

# Correlação entre peso fetal estimado por ultrassonografia e peso neonatal

*Correlation between estimated fetal weight by ultrasound and neonatal weight*

## Artigo original

### Palavras-chave

Peso fetal  
Peso ao nascer  
Ultra-sonografia pré-natal  
Desenvolvimento fetal  
Retardo do crescimento fetal

### Keywords

Birth weight  
Ultrasonography, prenatal  
Fetal development  
Fetal growth retardation

## Resumo

**OBJETIVO:** avaliar a correlação entre o peso fetal estimado (PFE) por ultrassonografia e o peso neonatal (PN), bem como a capacidade do PFE prever as alterações do PN entre gestantes de João Pessoa (PB). **MÉTODOS:** estudo de validação diagnóstica incluindo 122 gestantes que tiveram o PFE calculado por ultrassonografia até sete dias antes do parto e o PN determinado imediatamente após o nascimento, com balança específica para recém-nascidos. A correlação entre o PFE e o PN foi avaliada pelo coeficiente de correlação de Pearson entre as duas medidas e pela média das diferenças entre elas. O PFE e o PN foram classificados em: pequeno para idade gestacional (PIG), adequado para a idade gestacional (AIG) e grande para a idade gestacional (GIG), de acordo com os percentis 10 e 90 das respectivas curvas de referência. O diagnóstico de desvios do PFE foi validado utilizando a curva de valores de referência de peso neonatal de Alexander como padrão-ouro, estimando-se a sensibilidade, especificidade, valores preditivos positivo e negativo. **RESULTADOS:** houve uma elevada correlação linear entre o PFE e o PN ( $R=0,96$ ) e a diferença entre eles variou entre -474 g e +480 g, com média de +3 g. A maioria das máximas variações percentuais da estimativa de peso esteve entre 10 e 15%. O PFE teve sensibilidade de 85,7% e especificidade de 100% para detecção de PIG, e de 100 e 77,2%, respectivamente, para GIG. **CONCLUSÕES:** o PFE é capaz de prever adequadamente o PN, e a curva de PFE de referência testada teve bom desempenho no rastreamento dos desvios do crescimento fetal, quando utilizada nessa população.

## Abstract

**PURPOSE:** to evaluate the correlation between the estimated fetal weight (EFW) by ultrasonography and the neonatal weight (NW), as well as the EFW's capacity to predict changes in NW among pregnant women in João Pessoa, Paraíba, Brazil. **METHODS:** a diagnostic validation study, including 122 pregnant women who have had the EFW calculated by ultrasonography up to seven days before delivery and the NW established immediately after birth, with a specific newborn's scale. The correlation between EFW and NW measurements was assessed by Pearson's correlation coefficient and by the mean difference between them. EFW and NW were classified as: low for the gestational age (LGA), adequate for the gestational age (AGA) and high for the gestational age (HGA), according to the percentiles 10 and 90 of the respective reference curves. The diagnosis of EFW deviation has been validated using the values of the Alexander's NW reference curve as gold-standard, by estimating the sensitivity, specificity, and positive and negative predictive values. **RESULTS:** there has been a high linear correlation between the EFW and NW ( $R=0.96$ ), and the difference between them has varied from -474 g to +480 g, with an average of +3 g. Most of the highest percent weight estimate variations were between 10 and 15%. EFW has had 85.7% of sensitivity and 100% of specificity for the detection of LGA, and 100 and 77.2%, respectively, for the detection of HGA. **CONCLUSIONS:** EFW is able to predict NW adequately, and the reference EFW tested has had a good performance in the screening of fetal growth deviation, in the population studied.

### Correspondência:

José Guilherme Cecatti  
Departamento de Tocoginecologia do  
Centro de Atenção Integral à Saúde da Mulher  
Rua Alexander Fleming, 101 – Cidade Universitária “Zeferino Vaz”  
CEP 13083-970 – Campinas (SP), Brasil  
Fone: (19) 3521-9482  
E-mail: cecatti@unicamp.br

### Recebido

6/8/07

### Aceito com modificações

25/11/09

Estudo realizado no Hospital Universitário Lauro Wanderley da Universidade Federal da Paraíba – UFPB – João Pessoa (PB), Brasil; Instituto Maternidade Cândida Vargas – João Pessoa (PB), Brasil.

<sup>1</sup> Pós-graduanda (Doutorado) da Universidade Estadual de Campinas – UNICAMP – Campinas (SP), Brasil; Professora Assistente da Escola Técnica em Saúde da Universidade Federal da Paraíba – UFPB – João Pessoa (PB), Brasil.

<sup>2</sup> Professor Titular de Obstetria do Departamento de Tocoginecologia da Faculdade de Ciências Médicas da Universidade Estadual de Campinas – UNICAMP – Campinas (SP), Brasil.

<sup>3</sup> Professor Adjunto do Departamento Materno-Infantil da Universidade Federal da Paraíba – UFPB – João Pessoa (PB), Brasil.

Conflito de interesses: os autores declaram que não há conflito de interesses.

## Introdução

O fator de maior importância para a sobrevivência e qualidade de vida da criança é o seu estado de saúde ao nascer. De fato, as crianças com peso desfavorável ao nascer têm maior risco de complicações e mortalidade<sup>1</sup>. Se os países da América Latina tivessem uma prevalência de restrição do crescimento fetal (RCF) similar à dos desenvolvidos, milhares de mortes infantis seriam evitadas por ano<sup>2</sup>. Além da prematuridade e da RCF, os estudos têm identificado também, como fatores determinantes do baixo peso fetal, a desnutrição materna, idade materna avançada, antecedentes de baixo peso e parto prematuro, baixo nível de escolaridade, nuliparidade, tabagismo e acompanhamento pré-natal insuficiente<sup>3</sup>.

A avaliação clínica pré-natal de fetos pequenos para a idade gestacional identifica apenas uma parcela dos casos<sup>4</sup>. Contudo, os métodos clínicos e ultrassonográficos, se utilizados em conjunto, aumentam a possibilidade de se efetuar corretamente esse diagnóstico<sup>5</sup>. Como o teste de rastreamento ideal deveria ser de rápida aplicação, baixo custo, seguro e muito sensível para identificar a maioria dos casos<sup>6</sup>, a estimativa de peso fetal por ultrassonografia (USG) tem sido proposta como um bom método diagnóstico para RCF<sup>7</sup>. Como o peso ao nascimento é apenas uma medida final cuja avaliação não permite nenhum tipo de intervenção para alterar o ganho de peso fetal ainda durante a gravidez, antecipar o diagnóstico poderia contribuir para a redução da morbimortalidade perinatal, se algumas medidas pudessem ser instituídas, como orientação nutricional adequada, desestímulo ao hábito de fumar e tratamento de condições maternas que pudessem estar associadas à condição fetal<sup>8</sup>. Os resultados de alguns estudos mostram que quando fetos com RCF foram identificados e supervisionados, o risco de morte intrauterina foi minimizado, e que o período neonatal foi menos complicado<sup>9</sup>.

A USG obstétrica representa, atualmente, o instrumento mais eficiente para o diagnóstico de desvios do crescimento fetal durante a gravidez<sup>10</sup>. Quando complicações da gravidez ocorrem nos limites da viabilidade fetal, o conhecimento do peso fetal contribui para a avaliação da probabilidade de sobrevivência neonatal e, portanto, para a decisão clínica entre o prolongamento da gravidez com tratamento conservador ou sua interrupção. Sabe-se que fetos pequenos para a idade gestacional (PIG) podem ser pouco tolerantes ao estresse do parto; portanto, sua identificação antenatal permite uma vigilância intraparto mais intensiva. Por outro lado, os desvios do crescimento fetal para mais (grande para a idade gestacional - GIG) também estão associados a maiores taxas de morbidade e mortalidade perinatal, como também a taxas mais elevadas de cesarianas<sup>11</sup>.

Segundo o Centro Latino-americano de Perinatologia<sup>2</sup>, a restrição do crescimento intrauterino (RCIU) é um dos mais

sérios problemas de saúde dos países em desenvolvimento, porém recebe pouca atenção para a busca soluções. Na base de dados da Biblioteca Cochrane existem mais de 8 mil investigações clínicas aleatorizadas no mundo sobre temas perinatais. Destas, somente 4,5% consideram o crescimento fetal como um resultado, e apenas 1,3% o consideram como um resultado primário. Portanto, somente poucos estudos e pesquisadores parecem estar interessados no problema. Apenas 0,7% dos estudos tratam de intervenções que possam melhorar o crescimento fetal<sup>2</sup>.

Na prática assistencial, a estimativa do peso fetal só terá real valor prático se for confrontada com curvas de normalidade de crescimento fetal que sejam adequadas. Entretanto, a inexistência de uma curva nacional que possa ser utilizada como representativa da população de gestantes brasileiras caracteriza a necessidade de novos estudos que avaliem o desempenho e a aplicabilidade das curvas existentes em diferentes contextos da realidade brasileira<sup>7</sup>. Nesse sentido, um estudo de validação de uma curva de peso fetal estimado (PFE) observou uma grande concordância entre o PFE por USG e o peso neonatal, ou PN (coeficiente de correlação linear de 0,94), sensibilidade de 100% e especificidade de 90,5% na predição de recém-nascidos PIG, e de 94,4 e 92,8%, respectivamente, na predição de GIG<sup>12</sup>.

No entanto, algumas questões ainda permanecem em aberto. Qual a melhor curva de PFE a ser utilizada como referência para uma população de gestantes brasileiras? A curva de PFE existente tem o mesmo desempenho quando utilizada em população de gestantes de outras regiões brasileiras? O PFE calculado na USG pela equação de Hadlock et al.<sup>13</sup> tem boa correlação com o PN de crianças dessas regiões?

Assim, este estudo tem como objetivo avaliar a correlação entre a estimativa de peso fetal pela USG e pelo PN em uma amostra da população de gestantes de João Pessoa (PB), e validar uma curva modificada de PFE nessa população, utilizando uma curva internacional de referência de PN como padrão-ouro.

## Métodos

O presente estudo foi observacional, de correlação entre o PFE por USG e o PN e de validação diagnóstica para os desvios do crescimento fetal em função da idade gestacional, através da classificação do PFE pela curva de Cecatti et al.<sup>7</sup> modificada, tendo a curva de Alexander et al.<sup>14</sup> como padrão-ouro. Foi selecionada uma amostra não-aleatória, constituída de gestantes atendidas no Setor de Ultrassonografia do Instituto Cândida Vargas e do Hospital Universitário Lauro Wanderley da Universidade Federal da Paraíba, ambos do município de João Pessoa, Estado da Paraíba. O trabalho foi realizado no período de março

a novembro de 2005, e os casos foram incluídos no estudo de acordo com a livre demanda de cada serviço. Para o cálculo do tamanho amostral mínimo para esta abordagem, considerou-se a população de mulheres que tiveram a avaliação ultrassonográfica realizada segundo os critérios de inclusão (753), com um desempenho médio para a performance do PFE em prever PIG ou GIG (sensibilidade) de 90% segundo estudos similares realizados<sup>12</sup>, com uma diferença máxima aceitável de 5% (ou seja, pior valor de 85%) e um erro tipo I de 0,05. Isso correspondeu a um mínimo necessário de 117 casos na amostra.

Eram consideradas elegíveis as gestantes que concordassem em participar do estudo. A data da última menstruação (DUM) deveria ser conhecida. A idade gestacional deveria ser confirmada por USG realizada até a 20ª a 22ª semanas, não discordando em mais de uma semana com a idade gestacional (IG) determinada pela DUM. Feto único e vivo, sem evidência de hidropisia ou malformações que interferissem no cálculo do peso fetal pela USG e que concordassem em participar do estudo. Foram excluídas aquelas cujo parto tenha ocorrido mais de sete dias após a realização do exame ultrassonográfico, ou cujo PN não pôde ser obtido por o parto ter ocorrido fora do local do estudo. Esses dois critérios de exclusão, conjuntamente, foram responsáveis pela seleção de casos para a presente análise de 16,2% do total de gestações que tiveram uma avaliação ultrassonográfica completa realizada no Setor de Ultrassonografia (122 de 753 casos). Isso era esperado, visto que o PFE por USG mais de sete dias antes do parto não mais representa, necessariamente, uma boa estimativa do peso ao nascimento.

Para a caracterização da amostra, foram coletados os dados das seguintes variáveis de controle: idade, índice de massa corporal ou IMC (categorizado em baixo peso, peso normal, sobrepeso e obesidade, de acordo com os valores normais de IMC para a idade gestacional pela curva de Atalah et al.<sup>15</sup>, conforme recomendação do Ministério da Saúde<sup>16</sup>), fenótipo racial predominante (avaliado subjetivamente pelo examinador), número de gestações, paridade, antecedente de cesárea, antecedente de aborto e tabagismo. Esses dados foram apresentados em tabelas de distribuição de frequências. Foram consideradas no estudo as variáveis contínuas: IG, PFE por USG e o PN. O PFE foi obtido por cálculo automático realizado pelo software do aparelho de USG, empregando a fórmula de Hadlock et al.<sup>13</sup>, que é baseada em quatro parâmetros da biometria fetal: diâmetro biparietal (DBP), circunferência cefálica (CC), circunferência abdominal (CA) e comprimento femoral (CF).

Os exames ultrassonográficos foram realizados por vários examinadores, todos treinados para o manuseio desse tipo de aparelho e para realização desses exames, seguindo os procedimentos técnicos da rotina do setor e utilizando-se os equipamentos Toshiba® Nemio e GE® Logic 500, ambos com sonda convexa multifrequencial de 2,5 a 5,0 Mhz. Os laudos

da USG eram emitidos segundo o protocolo do Setor e os dados de interesse do estudo eram coletados em formulário específico, no momento da realização do exame.

Para a classificação do PFE em função da IG, foi utilizada a curva modificada dos valores normais de PFE por USG segundo a IG, elaborada inicialmente por Cecatti et al.<sup>7</sup>, em 2000. No presente estudo, a modificação dessa curva correspondeu à utilização de um ajuste polinomial de segundo e terceiro grau para obter as curvas de regressão dos percentis que melhor se adaptassem à tendência dos valores individuais. Essas novas curvas de regressão adaptadas forneceram novos valores de ponto de corte para os percentis 10 (Equação:  $PFE = -0,4717x^3 + 44,687x^2 - 1237x + 11015$ ), 50 (Equação:  $PFE = -0,49x^3 + 47,336x^2 - 1324,3x + 11917$ ) e 90 (Equação:  $PFE = -0,4793x^3 + 46,732x^2 - 1298,2x + 11591$ ) em cada IG. A categorização da variável PFE em PIG, adequado para a idade gestacional (AIG) e GIG foi determinada pela posição do PFE na referida curva, respectivamente abaixo do percentil 10, entre os percentis 10 e 90, ou acima do percentil 90 para a respectiva IG.

O PN foi obtido nos prontuários dos recém-nascidos de ambas as instituições. O recém-nascido era medido imediatamente após o nascimento e pesado em balança antropométrica digital. Foi categorizado também em PIG, AIG ou GIG, utilizando a curva de PN para IG de Alexander et al.<sup>14</sup> como padrão de referência. A classificação foi determinada pela posição do PN na referida curva, após ajuste da IG para a data do parto.

Para avaliar a correlação entre o peso fetal estimado por ultrassonografia e o PN, foi construído o diagrama de dispersão do PFE em função do PN e calculado o coeficiente de correlação linear de Pearson. Para avaliar ainda a concordância entre o PFE e o PN, foram calculados a média e o desvio padrão das diferenças entre seus valores, e construído o gráfico de plotagem dessas diferenças em função das respectivas médias das medidas, dentro do intervalo de confiança de 95% (IC95%), segundo o método dos limites de concordância de Bland e Altman<sup>17</sup>.

Para avaliar o desempenho da presente curva modificada de peso fetal estimado no diagnóstico de desvios do crescimento fetal na população-alvo, tendo como padrão-ouro a classificação do PN em PIG, AIG ou GIG pela curva de Alexander et al.<sup>14</sup>, foram calculados a sensibilidade, a especificidade, os valores preditivos positivo (VPP) e negativo (VPN) e seus respectivos IC95%. O projeto foi previamente aprovado pelo Comitê de Ética em Pesquisa das instituições participantes.

## Resultados

Foram incluídas no estudo 122 mulheres que tiveram o parto ocorrido até sete dias após a realização da

USG. A idade das 122 gestantes estudadas variou entre 13 e 45 anos, com média de 27,6 anos. O fenótipo racial predominante foi a cor branca (47,5%), o IMC variou entre 18,1 kg/m<sup>2</sup> a 39,5 kg/m<sup>2</sup>, com média de 27,8 kg/m<sup>2</sup>, e com 36% da amostra sendo classificada como tendo sobrepeso ou obesidade. Quanto ao hábito de fumar, a maioria não era tabagista (97,5%). A caracterização da população amostral quanto às características demográficas e obstétricas pode ser vista na Tabela 1. Em relação às características obstétricas, 47,5% das gestantes eram primigestas, 50,0% eram nulíparas e 17,2% tinham antecedentes de cesárea. A idade gestacional variou de 29 a 41 semanas, com média de 37,9 semanas.

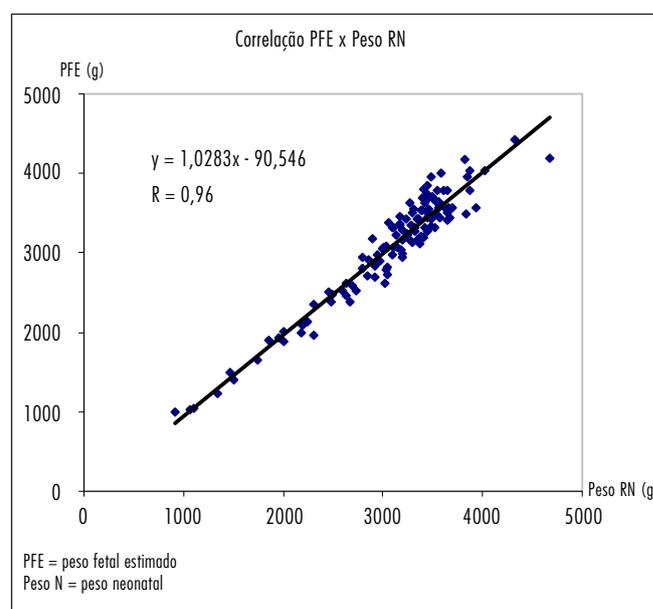
A Figura 1 mostra o diagrama de dispersão das 122 medidas de PFE em função do PN. A análise de correlação entre as variáveis PFE e PN mostrou um coeficiente de correlação linear bastante elevado ( $R=0,96$ ). A diferença entre o PFE e o PN variou de -474 g a +480 g, com média de +3 g e desvio padrão de 187 g. Os extremos dessas variações corresponderam a variações percentuais

**Tabela 1** - Distribuição percentual das gestantes segundo algumas características demográficas e obstétricas

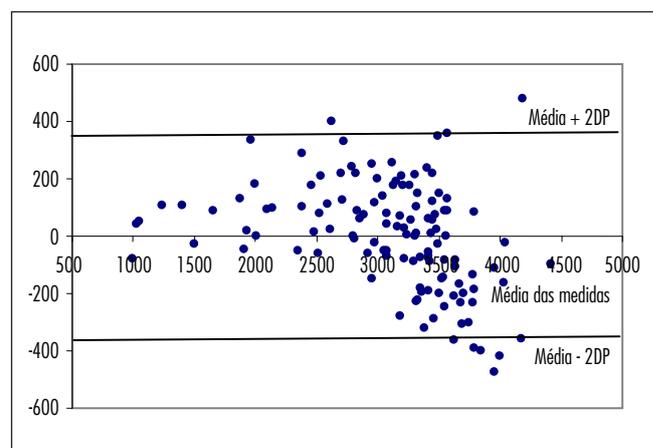
Características	n	%
<b>Idade (anos)</b>		
14-19	15	12,3
20-29	63	51,7
≥30	44	36,7
<b>Fenótipo racial predominante</b>		
Branca	58	47,5
Parda	55	45,1
Negra	9	7,4
<b>Índice de massa corporal</b>		
Baixo peso	20	16,4
Adequado	58	47,5
Sobrepeso	32	26,2
Obesidade	12	9,8
<b>Fumo</b>		
Sim	3	2,5
Não	119	97,5
<b>Paridade</b>		
0	61	50
1	47	38,5
≥2	14	11,4
<b>Antecedente de cesárea</b>		
Sim	21	17,2
Não	101	82,8
<b>Antecedente de aborto</b>		
Sim	12	9,8
Não	110	90,2
<b>Idade gestacional</b>		
27-31	2	1,6
32-36	17	13,9
≥37	103	84,4
<b>Total</b>	<b>122</b>	<b>100</b>

de avaliação do peso de no máximo 18,2%, de forma geral para os maiores pesos, estando a maioria abaixo de 15 e 10% de variação. A Figura 2 apresenta a dispersão dos valores das diferenças entre o PFE e o PN em função das respectivas médias das medidas, dentro do IC95%. A análise visual desses resíduos parece mostrar que, nos pesos inferiores a 3.000 g, a fórmula de Hadlock et al.<sup>13</sup> utilizada tende a superestimar o PFE, enquanto nos pesos acima de 3.000 g os resíduos tendem a se distribuir aleatoriamente. Entretanto, o número de casos com peso inferior a 2.500 g é pequeno para confirmar essa tendência.

O desempenho da curva de PFE (modificada de Cecatti et al.<sup>7</sup>) para diagnóstico de PIG e de GIG, tendo a curva de PN de Alexander et al.<sup>14</sup> como padrão-ouro, está resumido na Tabela 2. Assim, a utilização do PFE e de sua



**Figura 1** - Correlação entre o peso fetal estimado pela ultrassonografia realizada até sete dias antes do parto e o peso neonatal (n=122).



**Figura 2** - Dispersão dos valores das diferenças entre o peso fetal estimado e o peso neonatal em função das respectivas médias das medidas, dentro do intervalo de confiança a 95%, segundo o método dos limites de concordância de Bland e Altman<sup>17</sup>.

**Tabela 2 - Desempenho da curva de peso fetal estimado por ultrassonografia para diagnóstico de pequenos para idade gestacional e de grandes para a idade gestacional, tendo a curva de peso neonatal de Alexander como padrão-ouro**

Peso fetal estimado por ultrassonografia	Peso neonatal Curva de Alexander et al. <sup>14</sup>			
	PIG		Não-PIG	
PIG	18		0	
Não-PIG	3		101	
Total	21		101	
	GIG		Não-GIG	
	GIG		Não-GIG	
GIG	8		26	
Não-GIG	0		88	
Total	8		114	
Desempenho	PIG		GIG	
	%	IC95%	%	IC95%
Sensibilidade	85,7	63,7-97,0	100	63,1-100
Especificidade	100	96,4-100	77,2	68,4-84,5
Valor preditivo positivo	100	81,5-100	23,5	10,8-41,1
Valor preditivo negativo	97,1	91,8-99,4	100	95,9-100

PIG: pequenos para idade gestacional; GIG: grandes para a idade gestacional; IC95%: intervalo de confiança a 95%.

respectiva curva conseguiram identificar 85,7% dos PIG e 100% dos GIG. Já dentre os casos que não eram PIG, nenhum foi identificado como tal (especificidade para o PIG de 100%), enquanto que, para o GIG, a especificidade foi de 77,2%. Os VPP e VPN foram muito elevados para o PIG, mas só o VPN foi elevado para o GIG.

## Discussão

O PFE pela USG apresentou alta correlação com o PN. Além disso, o PFE mostrou um bom desempenho para identificação de fetos PIG e GIG.

O presente estudo é concordante com grande parte da literatura quando confirma que a equação de Hadlock et al.<sup>13</sup> apresenta boa concordância para predição do PN, tendo um grande potencial na prática clínica para rastrear desvios de crescimento fetal. Apesar de não ter sido objetivo deste estudo comparar outras fórmulas para o cálculo de PFE pela USG, um estudo refere ter comparado quatro fórmulas diferentes, concluindo que a equação de Hadlock et al.<sup>13</sup> foi a que apresentou o menor erro<sup>11</sup>.

Observou-se ainda que a tendência do PFE para predição do PN é dependente da IG<sup>18</sup>. No caso da fórmula de Hadlock et al.<sup>13</sup> aplicada à sua população (Singapura), o PFE foi subestimado para fetos pré-termos e superestimado para fetos a termo. Dessa maneira, pensando-se na possibilidade de que o padrão de crescimento fetal pode se apresentar diferentemente entre grupos populacionais distintos, estaria justificada a repetição da validação do PFE em diferentes contextos. Se houve alguma tendência nesse sentido para o presente estudo, foi a de superestimar

o PFE para pesos menores, em IG menores. Entretanto, o pequeno número de casos nessa situação não permite nenhuma conclusão definitiva sobre a significação estatística desse achado. Essa pode inclusive ser considerada uma das limitações do presente estudo.

Considerando que mais de 35% das gestantes incluídas no estudo apresentou sobrepeso e obesidade, é pertinente registrar que um recente estudo verificou que o IMC aumentado esteve associado significativamente a uma menor capacidade de estimativa clínica do peso fetal<sup>19</sup>.

No entanto, a medida isolada do PFE só tem valor prático se for confrontada com uma curva adequada de valores de referência do crescimento fetal, de preferência derivada de uma população similar. A curva brasileira<sup>7</sup> já citada mostra valores discretamente inferiores após a 30<sup>a</sup> semana, com os valores do percentil 90 se aproximando aos valores do percentil 50 de Hadlock et al.<sup>13</sup>. Enquanto a fórmula utilizada neste estudo é um modelo matemático de ajuste polinomial que utiliza medidas fetais pela USG para estimar o peso fetal, a curva de Hadlock et al.<sup>13</sup> representa os padrões de crescimento fetal com seus respectivos limites de normalidade de uma população de mulheres norte-americanas, provavelmente menos adequada como referência para populações de países em desenvolvimento.

A curva brasileira foi construída com dados de grávidas da cidade de Campinas (SP), utilizando a fórmula de Hadlock et al.<sup>13</sup> para o cálculo do PFE. Para a realização do presente estudo, foi utilizado um ajuste polinomial de terceiro grau aos valores originalmente medidos, para a obtenção das respectivas equações das curvas percentilares. Por isso, o interesse deste estudo foi validar essa curva nacional em outro grupo de mulheres brasileiras. Nossos resultados apontaram para um excelente desempenho na detecção de desvios de crescimento fetal na população do estudo, muito próximos aos observados anteriormente, avaliando-se uma população de mulheres na região Sudeste<sup>12</sup>. Assim, para uma taxa de 5,5% de falso-positivos, mais de 85% dos PIG foram detectados.

O desempenho observado tem relevância na prática assistencial, tanto em serviços especializados de assistência perinatal, quanto na atenção básica da assistência pré-natal. A não-utilização de um padrão de referência adequado à realidade brasileira pode comprometer o potencial diagnóstico de fetos PIG pela USG. No contexto dos serviços públicos de saúde, onde se realizou este estudo, provavelmente semelhante a outros serviços do Brasil, a valorização clínica do resultado do PFE fornecido no laudo ultrassonográfico acaba sendo responsabilidade do profissional que faz a assistência pré-natal. Provavelmente errariam menos os profissionais que utilizassem os dados do PFE em exames de USG de rotina, se os comparassem com uma curva nacional de referência.

Além do mais, este estudo também pode ser considerado como uma avaliação de efetividade diagnóstica do PFE, já que foi um estudo observacional em que o PFE foi obtido por vários examinadores, dentro da rotina e da livre demanda de cada serviço. Vários estudos têm apontado que existe uma variabilidade interobservador na medida do PFE e que isso poderia comprometer seriamente o seu desempenho para uso clínico<sup>20,21</sup> – o que não se observou no presente estudo.

Em recente revisão sistemática sobre a estimativa ultrassonográfica do peso fetal, também se concluiu que seu desempenho poderia estar comprometido devido à ampla variabilidade intra e interobservador<sup>22</sup>. No entanto, outros estudos sustentam que existe boa concordância na predição do peso fetal pela USG e que a variabilidade pode ser diminuída com a padronização das técnicas de medição<sup>23-26</sup>.

É evidente que nem todos os serviços básicos de saúde que oferecem assistência pré-natal às gestantes do Brasil podem dispor das facilidades de um exame ultrassonográfico no local. Existem, contudo, outros métodos clínicos para o rastreamento da restrição de crescimento fetal durante a gestação, como a simples medida da altura uterina. A disponibilidade do PFE pela USG poderá contribuir para a confirmação dos casos inicialmente rastreados pela altura uterina. Dessa forma, talvez algumas medidas poderiam ser adotadas a tempo, ainda durante a gestação, para tentar estabilizar ou reverter essa restrição de crescimento fetal. Tais medidas poderiam incluir orientação e complementação

nutricional, intervenções específicas para a redução do hábito de fumar (embora sua prevalência tenha sido bastante reduzida na população avaliada), repouso materno e vigilância da vitalidade fetal<sup>27</sup>. A implementação dessa proposta poderia, teoricamente, validar a capacidade de identificação dos desvios de crescimento fetal utilizando medidas clínicas de rastreamento, como a simples medição cuidadosa da altura uterina<sup>28</sup>.

Há necessidade da existência de novos padrões de referência nacional, incluindo indicadores de crescimento e desenvolvimento fetal e bem-estar materno que sejam de fato representativos da população de gestantes brasileiras. Isso inclui altura uterina, PFE, IMC materno e outros. Um estudo nacional multicêntrico que possibilite disponibilizar tais parâmetros deverá ter um impacto positivo e significativo na capacidade de detecção dos seus desvios ainda durante o pré-natal. Esse desafio deverá ser o foco de atenções dos pesquisadores da área no futuro próximo.

## Colaboradores

D.M.C.F e J.G.C desenvolveram a ideia do estudo e escreveram o projeto. D.M.C.F e C.S.M.P foram responsáveis pela implementação do estudo e pela coleta dos dados. Os três autores participaram do plano de análise e realizaram a análise estatística. D.M.C.F e J.G.C escreveram a primeira versão do artigo. Todos os autores discutiram, leram e aprovaram a versão final do artigo.

## Referências

1. Fanaroff AA, Stoll BJ, Wright LL, Carlo WA, Ehrenkranz RA, Stark AR, et al. Trends in neonatal morbidity and mortality for very low birthweight infants. *Am J Obstet Gynecol*. 2007;196(2):147.e1-8.
2. Centro Latinoamericano de Perinatología y Desarrollo Humano, CLAP. Retardo del crecimiento intrauterino: un grave problema de los países en desarrollo. *Salud Perinat*. 2000;(18):7-9.
3. Coutinho PR, Cecatti JG, Surita FG, Souza JP, Morais SS. Factors associated with low birth weight in a historical series of deliveries in Campinas, Brazil. *Rev Assoc Med Bras*. In press 2009.
4. Rosenberg K, Grant JM, Hepburn M. Antenatal detection of growth retardation: actual practice in a large maternity hospital. *Br J Obstet Gynaecol*. 1982;89(1):12-5.
5. Martinelli S, Bittar RE, Zugaib M. Proposta de nova curva de altura uterina para gestações entre a 20ª e a 42ª semana. *Rev Bras Ginecol Obstet*. 2001;23(4):235-41.
6. Fletcher RH, Fletcher SW. *Epidemiologia clínica: elementos essenciais*. 4a ed. Porto Alegre: Artmed; 2006.
7. Cecatti JG, Machado MRM, Santos FFA, Marussi EF. Curva dos valores normais de peso fetal estimado por ultra-sonografia segundo a idade gestacional. *Cad Saúde Pública*. 2000;16(4):1083-90.
8. Hui L, Challis D. Diagnosis and management of fetal growth restriction: the role of fetal therapy. *Best Pract Res Clin Obstet Gynaecol*. 2008;22(1):139-58.
9. Cnattingius S, Haglund B, Kramer MS. Differences in late fetal death rates in association with determinants of small for gestational age fetuses: population based cohort study. *BMJ*. 1998;316(7143):1483-7.
10. Kayem G, Grangé G, Bréart G, Goffinet F. Comparison of fundal height measurement and sonographically measured fetal abdominal circumference in the prediction of high and low birth weight at term. *Ultrasound Obstet Gynecol*. 2009;34(5):566-71.
11. Chien PF, Owen P, Khan KS. Validity of ultrasound estimation of fetal weight. *Obstet Gynecol*. 2000;95(6 Pt 1):856-60.
12. Cecatti JG, Machado MRM, Krupa FG, Figueiredo PG, Pires HMB. Validação da curva normal de peso fetal estimado pela ultra-sonografia para o diagnóstico do peso neonatal. *Rev Bras Ginecol Obstet*. 2003;25(1):35-40.
13. Hadlock FP, Harrist RB, Martinez-Poyer J. In utero analysis of fetal growth: a sonographic weight standard. *Radiology*. 1991;181(1):129-33.

14. 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.
15. Atalah E, Castillo C, Castro R, Aldea A. Proposal of a new standard for the nutritional assessment of pregnant women. *Rev Med Chil.* 1997;125(12):1429-36.
16. Brasil. Ministério da Saúde. Secretaria de Atenção à Saúde. Pré-natal e puerpério: atenção qualificada e humanizada. Manual Técnico. Brasília, DF: Ministério da Saúde; 2005.
17. Bland JM, Altman DG. Applying the right statistics: analyses of measurement studies. *Ultrasound Obstet Gynecol.* 2003;22(1): 85-93.
18. Mongelli M, Biswas A. Menstrual age-dependent systematic error in sonographic fetal weight estimation: a mathematical model. *J Clin Ultrasound.* 2002;30(3):139-44.
19. Fox NS, Bhavsar V, Saltzman DH, Rebarber A, Chasen ST. Influence of maternal body mass index on the clinical estimation of fetal weight in term pregnancies. *Obstet Gynecol.* 2009;113(3):641-5.
20. Nahum GG, Pham KQ, Stanislaw H. Prediction of term birth weight in Hispanic women using an equation based on maternal characteristics. *Eur J Obstet Gynecol Reprod Biol.* 2004;112(2):145-50.
21. Ben-Haroush A, Yogev Y, Hod M. Fetal weight estimation in diabetic pregnancies and suspected fetal macrosomia. *J Perinat Med.* 2004;32(2):113-21.
22. Dudley NJ. A systematic review of the ultrasound estimation of fetal weight. *Ultrasound Obstet Gynecol.* 2005;25(1):80-9.
23. Nardoza LM, Vieira MF, Araujo Junior E, Rolo LC, Moron AF. Prediction of birth weight using fetal thigh and upper-arm volumes by three-dimensional ultrasonography in a Brazilian population. *J Matern Fetal Neonatal Med.* 2009;1-7. Ahead of print.
24. Humphries J, Reynolds D, Bell-Scarborough L, Lynn N, Scardo JA, Chauhan SP. Sonographic estimate of birth weight: relative accuracy of sonographers versus maternal-fetal medicine specialists. *J Matern Fetal Neonatal Med.* 2002;11(2): 108-12.
25. Kurmanavicius J, Burkhardt T, Wisser J, Huch R. Ultrasonographic fetal weight estimation: accuracy of formulas and accuracy of examiners by birth weight from 500 to 5000g. *J Perinat Med.* 2004;32(2): 155-61.
26. Burd I, Srinivas S, Paré E, Dharan V, Wang E. Is sonographic assessment of fetal weight influenced by formula selection? *J Ultrasound Med.* 2009;28(8):1019-24.
27. Miller J, Turan S, Baschat AA. Fetal growth restriction. *Semin Perinatol.* 2008;32(4):274-80.
28. Morse K, Williams A, Gardosi J. Fetal growth screening by fundal height measurement. *Best Pract Res Clin Obstet Gynaecol.* 2009;23(6): 809-18.