

RICARDO FILIPE SOUSA SANTOS^{1,2,3}

RUI FILIPE OLIVEIRA MIGUELOTE^{1,4}

DIANA MARIA DA SILVA COELHO¹

ANA MARIA ALVES VIEIRA ANDRADE⁵

CRISTINA MARIA NOGUEIRA DA
COSTA SANTOS^{3,6}

JOÃO FRANCISCO MONTENEGRO DE
ANDRADE LIMA BERNARDES^{3,7}

RICARDO JOÃO CRUZ-CORREIA^{3,6}

Validade das tabelas de peso fetal clássicas para a população Portuguesa

Validity of classical fetal weight charts in the Portuguese population

Artigo original

Palavras-chave

Desenvolvimento fetal
Peso ao nascer
Retardo do crescimento fetal
Padrões de referência
Valores de referência

Keywords

Fetal development
Birth weight
Fetal growth retardation
Reference standards
Reference values

Resumo

OBJETIVO: avaliar a validade de várias tabelas de peso fetal, habitualmente usadas em Portugal, para classificar a sua população. **MÉTODOS:** estudo observacional retrospectivo. Foram analisados os registos de nascimentos no período de dois anos (Maio de 2008 a Abril de 2010), decorrentes de gestações unifetais com datação precisa por ecografia entre as 8^ª e 14^ª semanas de gestação, na mesma instituição. Após validação dos registos, foram analisados os percentis de peso gerados para cada semana de gestação completa, suavizados por uma função polinomial de dois graus, comparando-os com as tabelas mais usadas na instituição e no país, através do uso de Z-scores, valores de percentis, sensibilidade para detecção do percentil 10 (P₁₀) da amostra e comparação de médias de peso. **RESULTADOS:** um total de 5.378 recém-nascidos (RN) foi registado no período; 2.195 (42%) RN corresponderam aos critérios de inclusão, com idade gestacional (IG) entre as 24^ª e 42^ª semanas, permitindo uma análise estatística entre as 34^ª e as 41^ª semanas. Foram detectadas diferenças no peso médio por IG entre tabelas e em relação à amostra, bem como diferenças entre os sexos. O P₁₀ de outros trabalhos mostrou diferenças entre -288g na 37^ªs (-11% nos dados de Lubchenco et al.) e +133g na 34^ªs (+7,6% nos dados de Carrascosa et al.) em relação ao obtido na amostra. A sensibilidade para detecção de um RN abaixo do P₁₀ na amostra variou, às 39^ªs, entre 14,1 e 100%, dependendo da tabela usada. **DISCUSSÃO:** as limitações deste tipo de valores de referência devem ser tidas em consideração, tentando minimizá-las, nomeadamente pela criação de valores locais/regionais ou nacionais, com a contemplação de outras variáveis, sobretudo o sexo do RN, em gravidezes rigorosamente datadas e pela validação *in loco* dos valores utilizados.

Abstract

PURPOSE: to assess the validity of several fetal weight charts, commonly used in Portugal, to classify its population. **METHODS:** observational retrospective study. Singleton birth data was analyzed, from a two-year period (May 2008 to April 2010), from pregnancies with an ultrasound in the same institution, between the 8th and 14th gestational week. Upon data validation, percentiles for each completed gestational week were created, smoothed by a quadratic function, analyzed and compared to the tables more commonly utilized, in the institution and country, by using Z-scores, percentile comparison, sample 10th percentile detection sensibility and birthweight means comparison. **RESULTS:** a total of 5,378 newborns (NB) were born in the period; 2,195 (42%) NB were included, born from the 24th to 42nd gestational week, allowing statistical analysis from the 34th to the 41st week. There were differences in the mean birthweight for each gestational age, between references and with the sample, as well as between sexes. The 10th percentile from some references has shown differences ranging from -288g at 37 weeks (-11% in Lubchenco et al. data), with and +133g at 34 weeks (+7,6% with Carrascosa et al. data) compared to the values found with the sample. Differences were also found concerning the sensitivity of the identification of a sample birthweight below the 10th percentile, which was between 14.1 and 100%, depending on the reference used. **DISCUSSION:** the limitation of these kinds of reference values must be remembered and minimized, with the adoption of regionally or nationally produced references, contemplating other variables, such as sex, with precisely known gestation duration and with validation of the utilized references *in loco*.

Correspondência:

Ricardo Santos
Serviço de Obstetria e Ginecologia do Centro Hospitalar do Alto Ave
Rua dos Cutileiros, Creixomil
CEP: 4835-044 – Guimarães, Portugal
E-mail: ricardo.fs.santos@gmail.com

Recebido

8/4/2011

Aceito com modificações

27/4/2011

Serviço de Obstetria e Ginecologia do Centro Hospitalar do Alto Ave – Guimarães, Portugal.

¹ Médico Interno do Serviço de Obstetria e Ginecologia do Centro Hospitalar do Alto Ave – Guimarães, Portugal.

² Assistente convidado do Departamento de Ciências da Informação e da Decisão em Saúde da Faculdade de Medicina da Universidade do Porto – Porto, Portugal.

³ Investigador do Centro de Investigação em Tecnologias e Sistemas de Informação em Saúde (CINTESIS), Porto, Portugal.

⁴ Investigador do Instituto de Investigação em Ciências da Vida e da Saúde (ICVS), Porto - Portugal.

⁵ Assistente hospitalar graduada do Serviço de Obstetria e Ginecologia do Centro Hospitalar do Alto Ave – Guimarães, Portugal.

⁶ Professor Auxiliar do Departamento de Ciências da Informação e da Decisão em Saúde da Faculdade de Medicina da Universidade do Porto – Porto, Portugal.

⁷ Professor Catedrático de Ginecologia e Obstetria da Faculdade de Medicina da Universidade do Porto – Porto, Portugal.

Conflitos de Interesse: não há.

Introdução

Antes de meados da década de 60, uma criança nascida com menos de 2.500g era considerada prematura. Um estudo seminal de Lubchenco et al.¹, em 1963, revelou que existem recém-nascidos (RN) que não atingem o seu potencial de desenvolvimento, o que deu origem à tentativa de definir e classificar este estado patológico da gravidez. Este trabalho originou a primeira tabela publicada com curvas de percentis para o peso dos RN, por idade gestacional (IG).

As tabelas de referência de peso fetal são hoje amplamente conhecidas e utilizadas em todos os centros de obstetrícia e ecografia. Existem várias tabelas usadas na prática clínica diária, algumas com mais de 40 anos^{1,2}. A sua concepção e utilização dependem grandemente da população que lhe deu origem³. Várias tentativas de criar tabelas mais precisas foram realizadas ao longo das últimas décadas, assentes em dados que alcançam vários milhões de RN⁴.

As tabelas clássicas foram, repetidamente, alvo de críticas, que originaram a compilação de dados com maior diversidade étnica e geográfica, com maiores números e mais representativos das populações contemporâneas⁵. Num estudo efetuado por Cunha et al.⁶, numa maternidade da área de Lisboa, foram encontradas diferenças significativas entre a média de peso ao nascimento naquela instituição e as curvas classicamente utilizadas. O percentil 10 (P_{10}) gerado diferiu, em relação às curvas de Lubchenco et al.¹, de 65g na 24^{as} (+ 10%) a 513g na 42^{as} (+ 19%).

Apesar das limitações apontadas, estas curvas de percentis são parte integrante da definição de alta probabilidade de estados patológicos da gravidez, nomeadamente em relação à restrição do crescimento intrauterino (RCIU) ou macrosomia fetal. O P_{10} é frequentemente apontado como valor de corte para investigação subsequente e distinção da condição benigna do feto constitucionalmente pequeno, mas tem sido pouco salientado o facto deste valor (e o de todos os percentis em geral) variar muito entre populações e depender, pelo mesmo motivo, da tabela ou referência consultada⁷.

Em Portugal, nos setores de ecografia dos hospitais integrados no Serviço Nacional de Saúde (SNS) têm sido utilizadas, entre outras, as curvas de crescimento fetal de Yudkin et al.⁸, sobretudo por estarem incluídas como referência, por defeito, no *software* Astraia^{®9}. Este *software* é largamente utilizado nestes serviços e inclusive recomendado pela Direção Geral de Saúde (DGS), no âmbito dos protocolos de cooperação de vigilância da gravidez, entre centros de saúde e hospitais. As curvas de Yudkin et al.⁸ foram obtidas no Reino Unido e publicadas em 1987.

Dada a importância deste tipo valores de referência, e os problemas descritos, é importante verificar a adequação destes à população que se pretende caracterizar.

O objetivo deste trabalho foi comparar a distribuição do peso dos RN numa maternidade do norte do Portugal, com idade gestacional confirmada por ecografia do primeiro trimestre, com tabelas comumente utilizadas em Portugal, europeias e dos Estados Unidos da América, de forma a determinar a sua validade para caracterizar esta população.

Métodos

Foi realizado um estudo observacional, retrospectivo e descritivo. Foi obtida autorização pela Comissão de Ética da instituição. Foram incluídos todos os nascidos vivos de gestações unifetais numa maternidade do norte de Portugal, em Guimarães, de 1^o de maio de 2008 a 31 de abril de 2010, cujas mães foram submetidas a ecografia entre as 8^a e as 13^{as}+6d nessa mesma instituição. Este exame, incluído no rastreio combinado do primeiro trimestre, é oferecido a toda a população abrangida pelo centro. Foram analisados os registos em papel e informatizados relativos à mãe, parto, RN e ecografia, tendo sido validados os dados para erros de introdução e omissão. A IG foi corrigida na data de parto com o uso do comprimento craniocaudal (CCC) e data da última menstruação (DUM), utilizando-se uma diferença máxima admissível de cinco dias, sendo calculada a IG pela DUM até esta diferença e pelo CCC se ultrapassada.

Foram calculados os percentis por IG (semanas completas) e criadas curvas com os mesmos, suavizadas por uma função polinomial de dois graus. Foi gerado o Z-score dos valores amostrais em relação à tabela de Yudkin et al.⁸ pela fórmula $[(\text{média amostra} - P_{50} \text{ da tabela}) / (\text{Desvio Padrão tabela})]$ para determinar a aproximação (ideal) do histograma gerado a uma curva normal com média=0 e desvio padrão (DP)=1. Foram calculadas as diferenças no P_{10} em várias tabelas, e a sensibilidade e especificidade de cada uma dessas tabelas para identificar corretamente os 10% de RN mais leves na distribuição amostral real (não suavizada). Ainda foram feitas comparações entre estas proporções (de fetos identificados como $<P_{10}$), calculadas entre as tabelas analisadas e as calculadas a partir dos valores obtidos na presente amostra, sendo verificado o significado estatístico através do uso de Z-scores.

A análise estatística foi realizada no software SPSS v19¹⁰ e Microsoft Excel 2010¹¹. As médias de pesos fetais foram comparadas utilizando-se o teste *t* de Student. Quando necessário, foi feita agregação da média e DP dos dados por sexo dos estudos comparados, para permitir uma correta análise das diferenças encontradas em relação aos dados recolhidos.

Resultados

No período, foram registrados 5.378 nascidos vivos, dos quais 5.188 foram resultado de gestações unifetais. Destas grávidas, 2.195 tinham ecografia neste centro, com mais de 8 e menos de 14 semanas de gestação (42%). Pela análise visual do histograma da distribuição dos pesos encontrados na amostra, esta variável segue uma distribuição normal para cada IG.

Nos RN incluídos, apenas 34 tinham 33 semanas ou menos e apenas 1 tinha uma IG de 42s, pelo que se usou estatística inferencial apenas nas IG de 34 a 41s (2.160 RN). A Figura 1 mostra a distribuição do peso por IG. A Figura 2 representa as curvas suavizadas pela função polinomial de dois graus. Na Tabela 1, encontra-se a síntese destes dados, já tratados por aquela função. Foram encontradas diferenças significativas entre sexos para a média do peso por IG (Tabela 1). Para manter a representatividade da amostra e poder estatístico, estas diferenças não foram consideradas na construção das curvas. O cálculo dos Z-scores em relação aos valores esperados de Yudkin et al.⁸ produziu o histograma da Figura 4.

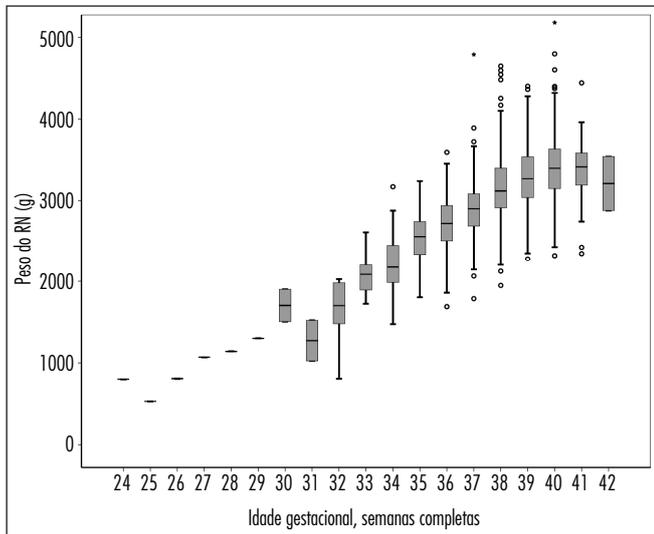


Figura 1 - Box-plot do peso (g) dos recém-nascidos (RN) por idade gestacional (limite inferior/superior: âmbito; caixas: percentis 25, 50 e 75; */°: valores extremos/outliers).

Os dados deste estudo encontram-se comparados com os de outros investigadores em Portugal, Espanha e nos EUA na Tabela 2, e a Figura 3 representa a comparação do P₁₀ por IG identificado neste estudo com os publicados por outros autores, sendo identificáveis diferenças entre -288g, -11% do valor previsto no presente trabalho (Lubchenco et al.¹, 37s) e +133g, +7.6% (Carrascosa et

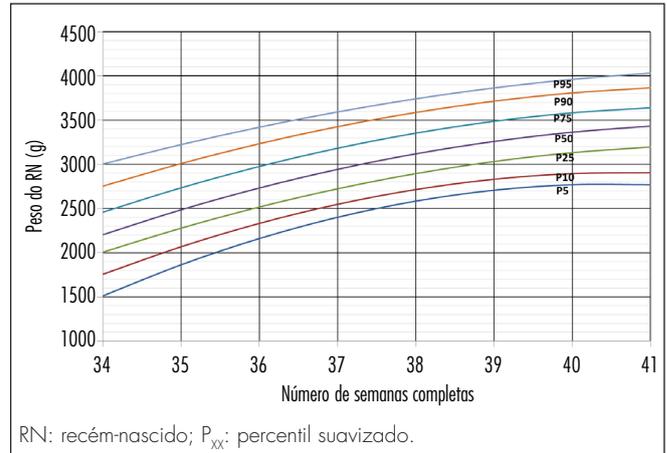


Figura 2 - Percentis suavizados, por idade gestacional.

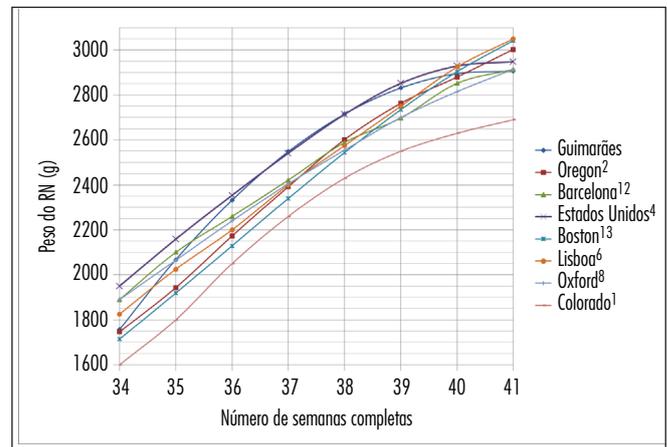


Figura 3 - Comparação do P₁₀ de várias tabelas, compiladas em Oregon² (Estados Unidos), Barcelona¹² (Espanha), Estados Unidos⁴ (todo o território), Boston¹³ (Estados Unidos), Lisboa⁶ (Portugal), Oxford⁸ (Reino Unido), Colorado¹ (Estados Unidos) e Guimarães (presente estudo).

Tabela 1 - Medidas de sumário, diferenças no peso médio entre sexos (com teste t de Student correspondente) e percentis suavizados obtidos entre a 34ª e a 41ª semanas de gestação completas

IG	n	Média (g)	DP	M-F	Valor p	P ₅ (g)	P ₁₀ (g)	P ₂₅ (g)	P ₅₀ (g)	P ₇₅ (g)	P ₉₀ (g)	P ₉₅ (g)
34	23	2.227	397	327	0,04	1.512	1.757	2.007	2.204	2.459	2.754	3.004
35	35	2.558	329	137	0,2	1.864	2.068	2.278	2.486	2.735	3.009	3.224
36	93	2.710	350	238	0,001	2.161	2.332	2.518	2.733	2.976	3.234	3.420
37	253	2.916	348	149	0,001	2.401	2.548	2.724	2.944	3.183	3.427	3.593
38	647	3.151	379	141	<0,001	2.584	2.715	2.896	3.119	3.353	3.587	3.742
39	658	3.287	363	119	<0,001	2.708	2.831	3.032	3.260	3.487	3.715	3.865
40	395	3.409	378	129	0,001	2.770	2.895	3.133	3.364	3.583	3.808	3.962
41	56	3.368	370	153	0,1	2.770	2.906	3.196	3.433	3.640	3.866	4.033

IG: idade gestacional (semanas completas); n: número de casos; DP: desvio padrão; M-F: peso médio masculino - feminino; P_{xx}: percentil suavizado.

al.¹², 34s). Não foram encontradas diferenças significativas para as proporções de fetos classificados abaixo do P_{10} na 35^{as} (Tabela 3). No entanto, nas 37^{as} e 39^{as}, as proporções de fetos classificados abaixo deste percentil foi díspar, com os valores de referência de Alexander et al.⁴ sendo os únicos que não registaram diferenças estatisticamente significativas para nenhuma das IG comparadas. Os valores de sensibilidade mais baixos para detecção dos <10% de RN mais leves corresponderam às curvas de Lubchenko et al.¹.

A tabela de Yudkin et al.⁸ ainda comporta valores do percentil 90 (P_{90}), que também subestimam o número de fetos nesta categoria na amostra, desde a 35^{as}. Em relação aos resultados de Guimarães (curvas suavizadas), as curvas de Yudkin et al.⁸ identificam: 10 de 25 fetos, ou 40%, na 37^{as} (Guimarães: 21 ou 84%); 24 de 39 fetos, ou 62% na 40^{as} (Guimarães: 53 ou 100%, com 13 falsos-positivos).

Discussão

A distribuição do peso dos RN na amostra obtida em Guimarães é diferente da encontrada por outros investigadores, nomeadamente em relação às médias de peso encontradas. Os dados de Cunha et al.⁶, para a região de Lisboa (n=24.852 RN), aproximam-se, no entanto,

dos produzidos neste estudo, não existindo diferenças significativas para a média do peso dos RN, com exceção da IG de 41s, em que a amostra de Guimarães, por ser relativamente pequena nesta IG, estará mais susceptível de encontrar-se enviesada. Pelo contrário, as séries de

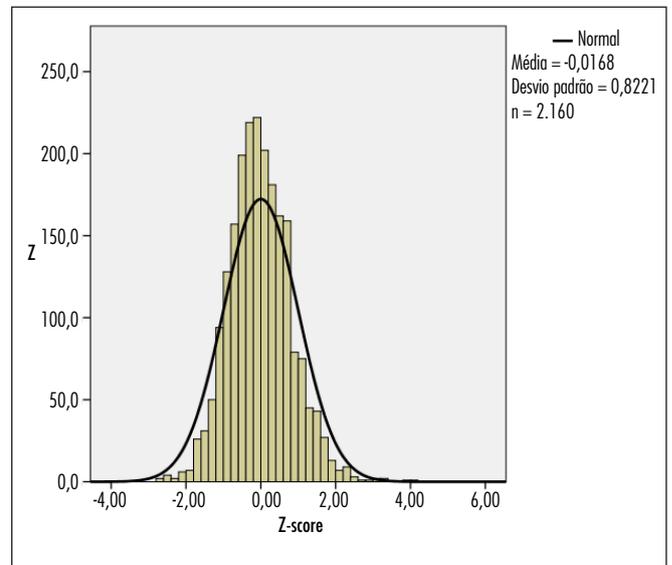


Figura 4 - Histograma dos Z-scores obtidos para a amostra em relação aos valores esperados (P_{50}) de Yudkin et al.⁸ A linha representa a curva normal esperada.

Tabela 2 - Comparação entre as médias de peso por IG obtidas em diversas tabelas e os valores encontrados em Guimarães

IG	Barcelona (Carrascosa et al. ¹²)				Oregon, Estados Unidos (Babson et al. ²)				Lisboa (Cunha et al. ⁶)			
	Média (g)	DP	n	Valor p	Média (g)	DP	n	Valor p	Média (g)	DP	n	Valor p
34	2.204	227	226	0,7	2.340	552	228	0,2	2.335	462	194	0,2
35	2.401	234	215	0,007	2.518	468	317	0,5	2.510	468	325	0,4
36	2.580	246	172	0,002	2.749	490	841	0,3	2.710	435	721	1,0
37	2.896	411	161	0,609	2.989	466	1.499	0,004	2.965	402	1.791	0,04
38	3.040	364	254	0,000	3.185	450	3.761	0,041	3.140	408	4.254	0,4
39	3.229	402	490	0,012	3.333	444	6.609	0,002	3.301	401	7.702	0,3
40	3.332	377	511	0,002	3.462	456	15.691	0,006	3.422	407	6.927	0,5
41	3.380	398	282	0,8	3.569	468	6.047	<0,001	3.533	403	2.341	0,001

IG: idade gestacional (semanas completas); n: Número de casos; DP: desvio padrão; Valor p: relativos à diferença entre as médias das tabelas representadas e as médias obtidas na amostra (teste t de Student).

Tabela 3 - Sensibilidade e especificidade dos valores do P_{10} de algumas tabelas em relação aos dados da amostra

	35 semanas de gestação (n=35; 3 fetos < P_{10} não suavizado)				37 semanas de gestação (n=253; 25 fetos < P_{10} não suavizado)				39 semanas de gestação (n=658; 64 fetos < P_{10} não suavizado)			
	< P_{10} (%)	n	S	E	< P_{10} (%)	n	S	E	< P_{10} (%)	n	S	E
Oregon (Babson et al. ²)	5,7	2	66,7	100	3,9†	10	40	100	6,5	43	67,2	100
Barcelona (Carrascosa et al. ¹²)	8,5	3	100	100	5,9†	15	60	100	3,5*	23	35,9	100
EUA (Alexander et al. ⁴)	8,5	3	100	100	10,6	27	100	99,1	11,8	78	100	97,6
Boston (Doubilet et al. ¹³)	5,7	2	66,7	100	2,7*	7	28	100	5,6†	37	57,8	100
Oxford (Yudkin et al. ⁸)	5,7	2	66,7	100	5,1†	13	52	100	3,6*	24	37,5	100
Colorado (Lubchenko et al. ¹)	2,8	1	33,3	100	2,3*	6	24	100	1,3*	9	14,1	100
Guimarães (presente estudo)	5,7	2	66,7	100	11,4	29	100	98,2	9,4	62	96,9	100

Cálculos em relação aos valores de P_{10} observados (não suavizados). S: sensibilidade; E: especificidade; †Valor p<0,05; *Valor p<0,001. Foram usados Z-scores para comparação de proporções.

Carrascosa et al.¹² - Barcelona (n=3.256 RN) - e Babson, Behrman e Lessel² - EUA (n=39.895 RN) - mostram diferenças significativas em relação à média de peso dos RN para a maioria das IG. Em relação ao P₁₀, os nossos dados aproximam-se dos encontrados por Alexander et al.⁴ nos Estados Unidos (3.134.879 RN), mas mostram diferenças importantes em relação a outras tabelas, que chegam a ultrapassar 280g com a tabela de Lubchenco et al.¹, que demonstrou consistentemente valores de sensibilidade para fetos <P₁₀ baixos, entre 14,1% às 39s, com 55 falsos-negativos (FN), e 24% às 37s, com 19 FN. Para todas as IG, as tabelas comparadas, nas quais se inclui uma das mais utilizadas em centros de Diagnóstico Pré-natal/ecografia em Portugal (Yudkin et al.⁸), levariam a subestimar o percentil de classificação dos fetos na amostra estudada, de forma estatística e clinicamente significativa: tendo em conta a sensibilidade destas curvas na 39^{as}, por exemplo, apenas cerca de 38% dos fetos abaixo do P₁₀ seriam descritos como tal, e, conseqüentemente, 40 fetos abaixo deste percentil seriam classificados como normais (FN); da mesma forma, na 40^{as}, o P₉₀ destas tabelas falharia na classificação de 15 fetos, ou seja, 38% dos fetos acima do P₉₀ amostral seriam FN.

Os valores publicados por Alexander et al.⁴ são os que mais se aproximam dos resultados obtidos pela suavização das curvas da amostra (Guimarães), não existindo diferenças significativas entre as proporções de RN classificados por estas duas tabelas. As especificidades encontradas foram sempre altas, dadas as características de subestimação dos valores da maioria das tabelas comparadas. Na Figura 4 é visível esta tendência: apesar da média dos Z-scores não ser significativamente diferente de 0 (para o conjunto 34^a até a 41^{as}), os valores encontrados na presente amostra produzem um DP<1 (0,82), resultante do DP menos amplo nesta amostra (329g, na 35^{as}, a 397g, na 34^{as}) do que nos dados de Yudkin et al.⁸ (333g, na 34^{as}, a 563g, na 36^{as}). Estes dados denotam uma maior precisão, provavelmente resultante da correta datação da gravidez por ecografia, não efetuada por aqueles investigadores e, conseqüentemente, maior sensibilidade nos valores extremos, como o P₁₀, em relação a uma amostra sem essa datação, já que aquele percentil, numa curva normal, se encontra a -1,28*DP da média.

É necessário considerar que cada curva publicada parece ser adequada para uma região, população e época. Daí as diferenças, mesmo dentro do mesmo país, nos valores publicados por vários autores. As diferenças que encontramos, além de estatisticamente significativas, têm um profundo significado clínico, o que poderá ser crucial em decisões acerca do curso da gravidez, quando estes valores são usados para classificação de risco.

A metodologia para a realização destas curvas de referência também varia, principalmente pela definição e divisão dos autores em relação à necessidade de valores de referência baseados na população (toda a população) ou *standard* (gravidezes de evolução normal). É necessário assumir que ao utilizar estes valores estamos a comparar distribuições, e como tal, interessa saber se estas distribuições correspondem a um conjunto de dados geral (incluindo mães e RN com problemas) ou uma seleção (de resultado favorável), o que modifica a interpretação do resultado.

Existe grande sobreposição entre amostras com problemas de desenvolvimento e de evolução normal, pelo que a utilização de valores de corte é sempre efetuada com grandes compromissos, e deve ser percebida como tal para evitar procedimentos desnecessários em gravidezes e RN de evolução normal. Os clínicos devem ter bem presente que em cada dez fetos, um será submetido a avaliações mais frequentes ao se utilizar o P₁₀ como valor de corte. Se isto não acontecer, provavelmente a população abrangida não se enquadra nos valores de referência utilizados.

Este estudo teve algumas limitações, nomeadamente o facto da amostra ser relativamente pequena, não permitindo uma análise em todas as IG com viabilidade ou a comparação entre sexos. No entanto, trata-se de um conjunto de dados correspondentes a gravidezes bem datadas, o que diminui a variabilidade introduzida por erros de datação e melhora a qualidade global dos dados estudados.

O rigor da datação da gravidez permite obter dados com amplitudes mais reduzidas, e uma maior precisão na caracterização dos RN. A datação precisa que hoje é realizada nas gravidezes vigiadas, deve exigir que as curvas que utilizamos para definir alta probabilidade de estados patológicos sejam produzidas com base em RN com gravidez datada com o mesmo rigor, aspecto que não foi possível cumprir nas curvas produzidas há mais de 20 anos e que ainda hoje utilizamos. Das curvas comparadas, as que mais se aproximaram, em relação ao P₁₀, das obtidas nesta amostra foram as produzidas por Alexander et al.⁴ Cinco tabelas demonstraram diferenças estatisticamente significativas para a proporção de RN classificados abaixo do P₁₀, com a tabela clássica de Lubchenco et al.¹, ainda utilizada por muitos clínicos, a demonstrar a pior performance.

Torna-se evidente que este é um problema clínico importante, pelo que as limitações deste tipo de valores de referência devem ser sempre tidas em consideração e reduzidas, nomeadamente pela criação de valores locais/regionais ou nacionais, com a contemplação de outras variáveis (sobretudo o sexo do RN) em gravidezes rigorosamente datadas e pela validação *in loco* dos valores utilizados.

Referências

1. Lubchenco LO, Hansman C, Dressler M, Boyd E. Intrauterine growth as estimated from liveborn birth-weight data at 24 to 42 weeks of gestation. *Pediatrics*. 1963;32(5):793-800.
2. Babson SG, Behrman RE, Lessel R. Fetal growth. Liveborn birth weights for gestational age of white middle class infants. *Pediatrics*. 1970;45(6):937-44.
3. Zhang J, Merialdi M, Platt LD, Kramer MS. Defining normal and abnormal fetal growth: promises and challenges. *Am J Obstet Gynecol*. 2010;202(6):522-8.
4. Alexander GR, Himes JH, Kaufman RB, Mor J, Kogan M. A United States national reference for fetal growth. *Obstet Gynecol*. 1996;87(2):163-8.
5. Olsen IE, Groveman SA, Lawson ML, Clark RH, Zemel BS. New intrauterine growth curves based on United States data. *Pediatrics*. 2010;125(2):e214-24.
6. Cunha M, Marques A, Carreiro H, Machado MC. Percentis do peso de nascimento para a idade gestacional, numa população de recém-nascidos. *Acta Pediatr Port*. 2007;38(5):187-93.
7. Resnik R. Intrauterine growth restriction. *Obstet Gynecol*. 2002;99(3):490-6.
8. Yudkin PL, Aboualfa M, Eyre JA, Redman CW, Wilkinson AR. New birthweight and head circumference centiles for gestational ages 24 to 42 weeks. *Early Hum Dev*. 1987;15(1):45-52.
9. Astraia Software GMBH [Internet]. 2010 [cited 2010 Sep]. Available from: <http://www.astraia.com/en/startsite.html>
10. IBM SPSS Statistics 19. Somers, NY: IBM Corporation; 2010.
11. Microsoft Excel 2010. 14th ed. Redmond: Microsoft; 2010.
12. Carrascosa A, Yeste D, Copil A, Almar J, Salcedo S, Gussinyé M. Anthropometric growth patterns of preterm and full-term newborns (24-42 weeks' gestational age) at the Hospital Materno-Infantil Vall d'Hebron (Barcelona) (1997-2002). *An Pediatr (Barc)*. 2004;60(5):406-16.
13. Doubilet PM, Benson CB, Nadel AS, Ringer SA. Improved birth weight table for neonates developed from gestations dated by early ultrasonography. *J Ultrasound Med*. 1997;16(4):241-9.