

# Confiabilidade dos dados de uma população de muito baixo peso ao nascer no Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos 2005-2006

## *Reliability of data from a very low birth weight population in the Live Birth Information System 2005-2006*

**Patrícia Viana Guimarães<sup>I</sup>**

**Claudia Medina Coeli<sup>I</sup>**

**Regina Coeli Azeredo Cardoso<sup>II</sup>**

**Roberto de Andrade Medronho<sup>I</sup>**

**Sandra Costa Fonseca<sup>III</sup>**

**Rejane Sobrino Pinheiro<sup>I</sup>**

<sup>I</sup> Instituto de Estudos de Saúde Coletiva da Universidade Federal do Rio de Janeiro – UFRJ.

<sup>II</sup> Hospital Federal de Bonsucesso – Ministério da Saúde.

<sup>III</sup> Instituto de Saúde da Comunidade da Universidade Federal Fluminense.

Este estudo foi financiado pela Fundação de Amparo à Pesquisa do Estado do Rio de Janeiro (FAPERJ-E-26/100.691/2007; E-26/110.465/2007) e pelo Conselho Nacional de Desenvolvimento Científico e Tecnológico (CNPq -473911/2009-4). Claudia Medina Coeli e Roberto de Andrade Medronho são bolsistas de produtividade do CNPq.

**Correspondência:** Patrícia Viana Guimarães. Rua Aylton Vasconcellos, 240/103 – Jardim Guanabara, Rio de Janeiro, RJ CEP 21.941-070. E-mail: pguimflores@gmail.com

## **Resumo**

O objetivo do presente estudo foi avaliar a completude e a concordância entre informações do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC) e registros hospitalares em uma situação de elevado risco neonatal. Foi realizado o relacionamento probabilístico entre dados de uma Unidade de Cuidados Intensivos Neonatal pública e do SINASC (2005-2006), o que tornou possível analisar os dados de 170 nascidos vivos, com muito baixo peso ao nascer (500g – 1.499g) presentes em ambas as bases. As variáveis analisadas foram: idade materna, número de consultas de pré-natal, tipo de parto, sexo, peso ao nascer, Apgar 1º e 5º minutos e idade gestacional. A completude no SINASC variou de 91,8% (Apgar 1º minuto) a 100% (sexo, parto e idade materna). Para avaliação da concordância foram utilizados o coeficiente *kappa* para variáveis dicotômicas, o coeficiente *kappa* ponderado para variáveis ordinais, e o coeficiente de correlação intraclasse (ICC) e a abordagem gráfica de Bland-Altman para variáveis contínuas. A concordância foi considerada boa a excelente para Apgar 1º minuto (*kappa* = 0,98), tipo de parto (*kappa* = 0,96), idade materna (ICC 0,95), Apgar 5º minuto (*kappa* = 0,93), sexo (*kappa* = 0,92) e consultas de pré-natal (*kappa* = 0,76); mas apenas razoável para idade gestacional (*kappa* = 0,50) e peso ao nascer (ICC = 0,57). Embora o peso ao nascer possa ser mais susceptível a erros de registro em uma população de risco neonatal elevado, a elevada confiabilidade observada na maioria das variáveis analisadas corrobora a importância do SINASC como fonte de informações para estudos de epidemiologia perinatal, mesmo para situações de elevado risco neonatal.

**Palavras-chave:** Sistemas de informação. Estatísticas vitais. Controle de qualidade. Confiabilidade. Declaração de nascido. Muito baixo peso ao nascer.

## Abstract

The objective of the present study was to evaluate the completeness and agreement between data obtained from the Live Birth Information System (SINASC) and hospital records for high neonatal risk situations. Using RecLink III software, a probabilistic data linkage was carried out using databases from a Public Health Neonatal Intensive Care Unit and SINASC (years 2005-2006), which made possible the analysis of data from 170 live births with very low birth weight (between 500g and 1,499g), present at both databases. Variables evaluated were: maternal age, number of antenatal care visits, delivery type, sex, birth weight, Apgar score at 1<sup>st</sup> and 5<sup>th</sup> minutes and gestational age. Completeness in SINASC varied from 91.8% (1<sup>st</sup> minute Apgar Score) to 100% (variables sex, delivery type and maternal age). To evaluate agreement, *kappa* coefficient was used for dichotomous variables, weighted *kappa* was used for ordinal variables and intraclass correlation coefficient (ICC) and Bland-Altman graphic approach were used for continuous variables. Agreement was considered good to excellent for 1<sup>st</sup> minute Apgar score (weighted *kappa* = 0.98), delivery type (*kappa* = 0.96), maternal age (ICC = 0.95), 5<sup>th</sup> minute Apgar Score (weighted *kappa* = 0.93), sex (*kappa* = 0.92) and antenatal care visits (weighted *kappa* = 0.76), but only fair for gestational age (weighted *kappa* = 0.50) and birth weight (ICC = 0.57). Although birth weight might be more prone to registry errors in high risk neonatal populations, the elevated reliability observed for most variables analyzed corroborates SINASC importance as a source of information for perinatal epidemiology studies, even when dealing with high risk neonatal situations.

**Keywords:** Information systems. Vital statistics. Quality control. Reliability. Birth certificates. Very low birth weight.

## Introdução

Desde a sua implantação em 1990, o Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC) tem apresentado crescente melhora na cobertura de eventos e suas informações têm sido amplamente utilizadas para a obtenção de indicadores de saúde, estudos epidemiológicos e atividades de vigilância à saúde<sup>1,2</sup>. O potencial de uso dessa fonte de dados estimulou a realização de estudos sobre o sistema que tiveram como objetivo relatar as experiências de sua implantação<sup>3,4</sup>, a avaliação de sua cobertura<sup>5,6</sup> e da completude e confiabilidade dos dados registrados<sup>1,2,7-9</sup>.

A Declaração de Nascido Vivo (DN), documento original que alimenta o sistema, pode ser preenchida por médico, por membro da equipe de enfermagem da sala de parto ou do berçário, ou por funcionários administrativos previamente treinados para tal<sup>10</sup>, o que pode gerar heterogeneidade e inconsistências no preenchimento.

A despeito dos resultados de os estudos sobre a qualidade do SINASC indicarem boa confiabilidade nos dados registrados sobre variáveis tais como idade materna, tipo de parto, sexo do recém-nascido e peso ao nascer<sup>7,8</sup>, inconsistências foram apontadas no preenchimento das variáveis idade gestacional<sup>7</sup>; parturição, escolaridade e ocupação maternas<sup>1,8,9</sup>; e malformações congênitas<sup>11,12</sup>.

Outra situação que poderia gerar inconsistências no preenchimento da DN seria a presença de intercorrências clínicas na sala de parto, quer maternas ou neonatais. Nossa hipótese é que em situações de risco neonatal, a atenção estaria voltada para a resolução dos problemas clínicos, o que poderia acarretar menor cuidado no preenchimento da DN. A qualidade dos dados do SINASC tem sido avaliada de modo global, mas encontramos pouquíssimos estudos sobre sua qualidade abordando especificamente situações de elevado risco neonatal<sup>1,11</sup>.

Este artigo tem como objetivo avaliar a confiabilidade das informações oriundas do SINASC, referentes a uma coorte de recém-natos com muito baixo peso ao nascer

(entre 500g e 1.499g) e que necessitaram de internação em Unidade de Terapia Intensiva (UTI) Neonatal. Embora o percentual de recém-nascidos nessa faixa de peso seja pequeno no Brasil, trata-se de uma população de alto risco para morbimortalidade. Segundo o DATASUS<sup>13</sup>, em 2008 os bebês com peso inferior a 1.500g no Estado do Rio de Janeiro equivaleram a 1,5% do total de nascidos vivos. Entretanto, este subgrupo foi responsável por 40,8% dos óbitos infantis no mesmo estado, em 2008. Os cuidados no preenchimento do SINASC nessa população são importantes, pois essas informações são vitais para a análise da situação da saúde materno-infantil, principalmente da mortalidade infantil.

## Métodos

### Desenho do estudo e fontes de dados

Foi realizado um estudo de confiabilidade a partir da comparação entre as informações registradas em uma base de 170 recém-natos com peso entre 500g e 1499g, excluídos os gemelares, internados em uma UTI Neonatal pública, no município do Rio de Janeiro, no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2006, com as informações registradas no SINASC. Para tanto, procedeu-se à integração das duas bases empregando-se a técnica probabilística<sup>14</sup>, com auxílio do programa computacional RecLink III<sup>15</sup>. Empregou-se a técnica probabilística porque o relacionamento de dados foi originalmente realizado com a base do SINASC e uma base com 823 registros de nascidos vivos no hospital onde se localiza a UTI Neonatal, no período de janeiro de 2005 a dezembro de 2006, como parte de um estudo cujo objetivo era avaliar a mortalidade infantil nessa população<sup>16</sup>. Os registros dos 170 recém-nascidos que receberam cuidados intensivos foram extraídos desse relacionamento de dados original.

Apesar de também constituírem uma população de risco neonatal elevado, os recém-nascidos gemelares foram excluídos durante o processo de relacionamento de

dados em função de os mesmos compartilharem as informações maternas e a data de nascimento<sup>17</sup> e, se fossem do mesmo sexo, teriam como únicas variáveis discriminatórias o peso de nascimento e o escore Apgar, além da hora de nascimento, dado ausente na base da UTI Neonatal.

No relacionamento de registros, foi empregada uma estratégia de blocagem em 13 passos. Os campos chaves usados para a blocagem foram: códigos *soundex* do primeiro e último nome da mãe, código do estabelecimento, ano de nascimento do filho, primeiro e último nomes da mãe. Os campos utilizados para comparação foram nome completo da mãe, data de nascimento do filho, código do município de residência e sexo. O campo "nome da mãe" foi comparado utilizando-se algoritmos baseados na distância de Levenshtein<sup>18</sup>, enquanto os campos data foram comparados empregando-se o algoritmo para a diferença de caracteres. Os parâmetros de relacionamento foram estimados no primeiro passo de blocagem, sendo as estimativas de parâmetros calculadas empregando-se as rotinas baseadas em algoritmos EM (*Expectation Maximization*)<sup>19</sup>. Os escores dos *links* formados variaram de 10,7 a -7,7. Em cada passo foi feita a revisão manual de todos os *links* formados, empregando-se regras definidas *a priori* para a atribuição do status do par (verdadeiro ou falso). Foram utilizados os seguintes campos na revisão manual: nome completo da mãe, data de nascimento do filho, peso de nascimento, sexo, endereço, código do bairro de residência, código do estabelecimento. Maiores detalhes do processo empregado no relacionamento de dados estão descritos em Cardoso (2010)<sup>16</sup>.

As bases de dados identificadas do SINASC foram obtidas junto à Secretaria de Estado de Saúde e Defesa Civil do Rio de Janeiro, após aprovação do estudo pelo Comitê de Ética em Pesquisa do Hospital Federal de Bonsucesso (Protocolo 39/09).

### Análise de dados

As variáveis analisadas em ambas as

bases foram: idade materna; número de consultas de pré-natal; tipo de parto (vaginal ou cesáreo); peso ao nascer; idade gestacional; sexo; índice de Apgar no 1º minuto; índice de Apgar no 5º minuto. As seguintes variáveis da UTI Neonatal foram categorizadas para possibilitar comparação com o SINASC: idade gestacional (menos de 22 semanas, 22 a 27 semanas, 28 a 31 semanas, 32 a 36 semanas, 37 a 41 semanas) e número de consultas de pré-natal (nenhuma, de 1 a 3 consultas, de 4 a 6 consultas e 7 ou mais consultas).

Inicialmente, foi avaliada a completitude das variáveis acima em ambas as bases e das variáveis escolaridade materna, número de filhos nascidos vivos, número de filhos nascidos mortos e raça do recém-nascido somente na base do SINASC. Tendo como base o sistema de escores proposto por Romero e Cunha<sup>9</sup>, a completitude das variáveis em estudo foi classificada como excelente (menos de 5% dos registros não preenchidos ou ignorados), boa (entre 5% e 9%), regular (entre 10% e 19%), ruim (entre 20% e 50%) e muito ruim (mais de 50%).

Para a avaliação de concordância, foram excluídos todos os registros não preenchidos ou classificados como “ignorado” em ambas as bases. Como medida de concordância das variáveis tipo de parto e sexo, foram utilizados o coeficiente *kappa* e o percentual de concordância geral<sup>20</sup>. Para as variáveis categóricas ordinais consultas de pré-natal, idade gestacional e índices de Apgar no 1º e no 5º minutos, foi utilizado o coeficiente *kappa* ponderado<sup>20</sup> com pesos quadráticos.

Os valores do coeficiente *kappa* foram classificados de acordo com a revisão da classificação de Landis e Koch proposta por Shrout<sup>21</sup>: valores entre 0,81-1,00 (substancial); 0,61 a 0,80 (moderado); 0,41 a 0,60 (razoável); 0,11 a 0,40 (superficial); e 0,00 a 0,10 (virtualmente nenhum). A simetria nas tabelas de contingência foi avaliada empregando-se os testes de McNemar (variáveis binárias) e de Bowker (variáveis com mais de duas categorias)<sup>22</sup>.

Para análise da concordância das

variáveis numéricas idade materna e peso ao nascer, foi utilizado o coeficiente de correlação intraclasse (ICC), empregando-se o modelo de dois fatores com avaliador fixo (*two-way mixed model*), além da abordagem gráfica de Bland-Altman<sup>23</sup> para o peso ao nascer. A análise estatística foi realizada com o auxílio do programa computacional Stata versão 9.0<sup>24</sup> e do pacote estatístico WINPEPI<sup>25</sup>.

## Resultados

De acordo com as informações da base de dados da UTI Neonatal, a mediana do peso ao nascer da população estudada foi 930g (Q1 = 772,5; Q3 = 1.145g), sendo 50,6% dos recém-nascidos do sexo feminino. A idade materna variou de 13 a 45 anos e 53,5% dos partos foram realizados por via vaginal.

A completitude foi elevada em ambas as bases, sendo superior a 90% para todas as variáveis, com exceção da variável número de consultas de pré-natal na base hospitalar (completitude 88,8%). (Tabela 1).

O coeficiente *kappa* variou de 0,5 para a variável idade gestacional a 0,98 para a variável Apgar no 1º minuto (Tabela 2). A concordância entre as duas bases da variável idade materna também foi elevada (ICC 0,95, IC 95% 0,93; 0,96) (Tabela 3). A hipótese nula de simetria nas tabelas de contingência foi rejeitada somente para a variável idade gestacional.

O coeficiente de correlação intraclasse para peso de nascimento foi de 0,57 (IC 95% 0,46; 0,66). Foram observadas diferenças entre o peso de nascimento presente no SINASC e na base da UTI Neonatal em 33 registros (19,6%), com a diferença variando de -200g a 1.900g, sendo o peso do SINASC superior em 24 deles (70,6%). Dentre esses últimos, nove apresentavam peso no SINASC  $\geq$  1.500g. Entre os 33 registros com pesos discrepantes nas duas fontes de dados, existiam oito registros contendo diferenças iguais ou superiores a 800g, sendo a diferença de peso nos demais 25 registros igual ou inferior a 200g. Ao excluirmos

estes oito registros da análise, a concordância observada para o peso ao nascer passou a ser 0,99 (IC 95% 0,990; 0,995). Na Figura 1 é apresentado o gráfico de Bland-Altman para o peso considerando todos os

recém-nascidos. Os limites de concordância foram – 577,771 a 716,974, indicando que a faixa que inclui 95% das diferenças é bastante extensa, sendo a média das diferenças de 69,601 (IC 95% 20,298; 118,905). A hipótese

**Tabela 1** - Completude de informações nas bases de dados de uma UTI Neonatal pública e do SINASC, município do Rio de Janeiro, anos 2005 e 2006 (n = 170).

**Table 1** - Data completeness of a public Neonatal Intensive Care Unit and SINASC databases, Rio de Janeiro municipality, years 2005 and 2006 (n = 170).

Variável	Base dados UTI Neonatal % (IC95%)	Base dados SINASC % (IC95%)
Idade materna	92,4 (87,3; 95,9)	100,0 (97,9; 100,0)
Consultas pré-natal	88,8 (83,1; 93,1)	91,8 (86,6; 95,4)
Tipo de parto	100,0 (97,9; 100,0)	100,0 (97,9; 100,0)
Peso ao nascer	100,0 (97,9; 100,0)	98,8 (95,8; 99,9)
Idade gestacional	100,0 (97,9; 100,0)	92,9 (88,0; 96,3)
Sexo	100,0 (97,9; 100,0)	100,0 (97,9; 100,0)
Apgar 1º minuto	91,8 (86,6; 95,4)	91,8 (86,6; 95,4)
Apgar 5º minuto	93,5 (88,7; 96,7)	93,5 (88,7; 96,7)
Escolaridade materna	-	98,8 (95,8; 99,9)
Raça	-	95,9 (91,7; 98,3)
Nº filhos nascidos vivos	-	99,4 (96,8; 100,0)
Nº filhos nascidos mortos	-	97,1 (93,3; 99,0)

**Tabela 2** - Concordância entre as variáveis categóricas presentes nas bases de dados de uma UTI Neonatal pública e do SINASC, município do Rio de Janeiro, anos 2005 e 2006.

**Table 2** - Agreement of categorical variables between a public Neonatal Intensive Care Unit and SINASC databases, Rio de Janeiro municipality, years 2005 and 2006.

Variáveis	Registros n	Concordância geral (%)	kappa (IC95%)	kappa ponderado IC95%	p-valor*
Consultas de pré-natal	141	84,4	0,77 (0,69; 0,86)	0,76 (0,63; 0,90)	0,062
Tipo de parto	170	98,2	0,96 (0,92; 1,00)	...	0,282
Sexo	170	95,9	0,92 (0,86; 0,98)	...	0,353
Idade gestacional	158	63,3	0,40 (0,28; 0,51)	0,50 (0,38; 0,63)	0,001
Apgar 1º minuto	153	96,7	0,96 (0,93; 0,99)	0,98 (0,96; 1,00)	0,558
Apgar 5º minuto	158	93,7	0,92 (0,88; 0,97)	0,93 (0,87; 1,00)	0,647

\*Teste de McNemar e teste de Bowler / \* McNemar's test and Bowker's test.

**Tabela 3** - Concordância entre as variáveis numéricas presentes nas bases de dados de uma UTI Neonatal pública e do SINASC, município do Rio de Janeiro, anos 2005 e 2006.

**Table 3** - Agreement of numerical variables between a public Neonatal Intensive Care Unit and SINASC databases, Rio de Janeiro municipality, years 2005 and 2006.

Variáveis	Registros (n)	ICC	IC95%
Idade materna	157	0,95	0,93; 0,96
Peso sem descartar valores discrepantes	168	0,57	0,46;0,66
Peso após descartar valores discrepantes	160	0,99	0,990;0,995

nula de igualdade de variâncias foi afastada pelo teste de Pitman ( $r = 0,543$ ;  $p$ -valor  $< 0,001$ ). Com a realização da abordagem de Bland-Altman, após o descarte dos oito registros com discrepâncias de peso ao nascer superiores a 800g (Figura 2), observou-se que a faixa que compreende 95% das diferenças de peso se estreita bastante (limites de concordância de  $- 62,333$  a  $64,833$ ), havendo redução da média das diferenças para 1,250 (IC 95% - 3,714; 6,214), não havendo rejeição da hipótese de igualdade de variâncias pelo teste de Pitman ( $r = 0,039$ ,  $p$ -valor = 0,621).

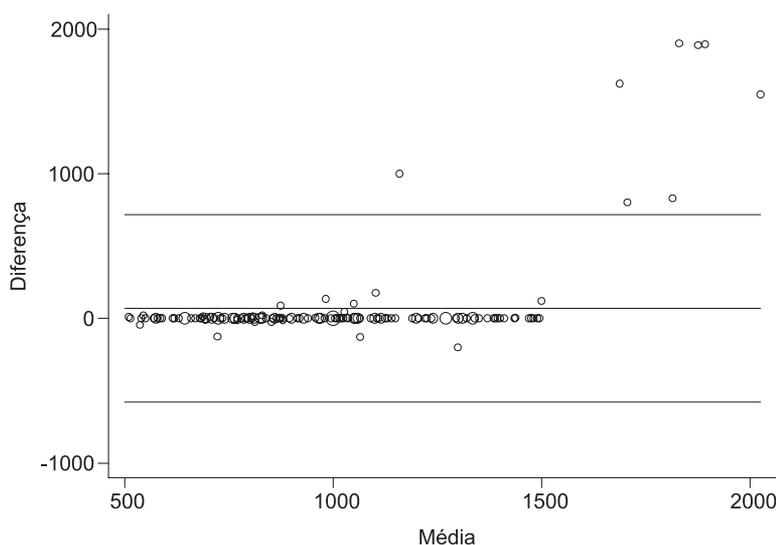
## Discussão

No presente estudo propusemos avaliar a confiabilidade dos dados do SINASC em

uma situação particular, na qual os dados coletados se referem a uma população de risco clínico potencialmente elevado, que são os recém-natos de muito baixo peso ao nascer ( $< 1.500g$ ) e que necessitam de internação em Unidade de Terapia Intensiva.

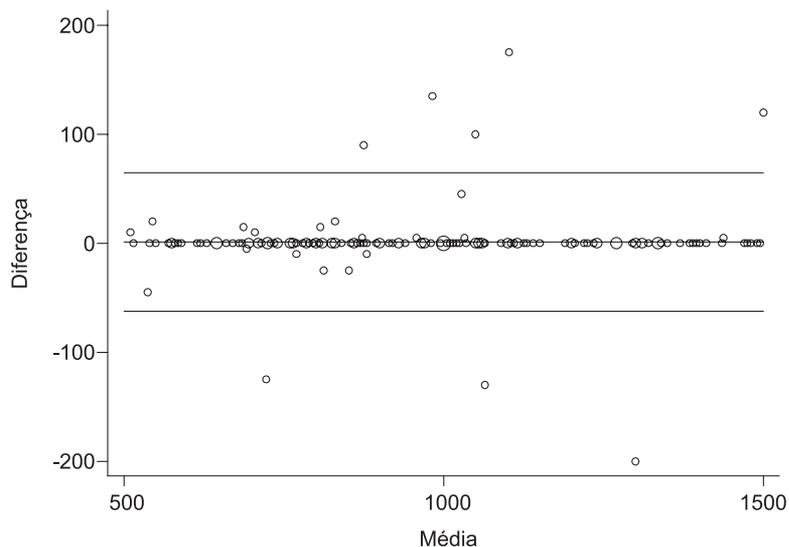
Na população do estudo observou-se maior frequência de recém-nascidos do sexo feminino, em contraposição à razão homem-mulher ao nascer no Brasil, que é de 105%<sup>26</sup>. Tal fato pode ter ocorrido pelo pequeno número de casos estudados e também por se tratar de uma população que inclui somente nascidos vivos com muito baixo peso, uma vez que o peso ao nascer de meninas costuma ser inferior ao dos meninos<sup>27</sup>.

Apesar das condições adversas do parto, a completude do SINASC foi boa



**Figura 1** - Abordagem gráfica de Bland-Altman comparando todos os registros de peso ao nascer oriundos do SINASC e da base hospitalar.

**Figure 1** - Bland-Altman graphical approach comparing all birth weight registries from SINASC and from hospital database.



**Figura 2** - Abordagem gráfica de Bland-Altman comparando os registros do peso ao nascer oriundos do SINASC e da base hospitalar após o descarte de oito registros com discrepância de peso ao nascer superior a 800g.

**Figure 2** - Bland-Altman graphical approach comparing birth weight registries from SINASC and from hospital database after discarding eight registries with more than 800g disagreement.

a excelente (acima de 90%) em todas as variáveis analisadas. Romero e Cunha<sup>9</sup> também encontraram completitude boa a excelente para as variáveis idade materna, escolaridade, consultas de pré-natal, sexo do recém-nascido e peso ao nascer ao avaliarem os registros do SINASC de todas as Unidades da Federação (UF), em 2002. A completitude das variáveis raça, número de filhos nascidos vivos e número de filhos nascidos mortos observada nos registros do SINASC dos pacientes do estudo foi classificada como excelente, ao contrário de outros estudos<sup>1,7,9</sup>, nos quais a completitude dessas variáveis variou de regular a muito ruim. A presença de malformações congênitas é outra situação de risco potencialmente elevado no momento do parto. Guerra et al.<sup>11</sup>, ao avaliarem as informações das DN com registro de defeitos congênitos no município do Rio de Janeiro no ano de 2004, encontraram completitude excelente para as variáveis tipo de parto e Apgar no 1º e 5º minutos e boa para idade materna e idade gestacional, porém apenas regular para peso ao nascer e ruim para o número de consultas de pré-natal. Almeida et al.<sup>1</sup>, em um estudo de avaliação da qualidade

das informações da DN que envolvia óbitos neonatais precoces (casos) e sobreviventes (controles), encontraram completitude dos dados avaliados significativamente superior nos casos em relação aos controles. Entretanto, para a variável peso ao nascer encontraram ausência de informação em cinco de 146 (3,4%) casos de óbitos neonatais precoces, comparado a preenchimento completo nos controles.

Em nossa avaliação, a completitude do SINASC foi superior a dos registros hospitalares nas variáveis idade materna e número de consultas de pré-natal. Este fato pode evidenciar uma menor importância dada às informações maternas quando do preenchimento do prontuário do recém-nascido pela equipe que assiste o parto. Porém, como sabemos que as características maternas estão intrinsecamente relacionadas aos desfechos neonatais, é fundamental a conscientização de todos os profissionais quanto à necessidade da documentação adequada de todas as informações disponíveis não só na DN, como também no prontuário.

Segundo os parâmetros que utilizamos para a classificação de confiabilidade<sup>21</sup>, podemos considerar que a concordância das

variáveis categóricas foi substancial para tipo de parto, sexo, Apgar no 1º minuto e Apgar no 5º minuto, moderada para consultas de pré-natal e apenas razoável para a idade gestacional e peso ao nascer.

Em outros estudos que avaliaram a qualidade da informação do SINASC e que incluíram as variáveis que utilizamos<sup>7,8</sup>, a variável idade gestacional também foi uma das que apresentou menor concordância. Na coorte de recém-natos avaliada, uma possível explicação para tal reside na forma de estimação da idade gestacional. Com elevada frequência, as informações sobre a data da última menstruação (DUM) ou sobre exame de ultrassonografia no primeiro trimestre de gestação inexistem ou estão ausentes no prontuário do recém-nascido. Isto fez com que fosse padronizada, na UTI Neonatal do hospital do estudo, a estimação da idade gestacional pelo método New Ballard<sup>28</sup> em todos os recém-nascidos internados. Como, nesse hospital, o responsável pelo preenchimento da DN (profissional que atende o recém-nascido na sala de parto) e o médico que examina o recém-nascido na UTI Neonatal são indivíduos distintos, há uma chance considerável de que sejam encontradas estimativas discordantes da idade gestacional, seja pelo método empregado ou por imprecisões no próprio cálculo pelo método New Ballard. Moraes e Reichenheim<sup>29</sup> encontraram um coeficiente *kappa* de 0,74 (IC95% 0.49-0.99) ao avaliarem a confiabilidade interobservadores da aplicação do escore New Ballard para o diagnóstico de prematuridade, mesmo com a participação de examinadores submetidos a rigoroso treinamento prévio. Outro fato que pode gerar imprecisão no registro da idade gestacional é a dificuldade de transcrição da informação dentro dos estratos apresentados nas declarações de nascidos vivos. Um recém-nascido cuja idade gestacional estimada pelo método Ballard fosse de 27 semanas + 6 dias, poderia ser incluído no estrato “22 a 27 semanas” por alguns ou ter sua idade gestacional aproximada para 28 semanas por outros, o que o incluiria no estrato “28 a 31 semanas”. A heterogeneidade

de categorias de profissionais responsáveis pelo preenchimento da DN, aventada como causa de inconsistências por Mishima et al.<sup>30</sup> e Guerra et al.<sup>11</sup>, não se aplica ao hospital do estudo, onde todas as DN são preenchidas por pediatras.

A dificuldade no registro de situações mais complexas também foi relatada em um estudo norte-americano, com casos (recém-nascidos menores que 1.500g e óbitos) e controles (recém-nascidos saudáveis)<sup>31</sup>, no qual foi observada uma baixa sensibilidade dos dados oriundos de declarações de nascimentos relativos a fatores de risco maternos, condições anormais do recém-nascido e anomalias congênitas.

No presente estudo, apesar das discordâncias entre a idade gestacional assinalada na base de dados hospitalar e no SINASC, todos os recém-nascidos foram classificados como prematuros (nascimento antes de 37 semanas de gestação), fato esperado ao trabalharmos com recém-nascidos de muito baixo peso. Porém, para estudos epidemiológicos com dados do SINASC e que incluam recém-nascidos de todas as faixas de peso, a imprecisão na idade gestacional assinalada na DN pode ser fonte potencial de dificuldades na identificação de prematuridade e dos fatores de risco associados à mesma<sup>7,29</sup>.

Com relação ao peso ao nascer, inicialmente não houve boa correlação (ICC 0,57) entre os registros do SINASC e da base hospitalar, ao contrário do que é relatado na literatura<sup>3,7-9</sup>. O ICC é uma medida que expressa a razão entre a variabilidade entre diferentes pacientes e a variabilidade total (variabilidade entre diferentes pacientes somada a variabilidade intrapaciente)<sup>32</sup>. Como a população do estudo inclui apenas pacientes com peso ao nascer entre 500g e 1.499g, a variação entre pacientes ficou reduzida, aumentando, assim, o impacto da variabilidade entre os registros de peso do mesmo paciente. Isso pode ser observado comparando-se os valores do ICC antes (0,57) e após a exclusão de oito pacientes, cuja diferença entre o registro de pesos nas duas bases era superior a 800g (ICC 0,99).

Como a variabilidade intrapaciente dos demais registros é de 200g ou menos, a variabilidade total cai, aumentando o ICC. Uma vez que o peso é uma informação fundamental no cuidado aos recém-natos em uma UTI Neonatal e o preenchimento dessa variável na base de dados é realizada por profissionais também envolvidos na assistência, é pouco provável a ocorrência de erros tão grosseiros (diferenças superiores a 800g). De fato, ao avaliarmos o motivo da discrepância de mais de 800g entre estes oito registros, pudemos confirmar, por análise de prontuários médicos, que os pesos ao nascer assinalados na base da UTI Neonatal estavam corretos. Foi possível avaliar os prontuários maternos de cinco destes pacientes e observamos que a variável peso ao nascer não se encontrava preenchida nas DN anexadas aos prontuários. Os prontuários das outras três mães não foram avaliados porque não conseguimos recuperar seus números de registro no sistema. Possivelmente, o peso ao nascer não foi obtido na sala de parto em função do encaminhamento imediato para a UTI Neonatal, induzindo ao preenchimento posterior incompleto. Não podemos, com as informações que dispomos, explicar como foram preenchidos os valores de peso destes pacientes no SINASC. Almeida et al.<sup>1</sup>, em seu estudo de caso-controle para avaliação de qualidade do SINASC, observaram que a DN subestimou o baixo peso em 1,9% dos casos e superestimou em 8% dos controles. Estas diferenças relacionadas ao registro do peso ao nascer, apesar de não tão numerosas, podem causar distorções na avaliação do peso ao nascer como fator de risco em estudos de morbimortalidade perinatal. Se considerássemos o SINASC como única fonte de informação sobre o peso ao nascer, dos 168 pacientes com registro de peso, nove (5,4%) seriam potencialmente excluídos de estudos sobre muito baixo peso.

Uma limitação do presente estudo é a utilização de apenas uma fonte de dados para comparação com o SINASC, diferente de Theme et al.<sup>8</sup> e Almeida et al.<sup>1</sup>, que parearam informações dos registros hospitalares,

do SINASC e de entrevistas realizadas com as respectivas mães. Outra limitação foi a ausência, no banco de dados da UTI, de outras variáveis importantes para a área materno-infantil, como situação conjugal, escolaridade e parturição maternas, impossibilitando uma avaliação mais abrangente dos registros do SINASC.

Ainda que com limitações, o presente estudo se caracteriza por abordar a completude e confiabilidade das informações do SINASC referentes a uma população diferenciada, composta por recém-nascidos de muito baixo peso ao nascer. Concluímos que, mesmo nas situações de alto risco neonatal, os resultados encontrados confirmam a boa confiabilidade dos registros do SINASC para a maioria das variáveis analisadas. As exceções são a idade gestacional, fato já ressaltado por outros estudos, e o peso de nascimento, variável que pode ser mais susceptível à ausência ou erros de preenchimento relacionados à gravidade e à necessidade de cuidados intensivos apresentadas por estes recém-nascidos. Como o número de recém-nascidos com muito baixo peso representa um percentual muito pequeno dentre o total de nascimentos vivos, talvez a qualidade insatisfatória do seu preenchimento não tenha peso suficiente para influenciar a concordância nos estudos que avaliam a variável peso ao nascer no SINASC com registros de todos os nascidos vivos, independentemente do peso ou de gravidade clínica.

A tendência observada de registro do peso ao nascer no SINASC, maior que o peso real, pode ocasionar a má classificação de alguns pacientes e impactar de forma negativa a validade de estudos que buscam analisar a sobrevivência na população de muito baixo peso utilizando como fonte de dados o SINASC.

Com base na baixa concordância do peso ao nascer apresentada no presente estudo e na observação de cinco DN sem preenchimento do seu valor, sugerimos a realização de mais estudos visando a avaliação da confiabilidade do SINASC em situações de baixo peso ao nascer. No entanto, apesar

das discrepâncias observadas, consideramos que, para estudos de avaliação de desfechos neonatais com utilização dos dados do SINASC, o peso ao nascer pode ser uma variável com maior confiabilidade do que a idade gestacional estimada.

Nossos resultados, tendo o muito baixo peso ao nascer como indicador de risco neonatal elevado, podem ser válidos para outras situações clínicas que demandam

maior atenção do profissional de saúde, tais como gemelaridade, asfixia perinatal (por exemplo, aspiração de mecônio e descolamento prematuro de placenta) e presença de malformações congênitas. Contudo, devido às particularidades de cada uma dessas condições, sugerimos a realização de estudos adicionais específicos, para melhor avaliação da confiabilidade do SINASC em outras situações de risco neonatal elevado.

---

## Referências

1. Almeida MF, Alencar GP, Franca Junior I, Novaes HMD, Siqueira AAF, Schoeps D et al. Validade das informações das declarações de nascidos vivos com base em estudo de caso-controle. *Cad Saúde Pública* 2006; 22(3): 643-52.
2. Costa JMBS, Frias PG. Avaliação da completude das variáveis da Declaração de Nascido Vivo de residentes em Pernambuco, Brasil, 1996 a 2005. *Cad Saúde Pública* 2009; 25(3): 613-24.
3. Mello Jorge MHP, Gotlieb SLD, Soboll MLM, Almeida MF, Latorre MRDO. Avaliação do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos e o uso de seus dados em epidemiologia e estatísticas de saúde. *Rev Saúde Pública* 1993; 27(S6): 1-44.
4. Mello Jorge MHP, Laurenti R, Gotlieb SLD. Análise da qualidade das estatísticas vitais brasileiras: a experiência de implantação do SIM e do SINASC. *Cienc Saúde Coletiva* 2007; 12(3): 643-54.
5. Frias PG, Pereira PMH, Vidal AS, Lira PIC. Avaliação da cobertura do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos e a contribuição das fontes potenciais de notificação do nascimento em dois municípios de Pernambuco, Brasil. *Epidemiol Serv Saúde* 2007; 16(2): 93-101.
6. Drumond EF, Machado CJ, Elisabeth F. Subnotificação de nascidos vivos: procedimentos de mensuração a partir do Sistema de Informação Hospitalar. *Rev Saúde Pública* 2008; 42(1): 55-63.
7. Silva AAM, Ribeiro VS, Borba Jr AF, Coimbra LC, Silva RA. Avaliação da qualidade dos dados do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos em 1997-1998. *Rev Saúde Pública* 2001; 35(6): 508-14.
8. Theme Filha MM, Gama SGN, Cunha CB, Leal MC. Confiabilidade do Sistema de Informações sobre Nascidos vivos Hospitalares no município do Rio de Janeiro, 1999-2001. *Cad Saúde Pública* 2004; 20(S1): 83-91.
9. Romero DE, Cunha CB. Avaliação da qualidade das variáveis epidemiológicas e demográficas do Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos, 2002. *Cad Saúde Pública* 2007; 23(3): 701-14.
10. Ministério da Saúde. Manual de instruções para o preenchimento da declaração de nascido vivo. (3ª ed.) Brasília: Ministério da Saúde: Fundação Nacional de Saúde; 2001. 32 p.
11. Guerra FA, Llerena Jr JC, Gama SG, Cunha CB, Theme Filha MM. Reliability of birth defect data on birth certificates of Rio de Janeiro, Brazil, 2004. *Cad Saude Publica* 2008; 24(2): 438-46.
12. Luquetti DV, Koifman RJ. Quality of reporting on birth defects in birth certificates: case study from a Brazilian reference hospital. *Cad Saúde Pública* 2009; 25(8): 1721-31.
13. Ministério da Saúde, 2008, Departamento de Informática do SUS – DATASUS. <http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/tabcgi.exe?sinasc/cnv/nvrj.def> [Acessado em 23 de janeiro de 2011].
14. Camargo Júnior KR, Coeli CM. RECLINK: Aplicativo para o relacionamento de banco de dados implementando o método *Probabilistic record linkage*. *Cad Saúde Pública* 2000; 16(2): 439-47.
15. Camargo Júnior KR, Coeli CM. RecLink 3: nova versão do programa que implementa a técnica de associação probabilística de registros (*probabilistic record linkage*). *Cad Saúde Coletiva* 2006; 14: 399-404.
16. Cardoso RCA. *Mortalidade em um ano de recém-nascidos de muito baixo peso assistidos por uma Unidade Neonatal no Rio de Janeiro* [Dissertação de Mestrado]. Rio de Janeiro: Instituto de Estudos em Saúde Coletiva da Universidade Federal do Rio de Janeiro; 2010.
17. Méray N, Reistma JB, Ravelli ACJ, Gouke JB. Probabilistic record linkage is a valid and transparent tool to combine databases without a patient identification number. *J Clin Epidemiol* 2007; 60: 883-91.
18. Levenshtein VI. Binary codes capable of correcting deletions, insertions and reversals. *Soviet Physics Doklady* 1996; 10: 707-10.
19. Junger WL. Estimativa de parâmetros de relacionamento probabilístico de bancos de dados: uma aplicação do algoritmo EM para o RECLINK. *Cad Saúde Coletiva* 2006; 14(2): 225-32.

20. Szklo M, Javier Nieto F. *Epidemiology: beyond the basics*. Sudbury, Massachusetts: Jones and Bartlett Publishers; 2007. p. 313-43.
21. Shrout PE. Measurement reliability and agreement in psychiatry. *Stat Methods Med Res* 1998; 7(3): 301-17.
22. Bowker AH. A test for symmetry in contingency tables. *J Am Stat Assoc* 1948; 43: 572-4.
23. Bland JM, Altman DG. Statistical methods for assessing agreement between two methods of clinical measurements. *Lancet* 1986; 1(8476): 307-10.
24. STATA Statistical Software: Release 9.0. Stata Corporation. Texas: College Station, USA; 2006.
25. Abramson JH. WINPEPI (PEPI-for-Windows): computer programs for epidemiologists. *Epidemiol Perspect Innov* 2004; 1: 6.
26. Ministério da Saúde. Rede Interagencial de Informações para a Saúde. *Indicadores de Dados Básicos para a Saúde no Brasil (IDB 2007)*. Brasília: MS; 2007. Disponível em: [www.ripsa.org.br/lildbi/docsonline/get.php?id=328](http://www.ripsa.org.br/lildbi/docsonline/get.php?id=328). [Acessado em 07 de dezembro de 2011].
27. Weinberg CR, Wilcox AJ. Methodological issues in reproductive epidemiology. In: Rothman KJ, Greenland S, Lash TL (eds.). *Modern Epidemiology*. (3<sup>rd</sup> ed.). Philadelphia: Lippincott Williams & Wilkins; 2008. p. 620-40.
28. Ballard JL, Khoury JC, Wedig K, Wang L, Eilers-Walsman BL, Lipp R. New Ballard Score expanded to include extremely premature infants. *J Pediatr* 1991; 119(3): 417-23.
29. Moraes CL, Reichenheim ME. Validade do exame clínico do recém-nascido para a estimativa da idade gestacional: uma comparação do escore New Ballard com a data da última menstruação e ultra-sonografia. *Cad Saúde Pública* 2000; 16(1): 83-94.
30. Mishima FC, Scochi CGS, Ferro MAR, Lima RAG, Costa IAR. Declaração de nascido vivo: análise do seu preenchimento no Município de Ribeirão Preto, São Paulo, Brasil. *Cad Saúde Pública* 1999; 15(2): 387-95.
31. Piper JM, Mitchell Jr EF, Snowden M, Hall C, Adams M, Taylor P. Validation of 1989 Tennessee birth certificates using maternal and newborn hospital records. *Am J Epidemiol* 1993; 137(7): 758-68.
32. Luiz RR. Métodos estatísticos em estudos de concordância. In: Medronho RA, Bloch KV, Luiz RR, Werneck GL (eds.). *Epidemiologia*. (2<sup>a</sup> ed). São Paulo: Editora Atheneu; 2009.

Recebido em: 12/06/11

Versão final apresentada em: 30/12/11

Aprovado em: 09/04/12