm, marca *Easyrad*® e modelo *Cateb*) fixada em uma parede plana, sem rodapé, para determinação da estatura; balança digital (resolução de 100 g e capacidade de 150 kg, marca *Wiso*® e modelo *W903*) para mensuração da massa corporal; e uma fita métrica metálica e inextensível (escala de 0,1 cm, marca *Cescorf*®) para mensuração da CC. A estatura e a massa corporal foram mensuradas conforme padronização proposta por Gordon et al.²⁶. A estatura foi aferida com a criança sem sapatos, os calca-

nhares unidos e a cabeça orientada com o plano de *Frankfurt*. Para determinação da massa corporal, a criança foi avaliada na posição ortostática, sem sapatos e usando o uniforme de Educação Física. As medidas de massa corporal e estatura foram utilizadas para cálculo do IMC (kg/m^2). O escore-z do IMC das crianças, específico para sexo e idade, foi calculado utilizando o programa WHO ANTHRO Plus (Centers for Disease Control and Prevention, Atlanta, USA). Crianças com valores de escore-z do IMC iguais ou superiores a dois foram consideradas com o IMC elevado⁷.

A CC foi aferida com o avaliado em pé, abdômen relaxado, braços lateralmente ao longo do corpo, a massa corporal distribuída igualmente sobre ambos os pés que estavam unidos. A fita métrica foi colocada horizontalmente no ponto médio entre a borda inferior da última costela e a crista ilíaca²⁷. Duas medidas foram obtidas de cada criança e a média delas foi calculada (coeficiente de correlação intraclasse = 0,99). Posteriormente, a CC foi classificada conforme os pontos de corte específicos por sexo e idade, propostos por Fernández et al.²⁸. Valores da CC superiores ao percentil 90 por sexo e idade foram considerados elevados²⁸. Por fim, a RCEst foi obtida mediante o cálculo da relação entre a CC e a estatura⁸. Uma RCEst igual ou superior a 0,50 foi considerada elevada¹⁰.

A presença isolada de indicadores antropométricos elevados foi analisada considerando a classificação do IMC, da CC e da RCEst separadamente. Para analisar a presença combinada de indicadores antropométricos elevados, foi criada uma nova variável para contabilizar a quantidade destes de cada criança (nenhum, um, dois ou três). Nas análises exploratórias, o desfecho foi analisado como ter ou não pelo menos um indicador antropométrico (IMC, CC e/ou RCEst) elevado.

A idade foi calculada pela diferença entre a data de nascimento e a data da coleta. Durante as análises das variáveis exploratórias, as idades foram agrupadas em três faixas etárias: 6-7 anos, 8-9 anos e 10-11 anos. As variáveis sexo (masculino e feminino), rede de ensino (pública ou particular), turno (manhã ou tarde), série (1ª, 2ª, 3ª, 4ª ou 5ª) e zona de moradia (urbana ou rural) foram determinadas de acordo com as informações repassadas pela direção escolar e pelos escolares.

Tratamento dos dados

A estatística descritiva foi utilizada para apresentação dos dados, baseando-se em média e desvio padrão para as variáveis contínuas, e em frequ-

ência absoluta e relativa para as categóricas. O teste de Kolmogorov-Smirnov foi utilizado para verificar a distribuição dos dados contínuos (idade e variáveis antropométricas). O teste t de Student para amostras independentes foi utilizado para comparar as variáveis contínuas entre os sexos. O teste de Qui-quadrado para heterogeneidade ou para tendência linear, quando apropriado, foi utilizado para identificar possíveis discrepâncias entre os sexos na distribuição das variáveis categóricas (faixa etária, rede de ensino, turno, série, zona de moradia). O intervalo de confiança de 95% (IC 95%) foi calculado para as prevalências isoladas (IMC, CC e RCEst analisados separadamente) e combinadas (classificação agrupada do IMC, CC e RCEst) dos indicadores antropométricos elevados, separadamente por sexo.

Modelos de regressão logística bruta e ajustada foram utilizados para identificar os fatores associados (sexo, faixa etária, rede de ensino, turno, série, zona de moradia) à presença isolada ou combinada de indicadores antropométricos elevados entre as crianças. Desta forma, foi possível estimar os valores de *odds ratio* brutos e ajustados, bem como seus respectivos IC 95%. Todas as variáveis investigadas foram introduzidas ao mesmo tempo no modelo de regressão multivariável, independente do valor de *p* da análise bruta. O nível de significância foi estabelecido em 5% ($p < 0,05$) para as análises finais. Procedimentos estatísticos para amostragem complexa foram incorporados em todas as análises, adicionando o prefixo “svyset” para ponderar estrato, conglomerados e peso amostral, com o uso do software STATA® versão 11 (Stata Corp., College Station, TX, USA).

Critérios éticos do estudo

O estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Universidade Federal do Paraná, seguindo as normas que regulamentam a pesquisa envolvendo seres humanos, do Conselho Nacional de Saúde (resolução nº 196/96). Todas as crianças receberam autorização dos pais/responsáveis para participar do presente estudo.

Resultados

O processo de seleção resultou em uma amostra de 2.750 crianças convidadas para participar do presente estudo. Destes, 20,0% não devolveram o TCLE assinado pelos pais/responsáveis e 6% se recusaram a participação no estudo. Essas crian-

ças não foram avaliadas. Adicionalmente, uma criança foi excluída da amostra final porque tinha 15 anos. Não houve perda amostral devido ao preenchimento incompleto dos dados. Desta forma, a amostra final do estudo foi composta por 2.035 crianças (1.016 meninos e 1.019 meninas). A proporção da população que foi alcançada com esta amostra foi de 11,6%, 12,2%, 11,3%, 14,9% e 13,3% para as crianças dos 1º, 2º, 3º, 4º e 5º anos, respectivamente. A média de idade foi de 8,87 anos, com desvio padrão de 1,35 anos.

Uma maior proporção de crianças era de turmas de 1ª e 2ª séries do ensino fundamental (21,4% e 22,3%, respectivamente). A maioria das crianças estava matriculada em turmas do período matutino (55,4%) e eram da rede pública de ensino (63,3%). Adicionalmente, 98,0% das crianças estudavam em escolas na zona urbana da cidade. Não houve diferenças significativas entre os sexos para as variáveis descritivas estudadas ($p > 0,05$, ver Tabela 1).

As Figuras 1A e 1B mostram a prevalência e o IC 95% da presença isolada e combinada de indicadores antropométricos elevados entre meninos e meninas. A prevalência destes indicadores antropométricos elevados esteve presente de modo semelhante entre os sexos (houve sobreposição dos IC 95%). O IMC elevado esteve presente em 9,4% (IC 95%: 3,3; 15,7) das crianças. A RCEst elevada foi observada em 8,7% (IC 95%: 1,7; 15,9) das crianças, enquanto que 4,4% (IC 95%: 1,0; 7,9) apresentaram uma CC elevada.

A presença de pelo menos um indicador antropométrico elevado (IMC, CC e/ou RCEst combinados) foi observada em 16,9% (IC 95%: 5,4; 28,5) das crianças. Contudo, as estimativas de acúmulo de dois ou mais indicadores antropométricos elevados foi menores que 5% tanto em meninos quanto em meninas (Figura 1B).

Na análise bruta, o sexo e a rede de ensino estiveram associados ao IMC elevado entre as crianças. Os valores de *odds ratio* permaneceram significativos após o ajuste para as demais variáveis independentes ($p < 0,05$). Após ajuste para as demais variáveis independentes, meninas e crianças da rede particular foram subgrupos com menores valores de *odds ratio* ao IMC elevado (Tabela 2).

A faixa etária e a rede de ensino foram fatores associados à CC elevada entre crianças, tanto na análise bruta quanto na ajustada para as demais variáveis independentes. Crianças de 8 ou 9 anos de idade tiveram menor *odds ratio* de ter a CC elevada em comparação às crianças de 6 e 7 anos. Crianças da rede particular tiveram menor *odds*

Tabela 1. Caracterização da amostra total e por sexo. Colombo, Paraná, Brasil (2012).

Variáveis	Todos (n = 2.035)	Meninos (n = 1.016)	Meninas (n = 1.019)	Valor de p
Contínuas, Média (Desvio Padrão)				
Idade (anos)	8,87 (1,35)	8,86 (1,35)	8,89 (1,34)	0,66*
Massa corporal (kg)	29,65 (7,88)	29,61 (7,92)	29,68 (7,85)	0,85*
Estatura (cm)	131,23 (12,59)	131,49 (13,35)	130,99 (11,79)	0,37*
IMC (kg/m ²)	17,05 (2,95)	16,99 (2,97)	17,10 (2,92)	0,40*
CC (cm)	57,00 (6,88)	56,88 (6,98)	57,13 (6,77)	0,42*
RCEst	0,44 (0,05)	0,43 (0,05)	0,44 (0,05)	0,13*
Categóricas, n (%)				
Idade (anos)				0,67***
6	174 (8,6)	85 (8,3)	89 (8,8)	
7	442 (21,7)	228 (22,3)	214 (21,1)	
8	469 (23,0)	241 (23,6)	228 (22,5)	
9	453 (23,3)	221 (21,6)	232 (32,9)	
10	371 (18,2)	184 (18,0)	187 (18,5)	
11	126 (6,2)	63 (6,2)	63 (6,2)	
Ano de Ensino				0,41***
1 ^a	435 (21,4)	226 (22,1)	209 (20,6)	
2 ^a	454 (22,3)	222 (21,7)	232 (22,9)	
3 ^a	405 (19,9)	207 (20,3)	198 (19,5)	
4 ^a	391 (19,2)	203 (19,9)	188 (18,6)	
5 ^a	350 (17,2)	164 (16,0)	186 (18,4)	
Turno de Ensino				0,26**
Manhã	1128 (55,4)	554 (54,2)	574 (56,7)	
Tarde	907 (44,6)	468 (45,8)	439 (43,3)	
Rede de Ensino				0,12**
Particular	746 (36,7)	358 (35,0)	388 (38,3)	
Pública	1289 (63,3)	664 (65,0)	625 (61,7)	
Localização da Escola				0,85**
Rural	41 (2,0)	20 (2,0)	21 (2,1)	
Urbana	1994 (98,0)	1002 (98,0)	992 (97,9)	

* valores de p obtidos usando o teste t para amostras independentes. ** valores de p obtidos usando o teste de qui-quadrado para heterogeneidade. *** valores de p obtidos usando o teste de qui-quadrado para tendência linear. O seguinte critério foi utilizado para se determinar o intervalo entre as idades: 6,00–6,99 = 6 anos; 7,00–7,99 = 7 anos; 8,00–8,99 = 8 anos; 9,00–9,99 = 9 anos; 10,00–10,99 = 10 anos; e 11,00–11,99 = 11 anos. IMC: índice de massa corporal; CC: circunferência da cintura; RCEst: razão cintura-estatura.

ratio de ter a CC elevada em comparação aos pares da rede pública de ensino (Tabela 3).

A faixa etária e a rede de ensino estiveram associadas à RCEst elevada, na análise bruta. Na análise ajustada, somente a rede de ensino permaneceu associada à RCEst elevada. Crianças da rede particular tiveram um *odds ratio* 90% menor de ter a RCEst elevada, em comparação aos pares da rede pública (Tabela 3).

Quando o desfecho foi a presença de pelo menos um indicador antropométrico elevado (IMC, CC e/ou RCEst combinados), a análise bruta apontou a rede de ensino e a zona de moradia como fatores significativamente associados à presença combinada de indicadores antropométricos elevados.

A associação entre essas variáveis permaneceu estatisticamente significativa após ajustes para as demais variáveis independentes ($p < 0,05$). Crianças da rede particular tiveram um menor *odds ratio* para a presença combinada de indicadores antropométricos elevados. Em contrapartida, crianças da zona rural tiveram um maior *odds ratio* de ter a presença combinada de IMC, CC e/ou RCEst elevados (Tabela 4).

Discussão

O presente estudo identificou prevalências inferiores a 10% para a presença isolada de IMC, CC

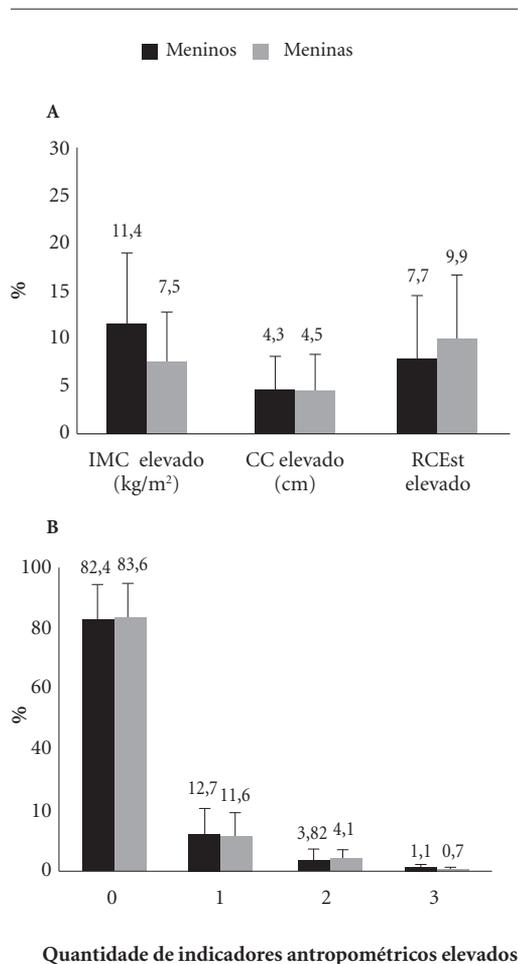


Figura 1. Prevalência e intervalo de confiança de 95% da presença isolada (A) e combinada (B) de IMC, CC e/ou RCEst elevados em crianças de acordo com o sexo. Colombo, Paraná, Brasil (2012).

IMC: índice de massa corporal; CC: circunferência da cintura; RCEst: razão cintura-estatura.

ou RCEst elevados entre as crianças de Colombo, PR. Estimativas superiores às do presente estudo têm sido observadas em outras populações infantis, quando considerado a presença isolada de IMC^{4,15,16,18} (variação de 19,2%¹⁵ a 32,0%⁴), CC^{17,18,21} (variação de 10,9%²¹ a cerca de 30%¹⁷) ou RCEst^{15-18,21} (variação de 11,9%¹⁶ a 18,3%²¹) elevados. Estas evidências indicam que, embora a presença isolada de alguns indicadores antropométricos elevados (em especial, IMC e RCEst) seja preocupante na população infantil de Colombo, PR, suas estimativas não foram altas se observadas as de outras localidades.

A literatura tem apontado que a presença obesidade geral ou centralizada pode variar de acordo com a localidade/região^{2,4}, o que pode explicar parcialmente as diferenças entre os estudos. Questões multifatoriais (genéticas, sociais, comportamentais e/ou econômicas) podem contribuir para estimativas de obesidade maiores ou menores em determinadas populações infantis²⁹. A utilização de diversos critérios de classificação também pode explicar tais distinções. Barbosa Filho et al.³⁰ encontraram que o uso de diferentes critérios de classificação do IMC pode até dobrar a taxa de prevalência de obesidade na mesma amostra. Adicionalmente, Moraes et al.³¹ observaram que o uso de 18 diferentes critérios para classificar a CC em estudos sobre obesidade abdominal dificulta a comparação entre estes e a compreensão das reais distinções dessa condição entre populações infantis. Por fim, os estudos incluíram diversas faixas etárias (o que implica em diferentes fases da vida) e adotaram diferentes processos de amostragem que tornam inviável uma comparação precisa das taxas de prevalência de indicadores antropométricos elevados entre estudos.

A presença de, pelo menos, um indicador antropométrico elevado (IMC, CC e/ou RCEst combinados) foi observada em 16,9% das crianças. Estudos com estimativas parecidas são raros e foram focados em adolescentes¹⁸ ou somente na presença combinada de CC e RCEst elevadas²¹, impossibilitando uma comparação.

A obesidade geral e a centralizada representam um risco à saúde da criança⁹⁻¹¹, especialmente quando combinadas. Janssen et al.⁹ mostraram que a combinação da CC com o IMC melhora a predição de fatores de risco cardiovascular em crianças, como pressão arterial elevada, hiperlipidemia e hipercolesterolemia. Mokha et al.¹⁰ destacaram que a RCEst não só detecta risco cardiovascular entre crianças com peso normal, mas aponta a ausência de risco entre aquelas com sobrepeso e obesidade. Embora a estimativa de crianças com obesidade geral e centralizada combinadas tenha sido baixa (menos de 5%, ver Figura 1B), aliar o IMC, a RCEst e a CC foi importante para indicar mais precisamente a proporção de crianças com risco à saúde, através das diferentes formas de manifestação da obesidade. Meninos foram um subgrupo associado ao IMC elevado no presente estudo. Revisões sistemáticas apontaram que a direção da associação entre sexo e obesidade geral (IMC elevado) pode variar entre estudos^{12,13}. Essas diferenças podem ocorrer devido às diferenças comportamentais e

Tabela 2. Fatores associados ao IMC elevado em crianças. Colombo, Paraná, Brasil (2012).

Variáveis	IMC elevado, escore-z ≥ 2				
	n (%)	OR bruto (IC 95%)	Valor de p**	OR ajustado (IC 95%)*	Valor de p**
Sexo			<0,01		< 0,01
Meninos	117 (11,4)	1,0		1,0	
Meninas	76 (7,5)	0,63 (0,49;0,81)		0,63 (0,50;0,81)	
Idade (anos)			0,76		0,23
6-7	59 (9,6)	1,0		1,0	
8-9	75 (8,1)	0,84 (0,24;2,88)		0,74 (0,23;2,38)	
10-11	59 (11,9)	1,27 (0,39;4,19)		0,94 (0,37;2,43)	
Turno de Ensino			0,40		0,20
Manhã	123 (10,9)	1,0		1,0	
Tarde	70 (7,7)	0,69 (0,26;1,77)		0,62 (0,28;1,33)	
Rede de Ensino			< 0,01		< 0,01
Pública	180 (14,0)	1,0		1,0	
Particular	13 (1,7)	0,11 (0,05;0,22)		0,12 (0,05;0,25)	
Localização da Escola			0,12		0,33
Urbana	184 (9,2)	1,0		1,0	
Rural	9 (22,0)	2,8 (0,74;10,31)		1,72 (0,55;5,34)	

IMC: índice de massa corporal; OR (IC 95): odds ratio e intervalo de confiança de 95%. * Valores de OR e IC 95% ajustados para as demais variáveis independentes. ** valores de p obtidos usando a regressão logística binária bruta ou ajustada.

socioculturais entre países/regiões, de modo que jovens de determinado sexo adquiram comportamentos favoráveis à obesidade em um local, mas, em outras localidades, isso não se repete³. Contudo, essas diferenças entre meninos e meninas não se refletiram quando avaliados indicadores de obesidade centralizada (CC e RCEst), como observado no presente estudo. Portanto, é necessário que estudos se aprofundem na identificação dos mediadores comportamentais e socioculturais da relação entre sexo e obesidade geral e centralizada. As distinções entre países/regiões devem ser consideradas na implantação de estratégias específicas por sexo para o combate à obesidade infantil.

A faixa etária esteve inversamente associada à presença isolada de CC elevada. A presença de obesidade centralizada mais frequente em crianças mais novas também foi encontrado em um estudo com crianças chinesas¹⁷. Este resultado preocupa pelo fato de que a avaliação da obesidade centralizada, em idades mais precoces, não tem o devido foco na prática clínica e epidemiológica, muitas vezes pela dificuldade de saber quais valores de referência utilizar no diagnóstico²⁹. Portanto, estes achados estimulam que o acompanhamento antropométrico para identificação da obesidade centralizada seja realizado

precocemente, tanto na prática clínica quanto em saúde pública.

No presente estudo, crianças da rede pública foram um subgrupo associado a ter os indicadores antropométricos de obesidade geral (IMC) e central (CC e RCEst) elevados, bem como acúmulo de indicadores antropométricos. Este resultado difere de outro estudo que apontou um maior risco de obesidade geral e centralizada em crianças da rede particular²⁰. Outro resultado preocupante foi a maior presença combinada de indicadores antropométricos elevados em crianças da zona rural. Este achado foi semelhante ao observado em um estudo com jovens iranianas¹⁹ e crianças sulafricanas²⁴, embora outros estudos apontem para maiores prevalências de obesidade geral^{4,20} e centralizada²⁰ na região urbana.

A obesidade geral² e a centralizada³¹ têm emergido nas populações infantis mais pobres e de países em desenvolvimento, como confirmado nos resultados supramencionados. Nas famílias que moram em zonas rurais e que têm baixa condição financeira (e acabam colocando os filhos para estudar em escolas públicas), houve um acentuado aumento na aquisição e acesso aos alimentos de alta densidade energética (como biscoitos e refrigerantes), bem como um maior acesso às atividades diárias mais sedentárias³. Zonas

Tabela 3. Fatores associados à CC e RCEst elevadas em crianças. Colombo, Paraná, Brasil (2012).

Variáveis	CC elevada, $\geq 90^{\text{th}}$				
	n (%)	OR bruto (IC 95%)	Valor de p**	OR ajustado (IC 95%)*	Valor de p**
Sexo			0,83		0,75
Meninos	44 (4,3)	1,0		1,0	
Meninas	46 (4,5)	1,05 (0,61; 1,83)		1,07 (0,87; 1,52)	
Idade (anos)			0,02		0,02
6-7	40 (6,5)	1,0		1,0	
8-9	26 (2,8)	0,41 (0,24; 0,73)		0,54 (0,32; 0,90)	
10-11	24 (4,8)	0,73 (0,42; 1,25)		1,10 (0,59; 2,05)	
Turno de Ensino			0,54		0,12
Manhã	54 (4,8)	1,0		1,0	
Tarde	36 (4,0)	0,82 (0,41; 1,62)		0,63 (0,34; 1,15)	
Rede de Ensino			< 0,01		< 0,01
Pública	84 (6,5)	1,0		1,0	
Particular	6 (0,8)	0,12 (0,04; 0,28)		0,11 (0,05; 0,28)	
Localização da Escola			0,13		0,28
Urbana	83 (4,2)	1,0		1,0	
Rural	7 (17,1)	4,74 (0,61; 9,99)		2,61 (0,41; 9,35)	
Variáveis	RCEst elevada ($\geq 0,50$)				
	n (%)	OR bruto (IC 95%)	Valor de p**	OR ajustado (IC 95%)*	Valor de p**
Sexo			0,13		0,08
Meninos	79 (7,7)	1,0		1,0	
Meninas	100 (9,9)	1,31 (0,91; 1,88)		0,83 (0,58; 1,19)	
Idade (anos)			0,57		0,30
6-7	58 (9,4)	1,0		1,0	
8-9	74 (8,0)	0,84 (0,55; 0,73)		0,84 (0,49; 1,45)	
10-11	47 (9,5)	1,00 (0,73; 1,39)		1,39 (0,96; 2,00)	
Turno de Ensino			0,88		0,70
Manhã	101 (9,0)	1,0		1,0	
Tarde	78 (8,6)	0,96 (0,52; 1,76)		0,88 (0,45; 1,72)	
Rede de Ensino			< 0,01		< 0,01
Pública	169 (13,1)	1,0		1,0	
Particular	10 (1,3)	0,10 (0,03; 0,31)		0,09 (0,02; 0,33)	
Localização da Escola			0,09		0,24
Urbana	168 (8,4)	1,0		1,0	
Rural	11 (26,8)	3,99 (0,79; 10,12)		2,45 (0,50; 11,92)	

CC: circunferência da cintura; RCEst: razão cintura/estatura; OR (IC 95%): odds ratio e intervalo de confiança de 95%. * Valores de OR e IC 95% ajustados para as demais variáveis independentes. ** valores de p obtidos usando a regressão logística binária bruta ou ajustada.

inseguras de moradia ou, simplesmente, alternativas mais cômodas de transporte (como ônibus escolar ao invés da caminhada ou bicicleta) são outros aspectos que favorecem o estilo de vida sedentário³. Essa situação é agravada pela menor cobertura e maior dificuldade de acesso aos serviços de saúde e atenção primária nas populações de menor condição financeira³, o que aumenta o reflexo negativo dessas mudanças socioculturais

e estruturais em aspectos da saúde pública, como a evolução da obesidade infantil. Esses achados têm importantes implicações práticas ao indicar a necessidade de se expandir as políticas de combate à obesidade infantil para abranger populações de regiões rurais e que frequentam escolas da rede pública de ensino.

Alguns pontos fortes podem ser destacados no presente estudo. Primeiro, a representatividade-

Tabela 4. Fatores associados à presença combinada de indicadores antropométricos alterados (IMC, CC e/ou RCEst elevados) em crianças. Colombo, Paraná, Brasil (2012).

Variáveis	Combinação de indicadores antropométricos (IMC, CC e/ou RCEst elevados)				
	n (%)	OR bruto (IC 95%)	Valor de p**	OR ajustado (IC 95%)*	Valor de p**
Sexo			0,50		0,75
Meninos	179 (17,5)	1,0		1,0	
Meninas	166 (16,4)	0,92 (0,73; 1,17)	0,20	0,96 (0,75; 1,22)	
Idade (anos)					0,43
6-7	107 (17,4)	1,0		1,0	
8-9	138 (15,0)	0,84 (0,50; 1,39)		0,78 (0,50; 1,21)	
10-11	100 (20,1)	1,20 (0,72; 1,99)		0,95 (0,61; 1,48)	
Turno de Ensino			0,20		0,08
Manhã	204 (18,1)	1,0		1,0	
Tarde	141 (15,5)	0,83 (0,63; 1,10)		0,77 (0,58; 1,02)	
Rede de Ensino			< 0,01		< 0,01
Pública	322 (25,0)	1,0		1,0	
Particular	23 (3,1)	0,09 (0,05; 0,18)		0,10 (0,05; 0,18)	
Localização da Escola			< 0,01		0,04
Urbana	329 (16,5)	1,0		1,0	
Rural	16 (39,0)	3,24 (1,72; 6,10)		1,90 (1,02; 3,54)	

CC: circunferência da cintura; IMC: índice de massa corporal; RCEst: razão cintura/estatura; OR (IC 95): *odds ratio* e intervalo de confiança de 95%. * Valores de OR e IC 95% ajustados para as demais variáveis independentes. ** valores de p obtidos usando a regressão logística binária bruta ou ajustada.

de da amostra, pois foram selecionadas crianças de diferentes regiões (urbana e rural) e redes de ensino (pública e particular), permitido à análise ser extrapolada para a população infantil do município avaliado. Outro ponto forte foi a utilização de três diferentes indicadores antropométricos de obesidade, o que contribuiu para um diagnóstico das obesidades geral e centralizada em crianças, bem como seus potenciais correlatos sociodemográficos. Por fim, é importante destacar a avaliação dos potenciais fatores associados à presença simultânea de indicadores antropométricos de gordura corporal elevados, algo pouco efetuado na literatura.

O presente estudo também tem limitações. A primeira se baseia na amostra do estudo ter sido avaliada de um município brasileiro, o que impossibilita a extrapolação desses resultados para crianças outras localidades. Outra limitação se refere à utilização de indicadores antropométricos, ao invés de medidas objetivas (por exemplo, DXA ou pletismografia), na estimativa da adiposidade corporal em crianças. Contudo, estes indicadores têm elevada precisão e representam importantes ferramentas clínicas e epidemiológicas

na identificação de obesidade geral e abdominal em crianças⁸. Por fim, embora seja um critério bastante utilizado em estudos brasileiros^{13,14}, os valores normativos de Fernández et al.²⁸ foram baseados no percentil da CC de crianças e adolescentes americanos e podem não refletir adequadamente a presença da obesidade abdominal em crianças brasileiras.

Conclusão

Em geral, as taxas de prevalência para indicadores antropométricos alterados (IMC, CC ou RCEst elevados) variaram de 4,4% (CC elevada) a 9,4% (IMC elevado), sendo baixas se comparadas às obtidas em outros estudos. Contudo, aproximadamente dois em cada dez crianças apresentavam pelo menos um indicador antropométrico elevado. Ser uma criança do sexo feminino ou mais velha esteve associado a menores *odds ratio* de ter IMC elevado e CC elevada, respectivamente. Entretanto, crianças da rede pública tiveram maior *odds ratio* de ter IMC, CC e RCEst elevados de forma isolada, bem como a rede de ensino

pública e a zona rural de moradia foram positivamente associadas ao acúmulo de indicadores antropométricos elevados.

Estes achados reforçam que, para algumas populações, o contexto de vida mais pobre e em zonas afastadas dos grandes centros urbanos podem ser fatores potencializadores do desenvolvimento de obesidade geral e/ou centralizada. Políticas públicas de saúde infantil nesta região devem direcionar suas atenções a estas peculiaridades. A promoção de uma comunidade e escola favorável à alimentação saudável e ao estilo de vida ativo nestas famílias de risco pode ser uma ação de destaque na promoção de saúde e melhoria do estado nutricional nesta população.

Colaboradores

VC Barbosa Filho participou de todas as etapas do estudo, da definição e delimitação da coleta, análise dos dados e escrita do artigo. EA Souza participou da interpretação e discussão dos resultados. RR Fagundes participou da definição do estudo, coordenou toda a coleta de dados e contribuiu na escrita do artigo. W Campos e AS Lopes participaram da definição do problema de estudo e revisaram o artigo em suas diferentes etapas. Todos os autores aprovaram a versão final do estudo.

Agradecimentos

VC Barbosa Filho agradece à *Coordenação de Aperfeiçoamento de Pessoal de Nível Superior (CAPES)*, pela bolsa de estudos durante o Doutorado.

Referências

1. World Health Organization (WHO). *Obesity: Preventing and managing the global epidemic*. Geneva: WHO; 2000.
2. De Onis M, Blössner M, Borghi E. Global prevalence and trends of overweight and obesity among preschool children. *Am J Clin Nutr* 2010; 92(5):1257-1264.
3. Dinsa G, Goryakin Y, Fumagalli E, Suhrcke M. Obesity and socioeconomic status in developing countries: A systematic review. *Obes Rev* 2012; 13(11):1067-1079.
4. Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE). *Pesquisa de Orçamentos Familiares: Antropometria e estado nutricional de crianças, adolescentes e adultos no Brasil*. Rio de Janeiro: IBGE; 2010.
5. Garnett SP, Baur LA, Cowell CT. The prevalence of increased central adiposity in Australian school children 1985 to 2007. *Obes Rev* 2011; 12(11):887-896.
6. McCarthy H, Jarrett K, Emmett P, Rogers I. Trends in waist circumferences in young British children: A comparative study. *Int J Obes* 2005; 29(2):157-162.
7. World Health Organization (WHO). *Growth reference data for 5-19 years*. Geneva: WHO; 2007.
8. World Health Organization (WHO). *Waist circumference and waist-hip ratio: Report of a WHO expert consultation*. Geneva: WHO; 2008.
9. Janssen I, Katzmarzyk PT, Srinivasan SR, Chen W, Malina RM, Bouchard C, Berenson GS. Combined influence of body mass index and waist circumference on coronary artery disease risk factors among children and adolescents. *Pediatr* 2005; 115(6):1623-1630.
10. Mokha JS, Srinivasan SR, DasMahapatra P, Fernandez C, Chen W, Xu J, Berenson GS. Utility of waist-to-height ratio in assessing the status of central obesity and related cardiometabolic risk profile among normal weight and overweight/obese children: The bogalusa heart study. *BMC Pediatr* 2010;10:73.
11. Adair L, Gordon Larsen P, Du S, Zhang B, Popkin B. The emergence of cardiometabolic disease risk in chinese children and adults: Consequences of changes in diet, physical activity and obesity. *Obes Rev* 2014; 15(Supl. 1):49-59.
12. Araújo VC, Konrad LM, Rabacow FM, Graup S, Amboni R, Farias Júnior JC. Prevalência de excesso de peso em adolescentes brasileiros: Um estudo de revisão sistemática. *Rev Bras Ativ Fis Saúde* 2012; 12(3):79-87.
13. Tassitano RM, Tenório MCM, Hallal PC. Revisão sistemática sobre obesidade em adolescentes brasileiros. *Rev Bras Cineantropom Desempenho Hum* 2009; 11(4):449-456.
14. Cavalcanti CB, Carvalho SC, Barros MVG. Indicadores antropométricos de obesidade abdominal: revisão dos artigos indexados na biblioteca Scielo. *Rev Bras Cineantropom Desempenho Hum* 2009; 11(2):217-225.
15. Rafrat M, Mohamadi E, Gargari B. Prevalence of overall and abdominal obesity among adolescent high school girls in Tabriz, Iran. *Int Med J Malaysia* 2013; 12(1):27-32.
16. Ricardo GD, Gabriel CG, Corso ACT. Anthropometric profile and abdominal adiposity of school children aged between 6 and 10 years in southern Brazil. *Rev Bras Cineantropom Desempenho Hum* 2012; 14(6):636-646.

17. Xiong F, Garnett SP, Cowell CT, Biesheuvel C, Zeng Y, Long C-L, Wang Q, Wang D-G, Luo Y-H, Luo S-Q. Waist circumference and waist-to-height ratio in Han Chinese children living in Chongqing, south-west China. *Public Health Nutr* 2011; 14(1):20-26.
18. Pinto ICS, Arruda IKG, Diniz AS, Cavalcanti AMT. Prevalência de excesso de peso e obesidade abdominal, segundo parâmetros antropométricos, e associação com maturação sexual em adolescentes escolares. *Cad Saude Publica* 2010; 26(9):1727-1737.
19. Maddah M, Nikooyeh B. Obesity among Iranian adolescent girls: Location of residence and parental obesity. *J Health Popul Nutr* 2010; 28(1):61-66.
20. Misra A, Shah P, Goel K, Hazra DK, Gupta R, Seth P, Tallikoti P, Mohan I, Bhargava R, Bajaj S. The high burden of obesity and abdominal obesity in urban Indian schoolchildren: A multicentric study of 38,296 children. *Ann Nutr Metab* 2011; 58(3):203-211.
21. Bamoshmoosh M, Massetti L, Aklan H, Al-Karewany M, Al Goshae H, Modesti PA. Central obesity in Yemeni children: A population based cross-sectional study. *World J Cardiol* 2013; 5(8):295-304.
22. Pedroni JL, Rech RR, Halpern R, Marin S, Roth LR, Sirtoli M, Cavalli A. Prevalência de obesidade abdominal e excesso de gordura em escolares de uma cidade serrana no sul do Brasil. *Cien Saude Colet* 2013; 18(5):1417-1425.
23. Silva DAS, Pelegrini A, Silva AF, Grigollo LR, Petroski EL. Obesidade abdominal e fatores associados em adolescentes: comparação de duas regiões brasileiras diferentes economicamente. *Arq Bras Endocrinol Metab* 2012; 56(5):291-299.
24. Toriola A, Moselakgomo V, Shaw B, Goon D, Anyanwu F. Are rural south african children abdominally obese? *Pak J Med Sci* 2013; 29(3):740-743.
25. Luiz R, Magnanini M. The logic of sample size determination in epidemiological research. *Cad Saude Colet* 2000; 8(2):9-28.
26. Gordon C, Chumlea W, Roche A. Stature, recumbent length, and weight. In: Lohman TG, Martorell R, ed. *Anthropometric standardization reference manual*. Champaign: Human kinetics Books. 1988:3-8.
27. Callaway CW, Chumlea WC, Bouchard C, Himes JH, Lohman TG, Martin AD, Mitchell CD, Mueller WH, Roche AF, Seefeldt VD. Circumferences. In: Lohman TG, Martorell R, editors. *Anthropometric standardization reference manual*. Champaign: Human Kinetics Books; 1988. p. 39-54.
28. Fernández JR, Redden DT, Pietrobelli A, Allison DB. Waist circumference percentiles in nationally representative samples of African-American, European-American, and Mexican-American children and adolescents. *J Pediatr* 2004; 145(4):439-444.
29. Barbosa Filho VC, Campos W, Fagundes RR, Lopes AS. Anthropometric indices among schoolchildren from a municipality in southern Brazil: A descriptive analysis using the LMS method. *Rev Paulista Pediatr* 2014; 32(4):333-341.
30. Barbosa Filho VC, Quadros TMB, Souza EA, Gordia AP, Campos W. A utilização do critério da Organização Mundial de Saúde para classificação do estado nutricional em crianças. *Motr Rev Educ Fis* 2010; 16(4):811-819.
31. Moraes AC, Fadoni R, Ricardi L, Souza T, Rosaneli C, Nakashima A, Falcão M. Prevalence of abdominal obesity in adolescents: A systematic review. *Obes Rev* 2011; 12(2):69-77.

Artigo apresentado em 27/04/2014

Aprovado em 15/04/2015

Versão final apresentada em 17/04/2015