

Estimativa de peso em idosos institucionalizados: qual equação utilizar?

Estimating weight in elderly residents in nursing homes: which equation to use?

Marcos Felipe Silva de Lima^I, Natália Louise de Araújo Cabral^I, Larissa Praça de Oliveira^I, Laura Camila Pereira Liberalino^I, Maria Helena Constantino Spyrides^{II}, Kenio Costa de Lima^{III}, Clélia de Oliveira Lyra^{IV}

RESUMO: *Introdução:* Na impossibilidade de mensuração do peso em idosos, métodos de estimativa podem ser empregados. Entretanto, tais métodos nem sempre são aplicáveis, podendo levar a erros de estimativa que comprometem tanto a prática clínica quanto resultados em estudos epidemiológicos. *Objetivo:* Comparar e validar métodos de estimativa de peso em idosos residentes em instituições de longa permanência de Natal, Rio Grande do Norte. *Métodos:* Avaliaram-se as equações qualitativamente pela reprodutibilidade das medidas que as compunham e, quantitativamente, pela diferença média entre o peso mensurado e os estimados, e utilizado o teste *t* de Student para amostras pareadas ou ANOVA, coeficiente de determinação (R^2), raiz do erro quadrático médio (REQM), coeficiente de correlação intraclasse (CCI) e análise gráfica de resíduos. Adotou-se como valor de significância $p < 0,05$. Considerou-se aplicável quando a equação apresentava $R^2 > 0,7$; menor REQM dentre as equações avaliadas; $CCI > 0,7$; e respectivo intervalo de confiança 95% com menor distância entre os limites inferior e superior. *Resultados:* Avaliaram-se 315 idosos de 10 instituições de longa permanência de Natal. O peso corporal médio foi maior nos idosos mais jovens e sem restrição de mobilidade. A análise qualitativa mostrou a equação 5 como a de melhor reprodutibilidade, uma vez que não utiliza medidas de dobras cutâneas. A análise quantitativa revelou a equação 5 como a de melhor aplicabilidade em toda a população avaliada e nos diferentes sexos, faixas etárias (60 a 69 anos, 70 a 79 anos e 80 anos ou mais) e condição de restrição de mobilidade. *Conclusão:* A equação 5 foi aplicável para a estimativa de peso na população avaliada e nos diferentes estratos analisados.

Palavras-chave: Estudos transversais. Estudos de validação. Saúde do idoso. Estado nutricional. Avaliação nutricional. Antropometria.

^IPrograma de Pós-graduação em Saúde Coletiva, Universidade Federal do Rio Grande do Norte – Natal (RN), Brasil.

^{II}Departamento de Ciências Atmosféricas e Climáticas, Universidade Federal do Rio Grande do Norte – Natal (RN), Brasil.

^{III}Departamento de Odontologia, Universidade Federal do Rio Grande do Norte – Natal (RN), Brasil.

^{IV}Departamento de Nutrição, Universidade Federal do Rio Grande do Norte – Natal (RN), Brasil.

Autor correspondente: Clélia de Oliveira Lyra. Universidade Federal do Rio Grande do Norte, Centro de Ciências da Saúde, Departamento de Nutrição, Avenida Senador Salgado Filho, 3000, Campus Universitário, Lagoa Nova, CEP: 59078-970, Natal, RN, Brasil. E-mail: clelialyra@gmail.com

Conflito de interesses: nada a declarar – **Fonte de financiamento:** Fundação de Apoio à Pesquisa do Estado do Rio Grande do Norte (FAPERN), edital FAPERN/CNPq 003/2011, Programa de Apoio a Núcleos Emergentes (PRONEM), processo nº 77228/2013.

ABSTRACT: Introduction: When it is impossible to measure weight in the elderly, estimation methods can be employed. However, such methods are not always applicable and can lead to estimation errors that compromise both the clinical practice and the results in epidemiological studies. **Objective:** To compare and validate weight estimation methods in the elderly living in nursing homes in Natal, Rio Grande do Norte, Brazil. **Methods:** The equations were evaluated qualitatively, by the reproducibility of the measurements that comprised them, and quantitatively, by the mean difference between the measured and the estimated weights, using Student's *t*-test for paired samples or ANOVA, the coefficient of determination (R^2), root mean square error (RMSE), intra-class correlation coefficient (ICC) and graphical analysis of residuals. The significance value adopted was of $p < 0.05$. It was considered applicable when the equation presented $R^2 > 0.7$; lowest RMSE among the evaluated equations; $ICC > 0.7$; and respective 95% confidence interval with less distance between the upper and lower limits. **Results:** We evaluated 315 elderly from 10 nursing homes in Natal. The mean body weight was higher in the younger elderly and those without mobility restriction. The qualitative analysis showed the equation 5 as having the best reproducibility, since it does not use skinfold measurements. The quantitative analysis revealed the equation 5 as the one with the best applicability across the studied population and in the different genders, age groups (60 – 69 years, 70 – 79 years, and 80 years or more), and mobility restriction conditions. **Conclusion:** The equation 5 was applicable for estimating weight in the evaluated population and in the different strata analyzed.

Keywords: Cross-sectional studies. Validation studies. Health of the elderly. Nutritional status. Nutrition assessment. Anthropometry.

INTRODUÇÃO

O envelhecimento é uma fase da vida marcada pela potencialização do declínio físico e funcional. Nesse grupo, especialmente os idosos institucionalizados, são os que apresentam maior vulnerabilidade e comprometimento da autonomia e independência¹. Quando aliado a alterações fisiológicas próprias do envelhecimento e morbidades prevalentes nessa fase da vida, como as doenças crônicas não transmissíveis, dentre outras, o estado nutricional (EN) pode ser afetado e resultar em déficits antropométricos e nutricionais ou excesso de peso, prejudicando ainda mais a saúde². Dessa maneira, a avaliação do EN é uma importante ferramenta no monitoramento da situação nutricional.

O peso corporal, que compõe o Índice de Massa Corporal (IMC), é a principal medida utilizada na avaliação antropométrica. Alterações no peso refletem em desequilíbrio entre ingestão e consumo alimentar. A perda de peso involuntária está intimamente relacionada com a síndrome da fragilidade em idosos e caracteriza-se pela diminuição de reservas fisiológicas e déficits capazes de provocar efeitos adversos à saúde, como quedas, agravamento de doenças, incapacidade funcional, comorbidades, hospitalização, institucionalização prolongada e morte^{3,4}.

Apesar da importância dessa medida no monitoramento do estado nutricional e tratamentos de saúde, a mensuração do peso é dificultada em idosos com restrição de mobilidade. Nesses casos, o peso pode ser estimado a partir de outras medidas antropométricas⁵.

O principal método utilizado na literatura científica são os protocolos e equações de predição de peso desenvolvidas por Chumlea et al.⁶. Essas equações foram desenvolvidas para idosos americanos, de etnia branca, com idade entre 65 e 104 anos. No Brasil apenas um protocolo de mensuração foi desenvolvido⁷, sendo conduzido com pacientes hospitalizados, de idade entre 32 e 66 anos. Ressalta-se que a aplicação dessas equações deve levar em consideração a compatibilidade das características entre a população que originou os métodos e a que se pretende avaliar.

As equações de estimativa, quando não aplicáveis a um determinado indivíduo ou população, podem levar a erros de estimativa tanto na prática clínica quanto em levantamentos epidemiológicos. Já uma estimativa de peso inadequada pode levar a terapias medicamentosas e dietoterápicas que não atendem às necessidades individuais e/ou coletivas. Diante da importância da aplicabilidade de métodos simplificados para detectar precocemente possíveis alterações no estado nutricional antropométrico em idosos institucionalizados, o presente estudo objetivou comparar e validar métodos de estimativa de peso em idosos residentes em instituições de longa permanência para idosos (ILPI). Nesse sentido, o estudo pretende contribuir para o monitoramento do EN antropométrico para futuras intervenções nutricionais e subsidiar recomendações quanto aos métodos para estimativa do peso corporal nessa população.

MÉTODOS

Trata-se de um estudo transversal com caráter censitário conduzido com idosos residentes em ILPI de Natal, Rio Grande do Norte, no período de outubro de 2013 a junho de 2014. No início da pesquisa 14 ILPI estavam cadastradas na Coordenadoria de Vigilância Sanitária (COVISA) do município, sendo o universo populacional de 409 idosos. Os critérios de inclusão compreenderam os residentes em ILPI com idade igual ou superior a 60 anos e que estavam presentes no momento da coleta de dados. Os critérios de exclusão corresponderam aos indivíduos com membros amputados ou incapacidade física que impossibilitasse a mensuração das medidas antropométricas, como presença de úlceras de pressão sacrais e pós-operatório de ortopedia.

Uma equipe técnica composta por dois antropometristas previamente treinados e calibrados realizou a coleta dos dados. Realizou-se a calibração por meio do erro técnico de medida (ETM) intra e interavaliador, adotando como percentual de erro aceitável para os antropometristas estarem aptos à coleta em campo a classificação de antropometrista experiente proposta por Pederson e Gore⁸.

Mensuraram-se as seguintes medidas antropométricas: perímetro do braço (PB), da panturrilha (PP) e cintura (PC), dobra cutânea subescapular (DCSE) e altura do joelho (AJ). O protocolo de mensuração das medidas antropométricas seguiu o proposto por cada autor na elaboração dos métodos de estimativa. Avaliaram-se todas as medidas em duplicata, sendo cada medida mensurada uma vez e posteriormente repetidas na mesma sequência, iniciando-se pelos membros superiores, região do tronco e depois inferiores. Mensurou-se essas medidas com uma trena antropométrica (Sanny[®]) de 150 cm para as medidas de perímetros;

um plicômetro científico do tipo Lange[®], com precisão de 1,0 mm para as dobras cutâneas; e um antropômetro de 100 cm para a altura do joelho. Além dessas medidas, mensurou-se o peso corpóreo, nos idosos que deambulavam, com uma balança eletrônica Balmak[®], com capacidade de 300 kg e precisão de 50 g. Nos idosos acamados, mensurou-se o peso com a balança SECA[®] 985 (balança de cama e diálise eletrônica com carrinho de equipamento).

Utilizou-se o peso observado como medida padrão para comparação das equações de estimativa de peso. O peso estimado foi calculado a partir das medidas de perímetros e dobra cutânea, utilizando-se as Equações 1 a 3, segundo Chumlea et al.⁶:

$$\text{Feminino: } P \text{ (kg)} = (\text{PB} \times 1,63) + (\text{PP} \times 1,43) - 37,46 \quad (1)$$

$$\text{Masculino: } P \text{ (kg)} = (\text{PB} \times 2,31) + (\text{PP} \times 1,50) - 50,10 \quad (1)$$

$$\text{Feminino: } P \text{ (kg)} = (\text{PB} \times 0,92) + (\text{PP} \times 1,50) + (\text{DCSE} \times 0,42) - 26,19 \quad (2)$$

$$\text{Masculino: } P \text{ (kg)} = (\text{PB} \times 1,92) + (\text{PP} \times 1,44) + (\text{DCSE} \times 0,26) - 39,97 \quad (2)$$

$$\text{Feminino: } P \text{ (kg)} = (\text{PB} \times 0,98) + (\text{PP} \times 1,27) + (\text{DCSE} \times 0,40) + (\text{AJ} \times 0,87) - 62,35 \quad (3)$$

$$\text{Masculino: } P \text{ (kg)} = (\text{PB} \times 1,73) + (\text{PP} \times 0,98) + (\text{DCSE} \times 0,37) + (\text{AJ} \times 1,16) - 81,69 \quad (3)$$

E as Equações 4 a 6 segundo Rabito et al.⁷:

$$P \text{ (kg)} = (0,5030 \times \text{PB}) + (0,5634 \times \text{PC}) + (1,318 \times \text{PP}) + (0,0339 \times \text{DCSE}) - 43,156 \quad (4)$$

$$P \text{ (kg)} = (0,4808 \times \text{PB}) + (0,5646 \times \text{PC}) + (1,316 \times \text{PP}) - 42,2450 \quad (5)$$

$$P \text{ (kg)} = (0,5759 \times \text{PB}) + (0,5263 \times \text{PC}) + (1,2452 \times \text{PP}) - (4,8689 \times \text{SEXO}) - 32,9241 \quad (6)$$

Nas quais:

P = peso;

PB = perímetro do braço (cm);

PC = perímetro da cintura (cm);

PP = perímetro da panturrilha (cm);

DCSE = dobra cutânea subescapular (mm);

AJ = altura do joelho (cm);

SEXO = 1 se masculino, 2 se feminino.

Analysaram-se os dados por meio do programa IBM SPSS[®] versão 14.0 para Microsoft Windows[®]. Na caracterização da amostra, avaliou-se toda a população do estudo e estratificou-se por sexo (masculino e feminino), faixa etária (60 a 69 anos, 70 a 79 anos e 80 anos ou mais) e restrição de mobilidade (com e sem). Visando avaliar a qualidade das medidas antropométricas coletadas, realizou-se teste de diferença de médias, utilizando-se o teste *t* de Student para amostras independentes com as variáveis sexo e restrição de mobilidade e ANOVA para a variável faixa etária (60 a 69 anos, 70 a 79 anos e 80 anos ou mais).

A avaliação das equações de estimativa propostas por Chumlea et al.⁶ e Rabito et al.⁷ se deu por métodos qualitativos e quantitativos. Qualitativamente, realizou-se a análise das equações a partir da plausibilidade e facilidade de mensuração de medida antropométrica que compõe o método de estimativa e a reprodutibilidade da medida. Elaborou-se um escore a partir dos ETM calculados na calibração dos antropometristas examinadores. Atribuiu-se o escore a partir da média ponderada entre os valores do ETM intra-avaliador dos dois avaliadores (peso 1 em cada) e do ETM interavaliador (peso 2). Estabeleceu-se escore de valor 1 para cada sítio antropométrico que apresentou um ETM médio maior ou igual a 1.

Quantitativamente, avaliaram-se o peso observado pelos antropometristas e estimados pelas equações de Chumlea et al.⁶ e Rabito et al.⁷ utilizando análise descritiva, diferença média entre o mensurado e os estimados e respectivo intervalo de confiança de 95% (IC95%) e teste *t* de Student para amostras pareadas. Na análise de concordância utilizou-se o coeficiente de determinação (R^2), raiz do erro quadrático médio (REQM), coeficiente de correlação intra-classe (CCI) e seus respectivos IC95%. Para verificar a magnitude dos erros de cada equação, utilizou-se a análise gráfica dos resíduos padronizados e o teste de Kolmogorov-Smirnov para verificar a aderência dos resíduos à curva normal. Adotou-se como valor de significância para todas as análises $p < 0,05$. Considerou-se um método de estimativa aplicável para um determinado grupo quando o R^2 foi maior do que 0,7; apresentava a menor REQM dentre os métodos avaliados; CCI maior do que 0,7; respectivo IC95% com menor distância entre os limites inferior e superior; e quando houve homogeneidade da variância na análise gráfica de resíduos.

O estudo foi aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa da Universidade Federal do Rio Grande do Norte, sob o parecer número 308/2012 (CAAE 0290.0.051.000-11).

RESULTADOS

Quatro ILPI recusaram a participação na pesquisa, sendo 1 sem fins lucrativos e 3 com fins lucrativos, implicando na perda de 77 indivíduos. Dos idosos que satisfizeram os critérios de elegibilidade, considerou-se 17 perdas relativas à recusa, resultando em 315 idosos residentes avaliados, em 10 ILPI do município de Natal. A proporção de perdas correspondeu a 22,9% em relação aos indivíduos elegíveis a participar do estudo.

A maior parte dos avaliados eram do sexo feminino (76,8%). Em relação à faixa etária, verificou-se uma diminuição significativa do peso conforme o aumento da idade, com uma redução média de 4,06 kg a cada década. A média de idade dos idosos com restrição de mobilidade foi significativamente maior do que a dos idosos sem restrição de mobilidade. Em relação ao peso corporal, os idosos sem restrição de mobilidade apresentaram peso médio cerca de 10 kg a mais do que os com restrição de mobilidade (Tabela 1).

A análise qualitativa das equações de estimativa de peso mostrou que as médias ponderadas do ETM para as medidas de DCSE e perímetro braquial obtiveram escore maior ou igual a 1. Os métodos de estimativa menos pontuados foram as equações de Rabito et al.⁷ (Equações 5 e 6) e de Chumlea et al.⁶ (Equação 1). Nessas equações, apenas o perímetro braquial apresentou ETM médio maior ou igual a 1.

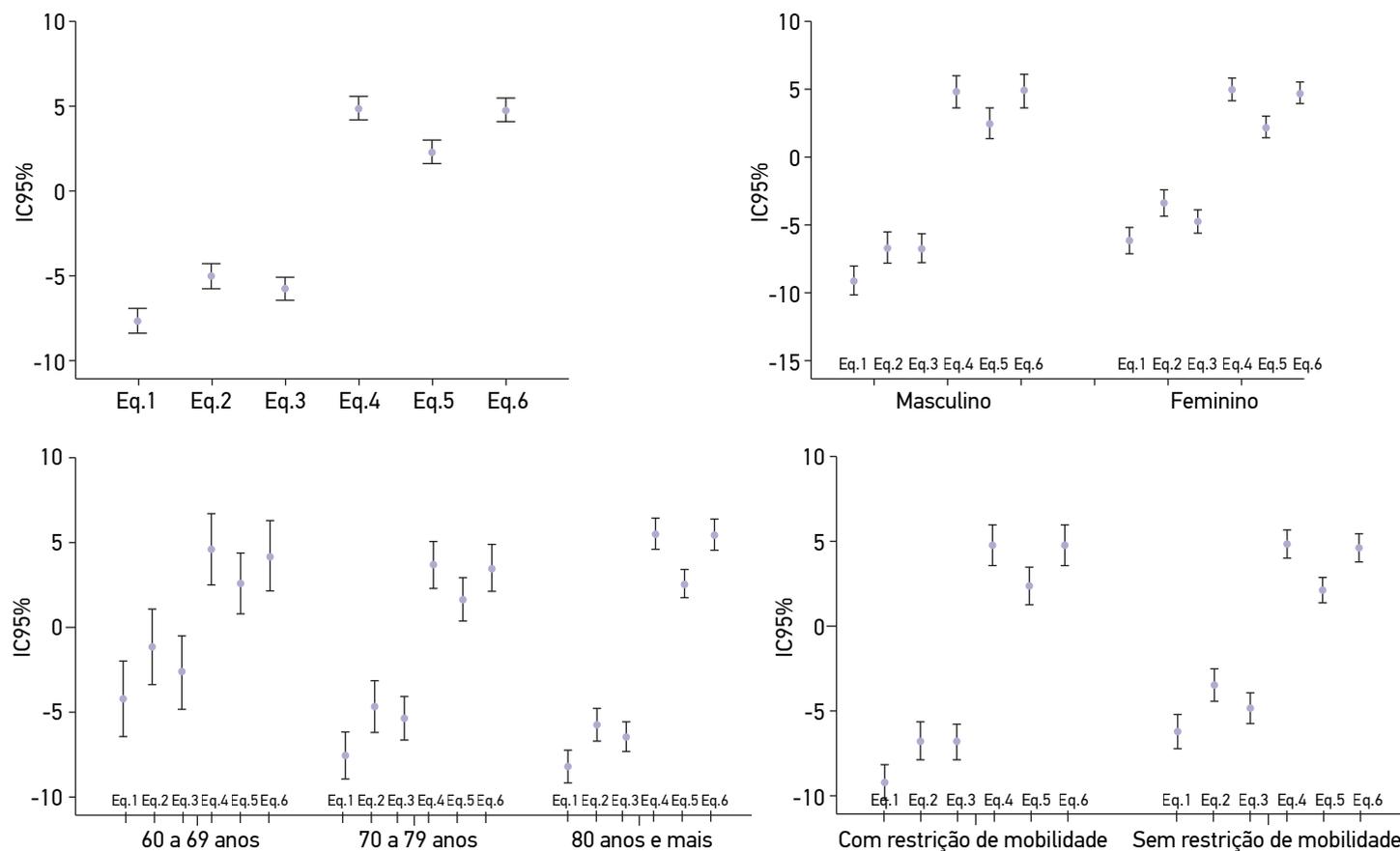
A análise das equações de estimativa em toda a população estudada permitiu verificar uma subestimação do peso com o uso das equações de Chumlea et al.⁶ (Equações 1 a 3) e superestimação com as equações de Rabito et al.⁷ (Equações 4 a 6). A equação de Chumlea et al.⁶ (Equação 2), que apresentou menor diferença média, subestimou o peso em aproximadamente 5 kg. A equação de Rabito et al.⁷ (Equação 5) foi a que apresentou menor diferença média, superestimando o peso em 2,3 kg, diferença considerada estatisticamente significativa (Figura 1).

Na análise por sexo, foram verificadas semelhanças de resultados. Contudo, as diferenças médias entre o peso observado e o peso estimado foram maiores para o sexo feminino, com exceção da equação de Rabito et al.⁷ (Equação 5), que apresentou o mesmo valor de diferença média. As estimativas a partir da equação de Rabito et al.⁷ (Equações 4 e 6) para o sexo masculino foram as únicas que não apresentaram diferença estatisticamente significativa entre peso observado e peso estimado (Figura 1).

Tabela 1. Caracterização da população de idosos residentes em instituições de longa permanência, Natal, Rio Grande do Norte, 2014.

	População (n = 315)	Masculino (n = 73)	Feminino (n = 242)	60 a 69 anos (n = 31)	70 a 79 anos (n = 91)	80 anos ou mais (n = 193)	Sem restrição de mobilidade (n = 168)	Com restrição de mobilidade (n = 147)
	Média (DP)	Média (DP)	Média (DP)	Média (DP)	Média (DP)	Média (DP)	Média (DP)	Média (DP)
Idade ^{a,b,c}	81,96 (9,04)	78,68 (9,69)	82,94 (8,62)	65,74 (2,52)	75,13 (3,03)	87,78 (5,46)	79,91 (8,74)	84,29 (8,84)
Peso ^{a,b,c}	53,97 (14,57)	61,54 (14,18)	51,69 (13,92)	60,07 (14,64)	56,19 (16,14)	51,95 (13,37)	58,83 (14,19)	48,42 (12,95)
Altura do joelho ^{a,b}	47,7 (3,0)	50,8 (2,8)	46,8 (2,5)	47,9 (3,4)	48,2 (3,1)	47,5 (2,9)	47,7 (2,9)	47,8 (3,3)
Perímetro da cintura ^c	89,3 (14,2)	91,7 (12,3)	88,5 (14,6)	91,6 (13,6)	89,6 (14,7)	88,7 (14,72)	91,0 (14,0)	87,3 (14,1)
Perímetro braquial ^{a,b,c}	24,5 (4,7)	26,0 (3,8)	24,1 (4,8)	27,5 (4,5)	25,1 (5,1)	23,7 (4,3)	26,2 (4,6)	22,6 (3,9)
Perímetro da panturrilha ^{a,b,c}	29,5 (5,4)	30,8 (4,4)	29,1 (5,6)	31,6 (4,9)	29,8 (5,3)	29,0 (5,4)	31,7 (4,4)	26,9 (5,3)
Dobra cutânea tricipital ^{b,c}	15,7 (8,8)	14,1 (7,8)	16,2 (9,1)	19,3 (10,6)	16,2 (9,7)	14,9 (7,9)	18,3 (8,9)	12,8 (7,8)
Dobra cutânea subescapular ^{a,b,c}	15,8 (8,5)	17,7 (8,3)	15,3 (8,5)	21,5 (10,3)	17,3 (9,5)	14,2 (7,2)	18,8 (9,0)	12,4 (6,4)

DP: desvio padrão; ^avalor p estatisticamente significativo para teste t de diferença de médias entre os sexos masculino e feminino; ^bvalor p estatisticamente significativo para ANOVA entre as faixas de idade; ^cvalor p estatisticamente significativo para teste t de diferença de médias entre os grupos com e sem restrição de mobilidade.



Eq. 1, 2 e 3 (Chumlea et al.⁶); Eq. 4, 5 e 6 (Rabito et al.⁷).

Nota: Os limitantes das barras de erro correspondem aos limites inferiores e superiores do intervalo de confiança de 95% para a diferença média.

Figura 1. Diferença média entre os pesos estimados e o mensurado para a população idosa residente em instituições de longa permanência para idosos avaliada e estratificada por sexo, faixa etária e restrição de mobilidade, Natal, Rio Grande do Norte.

Já na análise por faixa etária, verificamos que as diferenças médias observadas com o uso das equações de Chumlea et al.⁶ (Equações 1 a 3) aumentaram conforme elevou-se a idade. Apenas a equação de Chumlea et al.⁶ (Equação 2) não apresentou diferença estatisticamente para idosos entre 60 e 69 anos. Dentre as equações de Rabito et al.⁷, a Equação 5 foi a que apresentou menor diferença média (Figura 1).

Em relação à restrição de mobilidade, observou-se uma grande diferença média entre o peso observado e estimado utilizando as equações de Chumlea et al.⁶ (Equações 1 a 3). Essa diferença média foi maior nos indivíduos com restrição de mobilidade, com subestimação de 6,8 a 9,2 kg. As equações de Rabito et al.⁷ (Equações 4 a 6) apresentaram elevada diferença média tanto no grupo com restrição quanto no grupo sem restrição de mobilidade. A equação de Rabito et al.⁷ (Equação 5) foi a que apresentou menor diferença média, superestimando o peso em 2,2 kg ($p < 0,05$) para os idosos sem restrição de mobilidade e em 2,5 kg para os idosos com restrição de mobilidade ($p < 0,05$) (Figura 1).

A análise de concordância permitiu verificar que a equação de Rabito et al.⁷ (Equação 5) foi a que apresentou a melhor aplicabilidade considerando toda a população avaliada e estratificando-se por sexo, faixa etária e restrição de mobilidade. Salienta-se que, para o sexo masculino, a equação de Chumlea et al.⁶ (Equação 3) e as equações de Rabito et al.⁷ (Equações 5 e 6) satisfizeram as condições de aplicabilidade. Entre os idosos de 60 a 69 anos, destacou-se a equação de Chumlea et al.⁶ (Equação 2) (Tabela 2).

A normalidade dos resíduos só foi verificada na equação de Chumlea et al.⁶ (Equação 3) ($p = 0,094$). Quanto à análise gráfica, observou-se que os gráficos gerados pelos métodos de Chumlea et al.⁶ (Equações 1 a 3) foram bem semelhantes entre si, assim como Rabito et al.⁷ (Equações 4 a 6). As equações de Chumlea et al.⁶ (Equações 1 a 3) apresentaram mais *outliers* abaixo de -3 desvios padrão (DP), enquanto a equação de Rabito et al.⁷ (Equação 5) apresentou mais *outliers* acima de +3 DP. Com a análise gráfica foi possível observar um aumento na dispersão de forma crescente nas Equações 1 a 3⁶, indicando violação da hipótese de homogeneidade da variância (Figura 2).

DISCUSSÃO

O presente estudo apresentou caráter censitário e é pioneiro em comparar e validar métodos de estimativa de peso em idosos residentes em instituições de longa permanência, além de apresentar os coeficientes de correlação intraclasse entre as equações mais apropriadas para estimativas de peso nessa população.

A opção de utilizar as equações de Rabito et al.⁷ (Equações 4 a 6) é justificada pela semelhança entre a população hospitalizada e institucionalizada, além da etnia, uma vez que se trata de um estudo nacional. Ao se escolher um método de estimativa de peso a ser utilizado em um determinado indivíduo é necessário considerar fatores relacionados ao avaliado e ao avaliador. Em relação ao avaliador, faz-se necessário que este seja treinado na coleta de medidas antropométricas, além de ter em mãos equipamentos calibrados para mensuração ideal do sítio antropométrico que se pretende medir.

Tabela 2. Análise de concordância do peso observado e estimado de toda a população de idosos residentes em instituições de longa permanência para idosos e estratificada por sexo, faixa etária e restrição de mobilidade, Natal, Rio Grande do Norte, 2014.

	Eq. 1	Eq. 2	Eq. 3	Eq. 4	Eq. 5	Eq. 6
Total						
R ²	0,816	0,801	0,837	0,826	0,854	0,823
REQM	6,254	6,504	5,890	6,083	5,575	6,123
CCI	0,799	0,847	0,851	0,862	0,912	0,862
IC95%	0,154 – 0,925	0,598 – 0,924	0,423 – 0,939	0,600 – 0,934	0,866 – 0,940	0,612 – 0,934
Masculino						
R ²	0,733	0,731	0,824	0,815	0,819	0,815
REQM	7,385	7,395	5,997	6,139	6,064	6,134
CCI	0,801	0,843	0,891	0,899	0,888	0,899
IC95%	0,505 – 0,904	0,747 – 0,902	0,803 – 0,937	0,843 – 0,935	0,810 – 0,933	0,844 – 0,935
Feminino						
R ²	0,823	0,801	0,832	0,850	0,856	0,848
REQM	5,884	6,218	5,728	5,388	5,314	5,444
CCI	0,775	0,828	0,819	0,846	0,910	0,847
IC95%	0,025 – 0,922	0,428 – 0,925	0,188 – 0,933	0,379 – 0,938	0,859 – 0,939	0,384 – 0,939
60 a 69 anos						
R ²	0,846	0,845	0,846	0,859	0,854	0,859
REQM	5,829	5,865	5,845	5,580	4,826	5,573
CCI	0,887	0,918	0,907	0,886	0,912	0,893
IC95%	0,647 – 0,955	0,838 – 0,959	0,797 – 0,957	0,572 – 0,958	0,866 – 0,940	0,629 – 0,959

Continua...

Tabela 2. Continuação.

	Eq. 1	Eq. 2	Eq. 3	Eq. 4	Eq. 5	Eq. 6
70 a 79 anos						
R ²	0,835	0,815	0,859	0,837	0,819	0,835
REQM	6,570	6,987	6,090	6,558	6,046	6,574
CCI	0,826	0,868	0,878	0,892	0,888	0,893
IC95%	0,197 – 0,938	0,672 – 0,934	0,526 – 0,951	0,769 – 0,942	0,810 – 0,933	0,781 – 0,941
80 anos e mais						
R ²	0,792	0,776	0,817	0,815	0,856	0,814
REQM	6,126	6,335	5,738	5,749	5,361	5,795
CCI	0,756	0,810	0,814	0,835	0,910	0,835
IC95%	0,049 – 0,911	0,411 – 0,915	0,240 – 0,928	0,457 – 0,928	0,859 – 0,939	0,458 – 0,928
Sem restrição de mobilidade						
R ²	0,797	0,801	0,835	0,859	0,885	0,857
REQM	6,409	6,356	5,767	5,349	4,831	5,378
CCI	0,815	0,869	0,864	0,874	0,930	0,878
IC95%	0,332 – 0,924	0,750 – 0,924	0,543 – 0,940	0,496 – 0,949	0,878 – 0,956	0,544 – 0,949
Com restrição de mobilidade						
R ²	0,785	0,743	0,789	0,746	0,789	0,743
REQM	6,025	6,577	5,976	6,543	5,978	6,578
CCI	0,715	0,763	0,785	0,808	0,867	0,806
IC95%	- 0,038 – 0,900	0,234 – 0,900	0,184 – 0,91	0,576 – 0,898	0,798 – 0,910	0,566 – 0,989

R²: coeficiente de determinação; REQM: raiz do erro quadrático médio; CCI: coeficiente de correlação intraclasse; IC95%: intervalo de confiança de 95%. Eq. 1, 2 e 3 (Chumlea et al.⁶); Eq. 4, 5 e 6 (Rabito et al.⁷).

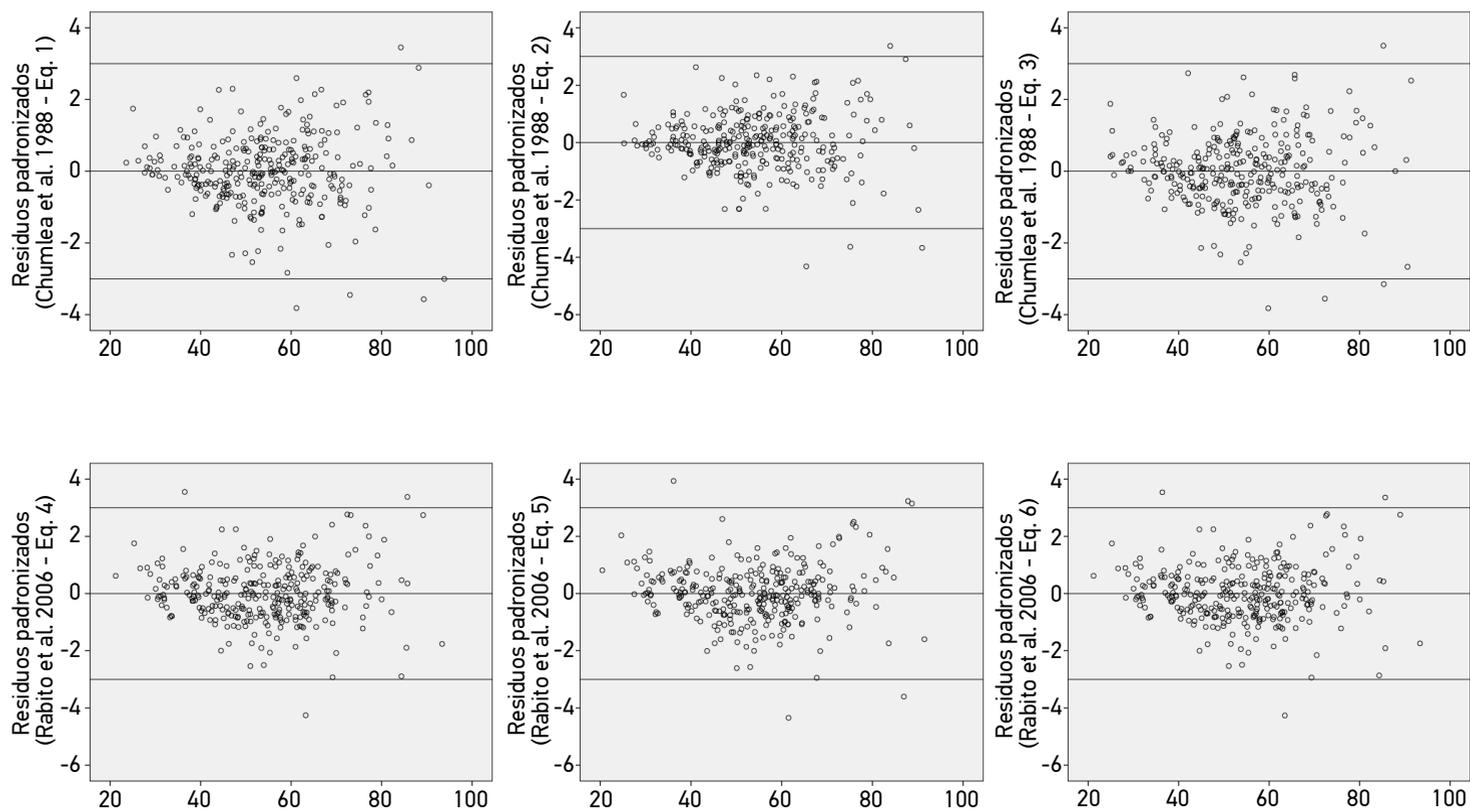


Figura 2. Análise gráfica dos resíduos das equações estimativas de peso padronizados, Natal, Rio Grande do Norte, 2014.

A análise qualitativa evidenciou que as equações que não utilizaram medidas de dobras cutâneas apresentaram maior reprodutibilidade, uma vez que essas são de difícil padronização. A própria classificação do ETM possui valores diferenciados entre dobras cutâneas e outras medidas antropométricas, sendo aceitos valores de ETM para dobras cutâneas maiores do que o das outras medidas⁹.

A prática da coleta de dados permitiu observar que as medidas antropométricas realizadas na parte posterior do corpo são de difícil mensuração, devido ao posicionamento do idoso no leito. Muitas vezes, em virtude da condição de fragilidade dos idosos institucionalizados, não é possível mobilizá-los à posição adequada para a tomada das medidas. Portanto, uma boa equação de estimativa deve priorizar medidas antropométricas de fácil aplicação, e as equações que incluem as medidas de DCSE e PC devem ser preteridas ou utilizadas quando o idoso oferece condições de mensurá-las adequadamente.

Em relação à avaliação quantitativa das equações de estimativa de peso, verificou-se que as equações propostas por Chumlea et al.⁶ (Equações 1 a 3) tiveram valores médios menores do que o peso observado, ao passo que as equações de Rabito et al.⁷ (Equações 4 a 6) tiveram valores médios maiores. Estudo realizado por Barceló et al.¹⁰ avaliou a acurácia do peso estimado pela equação de Chumlea et al.⁶ (Equação 3) com o peso observado em idosos espanhóis hospitalizados com idade média de $83,6 \pm 6,6$ anos e que conseguiam ficar de pé. Observou-se que a equação de Chumlea et al.⁶ (Equação 3) subestimou o peso em 7,4 kg, valor maior do que o observado no presente estudo.

Estudo de validação conduzido com pacientes hospitalizados evidenciou boa concordância entre peso observado e estimado, utilizando as equações de Rabito et al.⁷. Pesquisa realizada com 30 idosos brasileiros, do sexo feminino¹¹ avaliou a equação de Chumlea et al.⁶ (Equação 3). Os autores não observaram diferença significativa e indicaram tal equação para estimativa de peso em idosos, embora reconheçam a interferência do tamanho da amostra e a análise de um sexo como limitação do estudo. O mesmo resultado foi encontrado por Sampaio et al.¹².

A análise de concordância realizada evidenciou que a equação de Rabito et al.⁷ (Equação 5) apresentou melhor aplicabilidade considerando toda a população e os estratos (sexo, faixa etária e restrição de mobilidade). Observou-se que, para os idosos do sexo feminino, 80 anos ou mais e que apresentavam restrição de mobilidade, as demais equações analisadas perderam precisão, podendo ser questionável sua aplicabilidade nesses grupos. Vale ressaltar que esses grupos apresentaram maior diferença média entre peso observado e estimado. Os resultados semelhantes observados demonstram que tais grupos são constituídos pelos mesmos indivíduos, considerando que os idosos do sexo feminino são os mais longevos e, conseqüentemente, os que apresentam maior restrição de mobilidade, devido à intensificação do declínio físico e funcional após os 80 anos¹³.

Esse resultado pode ser atribuído às características da população das quais as equações foram desenvolvidas. O estudo de Chumlea et al.⁶ foi desenvolvido a partir de uma amostra de idosos saudáveis e que não apresentavam restrição de mobilidade. Já o estudo de Rabito et al.⁷ avaliou indivíduos hospitalizados, maiores de 18 anos. Ambos os estudos apresentaram possíveis vieses para a estimativa do peso nos idosos avaliados no presente estudo.

Enquanto as equações de Chumlea et al.⁶ (Equações 1 a 3) apresentam divergências quanto à etnia e à restrição de mobilidade, as de Rabito et al.⁷ (Equações 4 a 6) foram desenvolvidas com idosos entre 60 e 66 anos, faixa que não inclui grande parte dos idosos institucionalizados. Apesar das diferenças entre as populações avaliadas nesses estudos, a equação de Rabito et al.⁷ (Equação 5) é a de maior aplicabilidade para estimar o peso em idosos institucionalizados, devido às condições da hospitalização serem comparáveis à institucionalização na realidade das ILPI pesquisadas¹⁴.

Somente os resíduos da equação de Chumlea et al.⁶ (Equação 3) apresentaram aderência à distribuição normal. No entanto, as diferenças observadas nessa equação e nas demais de Chumlea et al.⁶ apresentaram dispersão crescente, indicando que, quanto maior o peso do indivíduo, maior é o erro da equação. Por sua vez, as equações de Rabito et al.⁷ (Equações 4 a 6) apresentaram homocedasticidade e, dessa forma, não há relação entre o erro e o peso dos indivíduos. Como se trata de uma população heterogênea, tanto com déficits quanto excessos no peso corporal, as equações de Rabito et al.⁷ (Equações 4 a 6) fornecem estimativas mais precisas, independente do estado nutricional antropométrico.

A adequada avaliação do peso é imprescindível, uma vez que é uma medida básica, que faz parte de indicadores de avaliação do estado nutricional, como o IMC e a mini avaliação nutricional (MAN). A utilização de um método de estimativa não aplicável pode levar a erros sistemáticos de medição. Ressalta-se ainda que, em ILPI no Brasil há a obrigatoriedade do monitoramento da desnutrição, cujo peso corporal é um dos indicadores utilizados¹⁵, tanto de forma isolada (% perda de peso), quanto compondo índices ou escores de estado nutricional antropométrico. Na prática clínica, tais erros podem implicar em intervenções dietoterápicas e/ou medicamentosas inadequadas. Por sua vez, essas inadequações podem aumentar o risco nutricional e a morbimortalidade. Na prática em saúde pública ou em estudos epidemiológicos, estimativas a partir de métodos não validados para a população do estudo podem levar à avaliação inadequada do perfil populacional estudado, incorrendo em resultados e planejamento de ações de saúde equivocadas. Quando não há método validado para a população avaliada, é preferível não estimar o peso e/ou a estatura do que estimar por métodos questionáveis. Dessa maneira, a utilização dos demais indicadores como perímetros e/ou dobras cutâneas fornecem informações mais confiáveis acerca do estado nutricional.

CONCLUSÃO

A equação de Rabito et al.⁷ (Equação 5) foi a de melhor aplicabilidade em toda a população e nos diferentes estratos analisados. Faz-se necessária a realização de outros estudos que avaliem a aplicabilidade dos métodos de estimativa nessa população. Além disso, torna-se imperativa a realização de novas pesquisas que desenvolvam equações preditivas de peso específicas para a população idosa brasileira. Vale ressaltar que é preciso incluir idosos institucionalizados ou que apresentem condições semelhantes nas populações desses estudos. Essa medida se faz necessária a fim de que esses métodos sejam aplicáveis a essa população.

REFERÊNCIAS

1. Gonçalves LHT, Silva AH, Mazo GZ, Benedetti TRB, Santos SMA, Marques S, et al. O idoso institucionalizado: avaliação da capacidade funcional e aptidão física. *Cad Saúde Pública* 2010; 26(9): 1738-46.
2. Acuña K, Cruz T. Avaliação do estado nutricional de adultos e idosos e situação nutricional da população brasileira. *Arq Bras Endocrinol Metab* 2004; 48(3): 345-61.
3. Silva JR, Santos VR, Batista VC, Cardoso MR, Oliveira D, Codogno JS, et al. Fragilidade e composição corporal de mulheres adultas e idosas usuárias do sistema público de saúde do município de Presidente Prudente, SP. *Cad Educ Saúde Fisioter* 2014; 1(1): 42-3.
4. Tribess S, Oliveira RJ. Síndrome da fragilidade biológica em idosos: revisão sistemática. *Revista de Salud Pública* 2011; 13(5): 853-64.
5. Monteiro RSC, Cunha TRL, Santos MEN, Mendonça SS. Estimativa de peso, estatura e índice de massa corporal em adultos e idosos americanos: revisão. *Com Ciências Saúde* 2009; 20(4): 341-50.
6. Chumlea WC, Guo S, Roche AF, Steinbaugh ML. Prediction of body weight for the nonambulatory elderly from anthropometry. *J Am Diet Assoc* 1988; 88(5): 564-8.
7. Rabito EI, Mialich MS, Martínez EZ, García RWD, Jordão Junior AA, Marchini JS. Validation of predictive equations for weight and height using a metric tape. *Nutr Hosp* 2008; 23(6): 614-8.
8. Pederson D, Gore C. Error en la medición antropométrica. In: Norton K, Olds T, editors. *Antropométrica*. Argentina: Biosystem Servicio Educativo; 2000. p. 71-86.
9. Perini TA, Oliveira GL, Ornellas JS, Oliveira FP. Cálculo do erro técnico de medição em antropometria. *Rev Bras Med Esporte* 2005; 11(1): 81-5.
10. Barceló M, Torres O, Mascaró J, Francia E, Cardona D, Ruiz D. Assessing nutritional status in the elderly evaluation of Chumlea equations for weight. *Nutr Hosp* 2013; 28(2): 314-8.
11. Oliveira L, Fernandes Filho, J. Height and corporal mass measured and predicted through the Chumlea equations in elderly. *Fit Perf J* 2007; 6(3): 152-5.
12. Sampaio HAC, Melo MLP, Almeida PC, Benevides ABP. Aplicabilidade das fórmulas de estimativa de peso e estatura para idosos e adultos. *Rev Bras Nutr Clin* 2002; 17(4): 117-21.
13. Adell CB, Fayrén JG. Configuración demográfica del município de Murcia. *Pap Geogr* 1998; 27: 67-80.
14. Gorzoni ML, Pires SL. Idosos asilados em hospitais gerais. *Rev Saúde Pública* 2006; 40(6): 1124-30.
15. Agência Nacional de Vigilância Sanitária. Resolução RDC nº 283, de 26 de setembro de 2005. Aprova o Regulamento Técnico que define normas de funcionamento para as Instituições de Longa Permanência para Idosos Brasília: Diário Oficial da União; 2005.

Recebido em: 18/12/2014

Versão final apresentada em: 01/09/2015

Aprovado em: 15/06/2015