

Avaliação Clínica da Nutrição de Crianças Hospitalizadas

H. C. MOTA, A. N. BRANDÃO, M. AGOSTINHO, I. GONÇALVES, A. M. ANTÓNIO

Hospital Pediátrico – Universidade de Coimbra

Resumo

Objectivo: Tem sido questionada a capacidade de uma correcta avaliação clínica do estado de nutrição. Para avaliar essa capacidade, comparamos os resultados da avaliação clínica do estado de nutrição de crianças hospitalizadas com os de provas antropométricas correntes.

Doentes e Métodos: O estado de nutrição de 72 crianças hospitalizadas (idade mediana de 21.5 M) foi estimado clinicamente por cinco observadores (pediatras e internas) e por várias provas antropométricas. As crianças foram escolhidas dum modo oportunista; vinte e duas tinham um peso para a estatura inferior ao p10.

Foram utilizados os coeficientes W de concordância ou de correlação T de Kendall.

Resultados: Os coeficientes entre as provas antropométricas variaram entre **0.827 e 0.947**. Comparando os diagnósticos nutricionais clínicos com os revelados pelas provas antropométricas, os coeficientes variaram entre **0.856 e 0.882**.

Os coeficientes das crianças magras [**W=0.672 a 0.644**] foram inferiores aos das crianças gordas [**W=0.808 a 0.777**]; os dos lactentes foram idênticos aos das outras crianças [**W=0.885 vs 0.883**].

Um índice de McLaren sugestivo de malnutrição (≤ 3) verificou-se em 21 crianças que originaram 98 avaliações clínicas, tendo 14.3% indicado boa nutrição! destas 14, só uma tinha um índice de McLaren < 3 e 78.6% um “Peso para a estatura” $>$ percentil 5.

Esta discrepância pode atribuir-se à conhecida exigência do método de McLaren.

Conclusão: A avaliação clínica da nutrição nas crianças hospitalizadas é fiável. Quando mais necessários são índices fiáveis – nos magros – pior a correlação.

Palavras-Chave: Nutrição, Avaliação clínica, Exactidão clínica.

Summary

Clinical Assessment of Nutrition in Children in Hospital

Objective: The accuracy of clinical nutritional assessments has been call in question. To evaluate it, the results of a clinical nutritional assessment of children were compared with current anthropometric methods.

Patients and methods: The nutritional state of 72 hospitalised children (median age 21.5M; 25 infants) were clinically assessed by five doctors (pediatricians and senior residents) and evaluated by standard anthropometric methods. Twenty two patients had a weight to height (W/H) $<$ 10th percentile.

Coefficients of concordance (W) and correlation (T) of Kendall, were used as appropriate.

Results: Comparing clinical with anthropometry, we found coefficients of concordance between 0.856 and 0.882; among anthropometric methods the coefficients varied from 0.827 to 0.947.

Within thin children (W/H \leq p25) the coefficients [**W=0.672 to 0.644**] were lower than those of children with \geq p65 [**W=0.808 to 0.77**].

Twenty one children had a McLaren index of malnutrition (≤ 3). Thirteen of the 98 (13.3%) medical evaluations rated them as thin and 14 (14.3%), just well nourished; of these 14, only one had a McLaren index $<$ 3 and 11 (78.6%) had W/H $>$ p5. These discrepancies can be linked to the known excessive exigency of McLaren method.

Conclusion: Clinical assessment of child nutrition can be accurate – the coefficients of concordance clinical/anthropometry are of the same degree of those obtained among anthropometric methods. The highest the need for more accurate indices – thin children – the lower the concordance.

Key-Words: Nutrition, Clinical assessment, Clinical accuracy.

Introdução

A avaliação do estado de nutrição das crianças é parte integrante duma história clínica. A maioria das situações clínicas, em especial as de evolução prolongada, repercutem-se no estado de nutrição. A avaliação desta é bom elemento de diagnóstico e de prognóstico.

Nos nossos hospitais, o prognóstico das crianças malnutridas está hoje mais dependente da etiologia que do estado de nutrição. Em adultos, não foi encontrada uma associação significativa entre os índices antropométricos e o prognóstico ^(1, 2). Mesmo em comunidades rurais africanas, a desnutrição discreta ou moderada não se associava a maior mortalidade nem a curto nem a longo prazo ⁽³⁾.

No entanto, a recuperação nutritiva pré-operatória diminuiu significativamente a mortalidade e morbidade pós-operatória em adultos ⁽⁴⁾.

Em crianças com cancro a malnutrição estava associada a um prognóstico menos favorável ⁽⁵⁾ e, na mucoviscidose, o estado nutritivo influenciou o curso da doença ⁽⁶⁾ – tendo a terapia nutritiva agressiva contribuído para uma melhoria da sobrevida e evolução clínica global nomeadamente da função pulmonar e do crescimento ⁽⁷⁾. Numa unidade de cuidados intensivos brasileira, a mortalidade foi maior nos malnutridos (20 versus 12.5%), estando a malnutrição crónica associada a uma maior incidência de infecção ⁽⁸⁾.

A malnutrição aguda ou crónica continua frequente nas crianças hospitalizadas. Num hospital americano, quase 1/4 (24.5%) apresentavam sinais de malnutrição aguda (severa em 1.3%, moderada em 5.8%). Crianças de menos de dois anos ou com situações médicas crónicas eram as mais atingidas ⁽⁹⁾.

Quase um terço (30%) das crianças de <6A, internadas num S. de Pediatria geral de Coimbra em 1978 ⁽¹⁰⁾ tinham um peso <p5. Em Murcia (Espanha) quase metade (47%) das crianças hospitalizadas estavam malnutridas ⁽¹¹⁾. Em S. Paulo (Brasil), cerca de 2/3 das crianças internadas numa UCI, tinham sinais de malnutrição, com predomínio das formas crónicas ⁽⁸⁾.

A capacidade de uma avaliação clínica correcta do estado de nutrição de adultos foi boa ⁽¹²⁾ ao contrário de referido quando se analisaram doentes cirúrgicos ⁽⁴⁾ e crianças hospitalizadas ⁽¹³⁾. Estes factos levaram a questionar a capacidade clínica dos actuais pediatras hospitalares para avaliar correctamente o estado de nutrição das crianças a seu cargo. Se se confirmar esta suspeita, poderemos não estar a utilizar uma correcta estratégia de avaliação integral das crianças hospitalizadas ou a não identificar correctamente todos os seus problemas, para oportuna intervenção.

Para apreciar a fiabilidade de avaliação do estado de nutrição é indispensável compara-la com uma prova correcta. Não existe esse método padrão ⁽¹⁴⁾; as diversas provas disponíveis avaliam diferentes aspectos do estado de nutrição ⁽¹⁵⁾ pelo que os seus resultados nem sempre são concordantes.

Propusemo-nos comparar entre si os resultados de provas antropométricas correntes, aplicadas a crianças hospitalizadas e, ainda, comparar os resultados destas com os da avaliação clínica do estado de nutrição.

Doentes e Métodos

O estado de nutrição de 72 crianças hospitalizadas foi estimado clinicamente por cinco observadores [dois pediatras seniores – A e B – e um júnior – C; uma interna sénior – D – e uma júnior – E – (nem sempre a mesma)]. Paralelamente, o estado de nutrição de todas estas crianças foi avaliado por várias provas antropométricas – peso, estatura, perímetro braquial (Pb) e prega cutânea tricipital (Pc), obtidas por processos convencionais.

As crianças foram escolhidas dum modo oportunista – sempre que era provável que os cinco observadores pudessem realizar a sua avaliação. Foram realizadas 347 das 360 avaliações possíveis (96.4%). Todos os observadores realizaram ≥ 70 avaliações, salvo um que realizou 64. Dado o número de observações previstas não foram avaliadas crianças neoplasias.

O peso para a idade e o “peso para a estatura” (Pe), foi classificado em percentis e em percentagem da mediana (NCHS USA 1976) ⁽¹⁶⁾. Foi calculado o índice de massa corporal de Quetelet ($IMC = P / E^2$ cm) ⁽¹⁷⁾ e classificado tanto em percentis como em percentagem da mediana. Foi avaliado o índice de McLaren e Read ⁽¹⁸⁾ (McL) e classificado tanto nas cinco classes originais (a que foi adicionada uma sexta – a magreza, intercalada entre a normalidade e a malnutrição ligeira – sempre que P/E fosse de 89-91% da média) como em percentagem do valor mediano calculado. Os valores da prega cutânea tricipital ⁽¹⁹⁾ e do perímetro braquial ⁽²⁰⁾ foram também classificados em percentis e em percentagem do valor mediano. Foram também calculados os índices Z de desvio padrão dos valores do “peso para a estatura” e do perímetro braquial, acima dos 6M ⁽¹⁵⁾.

Os médicos classificaram as crianças em seis classes: obesas, bem nutridas, magras e ligeira, moderada ou severamente malnutridas. Para esta avaliação, feitas antes da antropometria, era permitida a inspecção e a palpação.

A amostra incluía 25 lactentes; catorze crianças no 2.º ano de vida; seis no 3.º; seis no 4.º; seis no 5.º; onze do 6.º ao 9.º; três do 10.º ao 11.º e uma no 12.º ano. A idade mediana era de 21.5 M.

O peso para a idade de nove crianças era inferior ao p5; em 13 estava entre o p5 e p10; em 16 entre o p11 e o p25 e em seis era superior ao p95. Não foram avaliadas as crianças com edemas, hepato ou esplenomegália ou tumores abdominais (nove crianças).

Foram utilizados métodos estatísticos não paramétricos (coeficientes de concordância W e de correlação Tau de Kendall, as provas de Mann-Whitney U e a de Wilcoxon emparelhado ou o X^2 , quando apropriado).

Resultados

A – Provas antropométricas

a) A concordância entre as diferentes antropométricas foi muito elevada, em especial quando se tratou de índices que relacionam o peso com a estatura; um pouco menos elevados quando aqueles índices se relacionam com outros (Pb ou Pc) (Quadro I).

QUADRO I

Coeficientes de concordância W de Kendall entre provas antropométricas

P/E p; IMCp; MCL	(W=0.936; $X^2=157.2$; DF=56)
P/E%; IMC%; McL%; P/EZ	(W=0.947; $X^2=208.4$; DF=22)
P/E p; IMCp; McL; Pbp; Pcp	(W=0.872; $X^2=95.9$; DF=55)
P/E%; IMC%; McL%; Pc%; Pb%; PbZ; P/EZ	(W=0.827; $X^2=133.2$; DF=23)

b) Crianças magras/gordas

Os coeficiente de concordância entra as diversas provas antropométricas foram mais elevados nas crianças gordas que nas magras.

c) Lactentes/crianças

Os coeficientes de concordância entre as provas antropométricas não foram diferentes quando os lactentes foram comparados com as crianças maiores.

QUADRO II

Coeficientes de concordância W de Kendall entre provas antropométricas aplicadas a crianças magras e gordas

	Magras (P/E \leq p25)				Gordas (P/E \geq p65)			
	DF	Métod	X^2	W	DF	Métod	X^2	W
P/Ep;IMCp;McL	21	3	45.2	0.717	12	3	31.8	0.883
P/E%;IMC%;McL%;P/EZ	22	4	67.2	0.764	11	4	42.9	0.976
P/Ep;IMCp;McL;Pcp;Pbp	12	5	37.4	0.623	4*	5	17.6	0.882*
P/E%;IMC%;McL%;P/EZ;Pc%;Pb%	15	7	73.8	0.703	3*	7	20	0.951*

* muito poucos valores disponíveis

QUADRO III

Coeficientes de concordância W de Kendall entre provas antropométricas aplicadas a lactentes e a crianças de \geq 12 M

	Lactentes			\geq 12M		
	DF	X^2	W	DF	X^2	W
P/Ep;IMCp;McL	23	66	0.956	33	93.2	0.941
P/E%;IMC%;McL%;P/EZ	22	81.1	0.922	32	122.4	0.956
P/E;IMC;McL;P/EZ;Pc%	9	42.1	0.936			
P/E%;IMC%;McL%;P/EZ;Pc%;Pb%Z	4*	20.9	0.747	19	112.8	0.848

* muito poucos valores disponíveis

Observadores

a) Inter

O coeficiente de concordância W de Kendall entre os valores atribuídos pelos cinco médicos foi de **0.833** (n=62; X²=253.94; p<0.00001). (Fig)

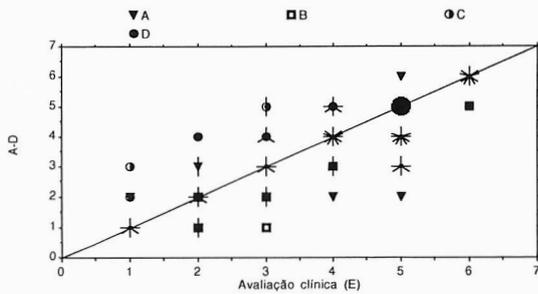


FIG. – Concordância entre os diagnósticos clínicos (W=0.833; Kendall)

Uma classificação clínica obtida por um observador que diferiu da de outro em mais de um grau/escalon na mesma criança, verificou-se 13 vezes em 132 (9.8%) observações cruzadas entre pediatras e internas [dois casos de discrepância de três graus] (total – 7.8%)

CONCORDÂNCIA ENTRE OS DIAGNÓSTICOS CLÍNICOS E A ANTROPOMETRIA

A – Os coeficientes de concordância entre diagnósticos clínicos e os valores antropométricos foram muito elevados (Quadro VI).

b) Lactentes/crianças

Os coeficientes de concordância entre avaliações clínicas não foram diferentes nos lactentes quando comparados com os das crianças maiores.

QUADRO IV

Coefficientes de concordância W de Kendall entre avaliações clínicas nos lactentes e nas crianças de ≥ 12M

Lactentes			≥ 12M				
DF	Médicos	X ²	W	DF	Médicos	X ²	W
21	5	84.5	0.805	39	5	168.4	0.863

c) Magras/gordas

Os coeficientes de concordância entre avaliações clínicas foram mais elevadas nas crianças gordas que nas magras.

QUADRO V

Coefficientes de concordância W de Kendall entre avaliações clínicas nas crianças magras e nas gordas

Magos (P/E ≤ p25)			Gordos (P/E ≥ p65)		
DF	X ²	W	DF	X ²	W
20	76.4	0.764	13	57.5	0.884

B – Magros/Gordos

Os coeficientes de concordância entre resultados de avaliações clínicas e os de provas antropométricas foram mais elevados nas crianças gordas que nas magras (Quadro VII).

QUADRO VI

Coefficientes de concordância W de Kendall entre resultados de avaliações clínicas e de provas antropométricas

5 médicos e n provas

4 provas (P/Ep, IMCp, McL, Pbp)	DF=27	X ² =208	W=0.856
4 Prov (P/Ep, IMCp, McL, Pcp)	DF=25	X ² =198.4	W=0.882
3 Prov (P/Ep, P/Ep, McL)	DF=46	X ² =302.9	W=0.823
12 Prov (P/Ep; IMCp; McL; P/E%; IMC%; Pcp; Pc%; Pbp; Pb%; P/EZ; PbZ; McL%)	DF=15	X ² =219.3	W=0.860

QUADRO VII

Coefficientes de concordância W de Kendall entre resultados de avaliações clínicas e de provas antropométricas em crianças magras e gordas

Magros			Gordos			
5 médicos e 5 provas (P/Ep;IMCp;McL)	DF=15	X ² =80.6	W=0.672	DF=11	X ² =68.4	W=0.777
5 médicos e 4 provas (P/Ep;IMCp;McL;Pcp)	DF=12	X ² =69.5	W=0.644	DF=6	X ² =43.6	W=0.808

C – Lactente /crianças

Os coeficientes de concordância entre os resultados de avaliações clínicas e de provas antropométricas não foram diferentes nos lactentes comparados com as crianças maiores (Quadro VIII).

Os coeficientes de correlação entre resultados de avaliações clínicas e de provas antropométricas nos 25 lactentes foram significativamente diferentes (mais elevados) com a **prega cutânea tricipital** (Pcp mediana=**0.80**) que com os outros provas (Z corrig).

QUADRO VIII

Coeficientes de concordância W de Kendall entre resultados de avaliações clínicas e de provas antropométricas em lactentes e crianças

5 médicos e n provas	lactentes			crianças		
3 (P/Ep:IMCp:McL)	DF=19	X2=118	W= 0.777	DF=26	X2=180.3	W= 0.867
4 (P/Ep:IMCp:McL:Pcp)	DF=8	X2=63.7	W= 0.885	DF=16	X2=127.1	W= 0.883
5 (P/Ep:IMCp:McL:Pcp:PbP)				DF=16	X2=140.8	W= 0.880

d) Malnutridos

Vinte e uma crianças tinham um índice de McLaren sugestivo de malnutrição (<3). Treze das 98 (13.3% avaliações clínicas realizadas por médicos nestas crianças, consideram-nas magras (não malnutridas) e 14/98 (14.3%), bem nutridas; destas 14, uma tinha um índice de McLaren < 3 mas 11 (78.6%) tinham um **P/E > p5**.

As restantes 4 observações discrepantes referiam-se a três crianças: uma, de 5A, com suspeita de miopatia tinha P/E no p5 e **Pc no p20**; cada uma das outras duas crianças de 1 ano de idade, hospitalizadas por bronquiolite, tinham duas observações clínicas de boa nutrição e uma de magreza. Uma tinha perdido 225g (2.6% do peso) na véspera da avaliação.

A idade destas crianças (X=15.5M) era inferior à das bem nutridas (X=24M) se bem que a diferença não atinja significado estatístico (Z=1.3 Mann-Whitney U).

db) Uma classificação clínica que diferiu da de McLaren em ≥ 2 graus, verificou-se 24 vezes em 98 (24.5%) observações de médicos quando o **índice de McLaren indicou malnutrição (≤ 3)** (apenas uma de três graus).

Nas crianças bem nutridas (índice de McL>4), o valor respectivo foi de 7/179 (3.9%), discrepância inferior à obtida nas crianças malnutridas (p=0.0008; X).

dc) Em 277 observações de **pediatras** verificaram-se oito (2.9%) diagnósticos clínicos de malnutrição não corroborado pelo índice de McLaren. Três destes correspondiam a uma criança com Pb no p10 e que nenhum médico considerou bem nutrida.

dd) Tendo como padrão de malnutrição o índice de McLaren (≤ 3), o valor predictivo positivo dum diagnóstico clínico foi de **0.90**, sendo o valor predictivo negativo de **0.86** (0.93 se se considerarem “malnutridos” os 13 diagnósticos clínicos de magreza).

Discussão

A concordância entre os índices antropométricos de nutrição que têm em conta o peso e a estatura, foi excelente (W=0.936-0.947); esta foi menos boa, mas ainda muito elevada, quando àquelas medidas se associavam o Pb e/ou a Pc (W=0.827-0.872).

A concordância entre os diagnósticos clínicos de nutrição de pediatras e internas de Pediatria foi boa (W=0.833), da mesma ordem de grandeza da obtida entre os diagnósticos clínicos e os antropométricos (W=0.823 a 0.882).

O primeiro objectivo duma avaliação do estado de nutrição em crianças hospitalizadas é o diagnóstico de malnutrição, tanto mais necessária quanto mais jovem a criança.

Quando se analisaram crianças magras (P/E \geq p65), os coeficientes de concordância foram significativamente inferiores aos das crianças «gordas» (P/E \geq p65). Este facto verificou-se tanto quando os índices antropométricos ou os diagnósticos clínicos se compararam intra ou entre si. Isto é, quando mais necessários são critérios seguros de malnutrição, mais eles discordam.

Nos lactentes, a espessura do pânículo adiposo parece ter sido um factor importante para uma estimativa clínica do estado de nutrição (coeficiente de correlação T mediano de 0.80). Tanto a medida das pregas cutâneas como o IMC têm sido considerados estimativas pouco seguras da gordura total dos lactentes ⁽²¹⁾ o que é curioso dado que, nas primeiras semanas de vida, a gordura subcutânea é uma fracção proporcionalmente muito importante da gordura total (70-80% no RN) ⁽²²⁾.

Cross JH et al ⁽¹³⁾ verificaram ser baixa a sensibilidade de experientes pediatras e enfermeiras de pediatria, para identificar malnutrição em crianças hospitalizadas. Parte da discordância verificada pode atribuir-se ao facto de terem considerado malnutridas crianças com Pb<p25.

Os nossos dados mostraram que, mesmo com critérios mais rigorosos de malnutrição, pediatras e internas de Pediatria, não identificaram mais de 1/4 de crianças que cumpriam critérios de McLaren e Read⁽¹⁸⁾ de malnutrição. A fiabilidade do diagnóstico clínico de malnutrição, tendo como padrão o índice de McLaren e Read, não foi boa. É verdade que em metade destas discordâncias, as crianças foram clinicamente classificadas como “magras” – entre o limiar da normalidade e o limite da malnutrição – e, da outra metade, 2/3 não obedeciam a outros critérios antropométricos de malnutrição – o P/E era baixo mas normal (>p5).

Não havendo um padrão indiscutível de malnutrição, há que rever os critérios utilizados, antes de pôr em causa a sensibilidade dos nossos médicos.

McLaren e Read⁽¹⁸⁾ consideraram malnutrida toda a criança cujo valor do P/E fosse <90% do p50 (malnutrição ligeira entre 90 e 85%). Acontece que, de acordo com os valores de referência (NCHS USA 1976), o p5 de P/E aos 21M representa 87.9 e 86.5% de p50, respectivamente nos sexos masculino e feminino – e esta percentagem é mais baixa nas crianças de estatura inferior (83-81% aos 60 cm)⁽⁶⁾. Apesar de termos intercalado a classe magreza, o limiar introduzido – 89% – continua superior a estes valores.

Relativamente a outras escalas de avaliação da nutrição (Gomez e Waterlow), a de McLaren-Read foi a mais exigente (em termos de boa nutrição)⁽¹⁴⁾, o que justifica a discrepância entre os critérios clínicos e os antropométricos encontrados neste trabalho.

Os nossos dados confirmam a fiabilidade da avaliação clínica da nutrição nas crianças hospitalizadas.

BIBLIOGRAFIA

1. Harvey KB, Moldawer LL, Bistran BR, Blackburn GL. Biological measures for the formulation of a hospital prognostic index. *Am J Clin Nutr* 1981; 34: 2013-22.
2. Apelgren KN, Rombeau JL, Twomey PL, Miller RA. Comparison of nutritional indices and outcome in critically ill patients. *Crit Care Med* 1982; 10: 305-7.
3. Van den Broeck J, Eeckels R, Vuylstele J. Influence of nutritional status on child mortality in rural Zaire. *Lancet* 1993; 341: 1491-5.
4. Mullen JL, Buzby GP, Matthews DC, Smale BF, Rosato EF. Reduction of operative morbidity and mortality by combined pre and postoperative nutritional support. *Ann Surg* 1980; 192: 604-13.
5. Copeman MC. Use of total parenteral nutrition in children with cancer.
6. Luder E, Kattan M, Thornton JC et al. Efficacy of restricted fat diet in patients with cystic fibrosis. *Am J Dis Child* 1989; 143: 458-64.
7. Leite HP, Isatugo MK, Sawaki L, Fisberg M. Anthropometric nutritional assessment of critically ill hospitalized children. *Rev Paul Med* 1993; 111: 309-13.
8. Hendricks KM, Duggan C, Callagher L, et al. Malnutrition in hospitalized pediatric patients. Current prevalence. *Arch Pediatr Adolesc Med* 1995; 149: 1118-12.
9. Mota HC, António AM. Atraso de crescimento. *Rev Port Pediatr* 1980; 11: 262-72.
10. Nadal JM, Cadete A, Garcia-Marcos I, Espin MI, Torre G. Malnutrition en el niño hospitalizado. In: Borrajo E, Loópez M, Pajarón M, Morán J, eds. Nuevas perspectivas en nutrición infantil. Ergon, Madrid 1995: 125-140.
11. Baker JP, Detsky AS, Wessen DE et al. Nutritional assessment: a comparison of clinical judgement and objective measurements. *N Engl J Med* 1982; 306: 969-72.
12. Cross JH, Holden C, MacDonald A, Pearmain G, Stevens MCG, Booth IW. Clinical examination compared with anthropometry in evaluation nutritional status. *Arch Dis Child* 1995; 72: 60-61.
13. Wright JA, Ashenburg CA, Whitaker RC. Comparison of methods to categorize undernutrition in children. *J Pediatr* 1994; 124: 944-6.
14. Comité OMS d'experts sur l'utilisation et interprétation de l'anthropométrie. Utilisation et interprétation de l'anthropométrique. OMS, Série des Rapports techniques n.º 854, Genève 1995 (Annexe 3).
15. Hamill PVV, Drizd TA, Johnson CL, Reed RB, Roche AF, Moore WM. Physical growth: National Center for Health Statistics percentiles. *Am J Clin Nutr* 1979; 32: 607-29.
16. Rolland-Cachera MF, Sempé M, Guilloud Bataille M, Patois E, Peguinot-Guggenbuhl F, Fautrad V. Adiposity indices in children. *Am J Dis Nutr* 1982; 36: 178-84.
17. McLaren DS, Read WWC. Weight/length classification of nutritional status. *Lancet* 1975; II, 219-21.
18. Tanner JM, Whitehouse RH. Revised standards for triceps and subscapular skinfolds in British children. *Arch Dis Child* 1975; 50: 142.
19. Frisancho AR. New norms of upper limb fat and muscle areas for assessment of nutritional status. *Am J Clin Nutr* 1981; 34: 2540-5.
20. Davies PSW, Lucas A. The prediction of body fatness in early infancy. *Early Hum Dev* 1989; 20: 193-8.
21. Dauncey MJ, Gandy G, Gairdner D. Assessment of total body fat in infancy from skinfold thickness measurements. *Arch Dis Child* 1977; 52: 223-5.

Correspondência: H. Carmona da Mota
Hospital Pediátrico
3000 Coimbra
Telef. (039) 78 03 00
Fax (039) 48 44 64
E.mail hcmota@cygnus.ci.uc.pt