

**“DESIGUALDADES SÓCIO-ESPACIAIS DA SAÚDE  
INFANTIL NO BRASIL”**

por

**Carla Lourenço Tavares de Andrade**

Tese apresentada com vistas à obtenção do título de Doutor em Ciências na  
área de Saúde Pública.

**Orientadora: Prof.<sup>a</sup> Dr.<sup>a</sup> Célia Landmann Szwarcwald**

Rio de Janeiro, abril de 2006

*Aos meus amores: Vagner,  
Matheus e Amanda*

## AGRADECIMENTOS

Quero agradecer, em especial, a Deus, pela dádiva da vida. Ao meu marido Wagner, grande incentivador da minha carreira profissional. Também aos meus filhos Matheus e Amanda pela compreensão e pelas “ausências”.

Não poderia deixar de lado minha orientadora que, ao mesmo tempo em que me corrige, também me incentiva.

Aos meus “novos” amigos do Departamento de Administração e Planejamento em Saúde da ENSP/Fiocruz, minha nova casa. Não vou enumerá-los para não cometer injustiça por algum eventual esquecimento.

Também aos meus “velhos” amigos do Departamento de Informação em Saúde do CICT/Fiocruz, pela ajuda incansável.

Enfim, a todos que direta ou indiretamente contribuíram para a realização deste trabalho.

## RESUMO

Desigualdades socioeconômicas na mortalidade infantil precoce têm sido evidenciadas no Brasil, indicando que o maior risco de morte se relaciona com o nível socioeconômico (NSE) das mães. São analisadas, neste trabalho, as desigualdades socioeconômicas em saúde infantil. A tese foi escrita sob a forma de três artigos. No primeiro, foram abordados aspectos metodológicos relacionados ao cálculo das medidas de desigualdades em saúde, evidenciando as desigualdades da mortalidade perinatal e do baixo peso ao nascer no Município do Rio de Janeiro. Entre os principais resultados, utilizando o risco atribuível populacional relativo e o coeficiente angular de desigualdade como medidas de desigualdade em saúde, se destaca que é grande o gradiente socioeconômico da proporção de baixo peso ao nascer e, especialmente, da taxa de mortalidade perinatal, tanto considerando o grau de instrução da mãe como a renda do chefe da família como indicadores do NSE. No segundo, foram analisadas as desigualdades sócio-espaciais da adequação das informações de nascimentos e óbitos do Ministério da Saúde para o cálculo da mortalidade infantil no Brasil. Mostrou-se que o percentual de adequação das estatísticas vitais é, invariavelmente, superior no Centro-Sul, e entre os municípios de maior porte populacional. Concluiu-se que é preciso priorizar a qualidade dos sistemas de informações, para que elas possam orientar adequadamente os programas de saúde voltados para a redução das iniquidades da mortalidade infantil no Brasil. No terceiro, foram analisadas as desigualdades da proporção de baixo peso ao nascer (BPN) no Brasil, por Grande Região, tamanho de população do município e escolaridade da mãe. Analisou-se também a influência da atenção pré-natal. Foram encontrados resultados paradoxais, com a proporção de BPN maior nas áreas mais desenvolvidas do País, explicados, sobretudo, pela menor sobrevivência e/ou notificação inadequada dos prematuros nos municípios mais pobres. Considerando apenas os nascidos vivos a termo, encontram-se desigualdades por grau de instrução da mãe, que são mediadas pela assistência pré-natal. Conclui-se que as ações de saúde devem ser dirigidas especificamente aos grupos populacionais desproporcionalmente afetados para enfrentar a imensa desigualdade das condições de saúde infantil, que ainda é grave e persistente.

**Palavras-chave:** Mortalidade infantil; desigualdades socioeconômicas em saúde; medidas de desigualdade em saúde; Sistemas de Informação de óbitos e nascimentos; baixo peso ao nascer.

## ABSTRACT

Socioeconomic inequalities in early infant mortality rate have been evidenced in Brazil, indicating that the highest risk of death is related with the mothers' socioeconomic status (SES). In this work, the socioeconomic inequalities in infant health are analyzed. The thesis was presented in three papers. In the first one, methodological aspects related to the estimation of the measures of health inequalities were contemplated, to evidence the inequalities of perinatal mortality and proportion of low birth weight (LBW) in the Municipality of Rio de Janeiro. Among the main results, using the relative population attributable risk and the slope of inequality as measures of health inequalities, call attention the magnitude of the social gradient of the LBW proportion, and, especially, the perinatal mortality rate, considering either the mother's educational level or income of the head of the family as indicators of SES. In the second paper, the socio-spatial inequalities of the quality of the Ministry of Health vital information systems for estimating the infant mortality rate in Brazil at the municipality level were analyzed. It was evidenced that coverage and information quality were invariably better in the Center-South, and among large population municipalities. It was concluded that there is a need of prioritizing the quality of information systems, so that they could adequately orient the health programs focused on reducing the infant mortality inequities in Brazil. In the third paper, the inequalities of the proportion of LBW in Brazil were analyzed by geographic region, municipality size and mother's educational level. The influence of the prenatal care was analyzed as well. The LBW paradox was found with higher proportions in the most developed regions, mainly explained by the smallest survival and inadequate notification of premature live births in the poorest municipalities. Considering only singleton term live births, LBW inequalities were evidenced by mother's educational level, which is significantly mediated by pre-natal care. Concluding, the health interventions should be directed specifically to the population disproportionately affected in order to face the extreme inequality of the health conditions of Brazilian children, which is still pronounced and persistent.

**Key words:** Infant mortality; socioeconomic inequalities in health; health inequalities indexes; Information Systems on Live Births and Deaths; low birth weight.

## SUMÁRIO

<b>TÓPICO</b>	<b>Página</b>
Lista de Tabelas e Figuras	7
I. Introdução	9
II. Apresentação	20
III. Artigo 1 – Desigualdades socioeconômicas do baixo peso ao nascer e da mortalidade perinatal no Município do Rio de Janeiro, 2001	21
IV. Artigo 2 – Desigualdades sócio-espaciais da adequação das informações de nascimentos e óbitos do Ministério da Saúde, Brasil, 2000-2002	41
V. Artigo 3 – Baixo peso ao nascer no Brasil: desigualdades ou incoerências nas informações de nascidos vivos?	61
VI. Discussão final	84

## LISTA DE TABELAS E FIGURAS

### ARTIGO 1:

Tabela 1 – Proporção (%) de ocorrência de baixo peso ao nascer e de óbito perinatal por grau de escolaridade da mãe. Município do Rio de Janeiro, Brasil, 2001.

Tabela 2 – Proporção de baixo peso ao nascer e/ou óbito perinatal por renda do chefe do domicílio. Município do Rio de Janeiro, Brasil, 2001.

Tabela 3 – Medidas de desigualdades do baixo peso ao nascer e de óbito perinatal, considerando o grau de escolaridade da mãe como variável socioeconômica. Município do Rio de Janeiro, Brasil, 2001.

Tabela 4 – Medidas de desigualdades do baixo peso ao nascer e de óbito perinatal, considerando a renda do chefe do domicílio como variável socioeconômica. Município do Rio de Janeiro, Brasil, 2001.

Figura 1 – Cálculo do índice de dissimilaridade e do risco atribuível populacional relativo.

Figura 2 – Índice de concentração do desfecho adverso baixo peso ao nascer. Município do Rio de Janeiro, Brasil, 2001.

Figura 3 – Índice de concentração do desfecho adverso óbito perinatal. Município do Rio de Janeiro, Brasil, 2001.

Figura 4 – Coeficiente angular de desigualdade do desfecho adverso óbito perinatal. Município do Rio de Janeiro, Brasil, 2001.

### ARTIGO 2:

Tabela 1 – Critérios para classificação dos municípios segundo a adequação das informações vitais por porte populacional.

Tabela 2 – Distribuição percentual (%) dos municípios de acordo com a adequação das informações vitais por dimensão avaliada segundo porte populacional e Grande Região. Brasil, 2000-2002.

Tabela 3 – Distribuição percentual (%) da população de acordo com a adequação das informações vitais por dimensão avaliada segundo porte populacional e Grande Região. Brasil, 2000-2002.

Figura 1 – Distribuição espacial dos municípios de acordo com a adequação das informações vitais por dimensão avaliada. Brasil, 2000-2002.

Figura 2 – Distribuição espacial dos municípios de acordo com a adequação das informações vitais por dimensão avaliada. Brasil, 2000-2002.

## LISTA DE TABELAS E FIGURAS

### ARTIGO 3:

Tabela 1 – Indicadores selecionados construídos a partir de informações do SINASC segundo categoria populacional e Grande Região, Brasil, 2002.

Tabela 2 – Percentual de baixo peso ao nascer (bruto e padronizado\*) e proporção de nascidos vivos por idade gestacional segundo categoria populacional e Grande Região, Brasil, 2002.

Tabela 3 – Percentual de baixo peso ao nascer e coeficiente de desigualdade por número de consultas de pré-natal e grau de escolaridade da mãe segundo categoria populacional e Grande Região entre os nascidos vivos de 37 ou mais semanas de gestação e gravidez única. Brasil, 2002.

Tabela 4 – Percentual de baixo peso ao nascer por tipo de parto entre os nascidos vivos de 37 ou mais semanas de gestação e gravidez única segundo categoria populacional e Grande Região, Brasil, 2002.

Tabela 5 – Percentual de nascidos vivos e de baixo peso ao nascer por tipo de parto segundo esfera administrativa dos estabelecimentos de saúde entre os nascidos vivos de 37 ou mais semanas de gestação e gravidez única, Município do Rio de Janeiro, Brasil, 2002.

## I. INTRODUÇÃO

### 1. Desigualdades socioeconômicas em saúde

É sabido que as pessoas pertencentes às camadas mais pobres da população tendem a ter piores condições de saúde do que àquelas pertencentes às camadas mais abastadas (Woodward & Kawachi, 2000).

Esta diferenciação vem sendo estudada com maior ênfase a partir da publicação do *Black Report*, quando Townsend & Davidson (1982) mostraram grandes disparidades na situação de saúde. Os estudos apontam as classes menos favorecidas sempre em desvantagem em relação às mais ricas, tal situação ocorrendo para diversos indicadores socioeconômicos, principalmente os que se referem à renda, educação, ocupação e condições de moradia.

Link & Phelan (1996) observaram que as associações entre fatores socioeconômicos e condições de saúde vêm sendo enfocadas há 50 anos. Os autores sugerem que as desigualdades em saúde irão existir enquanto existirem as desigualdades sociais e quanto maior for esta desigualdade social, maior será a desigualdade em saúde.

Trabalhos como os de Leclerc et al. (1990), Vagero & Lundberg (1989), Mackenbach (1994), dentre muitos outros, tiveram como objetivo estudar a relação entre o nível socioeconômico e o estado de saúde em diferentes países. Todos os autores evidenciaram um forte e persistente gradiente socioeconômico em saúde, sempre desfavorável à população mais carente.

Em vertente complementar de investigação, utilizando-se informações referenciadas geograficamente, são analisadas as desigualdades sócio-espaciais da situação de saúde. Kaplan et al. (1996), Kennedy et al. (1996) e Kawachi & Kennedy (1997) mostraram a influência da desigualdade na distribuição de renda sobre as condições de saúde da população norte-americana, a partir de estudos ecológicos nos Estados Unidos, considerando indicadores como esperança de vida, mortalidade infantil, taxas de mortalidade geral, entre outras. No Brasil, Szwarcwald et al. (1999) evidenciaram a importância da desigualdade de renda como variável explicativa dos diferenciais intra-urbanos em saúde no Município do Rio de Janeiro.

O termo desigualdade em saúde, segundo o CHETRE (2000), ocorre quando grupos diferentes definidos pelas suas características sociais e demográficas tais como renda, educação ou etnia têm diferenças no acesso aos serviços de saúde ou diferenças nas condições de saúde.

Neste contexto, é de suma importância o estudo das chamadas medidas de desigualdade em saúde, não só para detectar, mas também para mensurar a magnitude das diferenças nas condições de saúde por subgrupo populacional, que pode ser definido de várias maneiras, pela ocupação, educação, renda, raça, ou outros fatores que traduzam o nível socioeconômico (Mackenbach & Kunst, 1997).

Existem, de acordo com a literatura internacional, várias medidas de desigualdades em saúde. Saber quando usar e qual usar dependerá das circunstâncias de cada estudo, objetivos e das limitações de cada indicador. Wagstaff et al. (1991) fizeram uma revisão de seis medidas de desigualdades em saúde: a amplitude, o coeficiente de Gini, o coeficiente de pseudo-Gini, o índice de dissimilaridade, o coeficiente angular da desigualdade e o índice de concentração. Destas, somente as duas últimas tinham os requisitos mínimos para uma medida de desigualdade, segundo os critérios estabelecidos pelos autores.

Em artigo de revisão sobre as medidas de desigualdade em saúde, Mackenbach & Kunst (1997) identificaram doze medidas, destacando-se a razão ou diferença de taxas entre os grupos extremos; o risco atribuível populacional, índice de dissimilaridade e o coeficiente angular de desigualdade, baseado no ajuste de uma regressão. Os autores colocam ainda três recortes para análise das medidas das desigualdades socioeconômicas em saúde. O primeiro refere-se a distinguir as medidas relativas das absolutas. A maioria das diferenças entre grupos socioeconômicos é apresentada em termos relativos como, por exemplo, a percentagem da taxa de morbidade ou mortalidade dos grupos socioeconômicos mais elevados (razão de taxas entre os dois grupos extremos). Por outro lado, em termos absolutos, tem-se a diferença nas taxas de morbidade ou mortalidade entre o melhor e o pior grupo socioeconômico. Muitas das medidas de desigualdade em saúde são relativas e podem ser transformadas em absolutas e vice-versa. A segunda maneira de classificar as medidas refere-se a identificar as medidas de impacto total, que levam em consideração os efeitos parciais de cada categoria da variável representativa do nível socioeconômico sobre o estado de saúde. Um exemplo de medidas de impacto total é o coeficiente angular de desigualdade. Finalmente, a terceira maneira de se classificar as medidas de desigualdade em saúde diz respeito à simplicidade e à sofisticação. Existem as medidas mais simples quando, por exemplo, consideram-se as razões de taxas ou as diferenças das taxas entre os grupos extremos. A principal desvantagem desta simplicidade de medidas está em não considerar parte das informações disponíveis. Medidas calculadas

por métodos estatísticos, como o coeficiente angular de desigualdade estabelecido por técnicas de regressão, são consideradas sofisticadas.

Manor et al. (1997) analisam o problema de mensuração das desigualdades em saúde do ponto de vista estatístico. O problema é examinado à luz da hipótese nula de homogeneidade da distribuição da doença segundo os grupos categorizados de acordo com o nível socioeconômico. Os autores utilizam índices globais, que medem a distância entre a distribuição esperada sob a hipótese de homogeneidade e a distribuição observada, assim como efeitos parciais, por intermédio da adequação de regressões (lineares ou logísticas) aos dados, para detectar gradientes nas condições de saúde por subgrupo populacional.

## **2. Desigualdades da mortalidade infantil no Brasil**

Historicamente, o interesse na quantificação da mortalidade infantil e na infância data do século XVII, quando John Graunt, em 1661, percebeu que um terço dos óbitos notificados na Inglaterra referia-se a crianças menores de cinco anos de idade. Durante muitos anos, entretanto, a mortalidade infantil foi estimada por intermédio do percentual de óbitos em crianças em relação ao total de mortes na população, fazendo com que o indicador refletisse apenas a situação relativa de saúde da criança, frente à situação de saúde vigente entre os adultos. A definição corrente do coeficiente de mortalidade infantil, dada pelo número de óbitos em menores de um ano por mil nascidos vivos, só começou a ser utilizada no final do século XIX (Brosco, 1999).

Hoje em dia, o coeficiente de mortalidade infantil tem uso consagrado, não só como indicador das condições de saúde da população, mas também como um indicador que expressa o nível de desenvolvimento e a qualidade de vida de uma sociedade. Reconhecido como uma das medidas mais sensíveis das condições de vida, este indicador é utilizado para comparações entre regiões e avaliações temporais da situação de saúde de uma região.

No Brasil, vários estudos têm demonstrado a tendência de declínio da mortalidade infantil (Menezes et al., 1996). Entretanto, a evolução de decréscimo não é homogênea no País, com um padrão que obedece às desigualdades regionais e, sobretudo, à iniquidade das condições socioeconômicas (Menezes et al., 1998).

Os decréscimos da mortalidade infantil ocorridos nas últimas duas décadas são atribuídos, principalmente, à queda da mortalidade no período pós-neonatal. Segundo os dados dos Indicadores e Dados Básicos para a Saúde - IDB (RIPSA, 2005), para a totalidade do Brasil, nos últimos anos, a taxa de mortalidade neonatal ultrapassa a taxa

de mortalidade pós-neonatal. Particularmente, após 1997, o componente neonatal precoce, correspondente aos óbitos na primeira semana de vida, também ultrapassa o componente tardio.

O declínio da taxa de mortalidade pós-neonatal em todo o País deveu-se, principalmente, à redução das doenças diarreicas e infecciosas, mais sensíveis às ações básicas de saúde. Os decréscimos têm sido explicados por um conjunto de fatores. As ações de saúde materno-infantil, como a implementação do programa de reidratação oral, o aumento da cobertura de imunização, a ampliação da oferta de serviços médico-hospitalares, a retomada da prática do aleitamento materno, entre outros, ao lado das políticas públicas de melhoria de infra-estrutura urbana, como a expansão da rede de saneamento, além da grande queda da fecundidade, tiveram impactos positivos sobre a mortalidade infantil, sobretudo no que se refere ao componente pós-neonatal (Leal & Szwarcwald, 2002).

Outros estudos em áreas específicas do País também indicam resultados similares. Em investigação de uma coorte de base populacional realizado na cidade de Pelotas, Rio Grande do Sul, Menezes et al. (1996) analisaram a tendência temporal da mortalidade infantil de 1982 a 1993. O coeficiente de mortalidade infantil decaiu de 36,4 para 21,1 por mil nascidos vivos, em decorrência, sobretudo, do declive do componente pós-neonatal, que mostrou redução de aproximadamente 58% no mesmo período. Da mesma forma, Leal & Szwarcwald (1996) encontraram para o Estado do Rio de Janeiro, no período de 1979-93, comportamento de decréscimo da mortalidade infantil, com ritmo bem mais lento de declive no componente neonatal do que no pós-neonatal. Adicionalmente, evidenciou-se um padrão de comportamento temporal da mortalidade infantil precoce, que apresentou decréscimo tanto menor quanto mais próximo ao momento de nascimento da criança.

A situação da mortalidade infantil e seus componentes no Município do Rio de Janeiro, entre os anos de 1979 e 1996 foi analisada por Andrade (2000). Houve um decréscimo no coeficiente de mortalidade infantil, de 37,5 por mil nascidos vivos em 1979 para 21,3 por mil nascidos vivos, em 1996. A taxa de mortalidade neonatal tardia apresentou suave declínio, com tendência à estabilidade no final do período. Já a taxa de mortalidade neonatal precoce teve evolução estável durante todo o período considerado. Em relação à distribuição percentual por componente etário, a taxa correspondente à faixa etária de 0-3 dias, de 9,5 por mil nascidos vivos, representava 44% do coeficiente de mortalidade infantil, enquanto a taxa de mortalidade neonatal precoce (11,1 por mil

nascidos vivos), metade deste coeficiente, e a taxa de mortalidade pós-neonatal (7,5 por mil nascidos vivos) representava 34,3%.

Vários são os fatores que afetam a mortalidade neonatal precoce. Dizem eles respeito à atenção à gestação - fundamentalmente, o acompanhamento pré-natal - ao acesso e à qualidade do atendimento ao parto, assim como à assistência prestada à criança na hora do nascimento. Neste sentido, os cuidados especiais das unidades de terapia intensiva, conseqüentes aos avanços da tecnologia médica, têm permitido, sem dúvida, a sobrevivência de crianças cada vez mais prematuras (Stolz & McCormick, 1998).

Entretanto, se por um lado, a adoção crescente de tecnologia moderna tem diminuído o risco de mortes neonatais precoces, por outro, sabe-se que muitos dos óbitos que ocorrem, no Brasil, nas primeiras horas após o nascimento poderiam ser evitados mediante ações de saúde eficazes (Hartz et al., 1996).

Neste sentido, diversos estudos, nacionais e internacionais, têm demonstrado a importância da atenção pré-natal como fator protetor com relação à mortalidade neonatal e perinatal (Gama et al., 2002; Halpern et al., 1998; Hieu & Chongsuvivatwong, 1997; Macharelli & Oliveira, 1991).

### **3. Desigualdades socioeconômicas da mortalidade neonatal**

Desigualdades socioeconômicas da mortalidade neonatal precoce têm sido evidenciadas no Brasil, sugerindo que os fatores de risco da mortalidade neonatal precoce não são ligados apenas à assistência médica, mas também ao nível socioeconômico das mães. Diversos autores têm mostrado a associação entre a ausência de cuidados pré-natais ao grau baixo de instrução da mãe e à gravidez na adolescência (Orvos et al., 1999), fatores que, por sua vez, são associados à pobreza e condições precárias de vida (Roth et al., 1998). Da mesma forma, as desigualdades no acesso e na qualidade da assistência médico-hospitalar são bem conhecidas (Travassos et al., 2000).

Em estudo brasileiro, pesquisando fatores de risco para a mortalidade perinatal em Pelotas, Menezes et al. (1998) mostraram que para as famílias com renda abaixo de um salário mínimo, a mortalidade perinatal foi três vezes maior quando comparada à estimativa entre as famílias de maior renda. De forma semelhante, Almeida & Mello Jorge (1998), em investigação no Município de Santo André, São Paulo, mostraram que o nível de escolaridade inferior ao primeiro grau completo foi um fator de risco relevante para baixo peso ao nascer.

No que diz respeito aos estudos de análise geográfica, os trabalhos têm incorporado também fatores composicionais relacionados ao nível socioeconômico das mães, como a renda e a educação, assim como atributos da área de residência, como a proporção de famílias chefiadas por mulheres, a taxa de desemprego, a concentração de pobreza, entre outros, enfatizando a importância de estudar a influência dessas variáveis sobre as mortes infantis precoces (Gould et al., 1998; Sastry, 1996).

Em estudo realizado no Município do Rio de Janeiro sobre a mortalidade neonatal precoce, Andrade (2000) encontrou resultados importantes para o período 1995-96. Foram encontradas variações espaciais na mortalidade nos três primeiros dias de vida da criança, com a presença de dois aglomerados de taxas elevadas. No primeiro, o excesso de óbitos é explicado por um conjunto de problemas que se referem, sobretudo, às características socioeconômicas das mães, que se refletem tanto na ausência de acompanhamento pré-natal como no acesso dificultado à assistência ao parto. Por outro lado, no segundo aglomerado, taxas hospitalares altas, ainda que controlados esses fatores, sugerem falhas na qualidade da atenção ao parto em determinados estabelecimentos de saúde. Através da análise estatística espacial, foi mostrada a existência de dependência espacial na taxa de mortalidade nos três primeiros dias de vida. As variáveis que melhor explicaram os aglomerados espaciais foram a “proporção de mães adolescentes”, “proporção de pessoas residentes em favelas em 1996” e a “proporção de chefes com rendimento até um salário mínimo” (Andrade, 2000).

#### **4. Sobre as informações para o cálculo da mortalidade infantil**

Em virtude da estreita relação entre a mortalidade infantil e as condições socioeconômicas e de saúde de uma população, este indicador tem sido amplamente utilizado para sintetizar e comparar a situação de saúde dos países. Entretanto, apesar do uso consagrado deste indicador de saúde, a maioria das nações em desenvolvimento não dispõe de dados para a sua estimativa com grau satisfatório de confiabilidade. Definido como o número de óbitos infantis para cada mil nascidos vivos, o cálculo direto do coeficiente de mortalidade infantil depende da completude das informações de registro de óbitos e nascimentos.

A dificuldade de obtenção de estimativas fidedignas da mortalidade infantil devido às limitações nas fontes primárias de informações estimulou a elaboração de procedimentos metodológicos para a sua estimação. A partir de meados do século XX, a pesquisa demográfica dedicou-se à formulação de técnicas de estimação indireta deste

indicador, de forma a substituir as estimativas diretas, passíveis de graves erros em situações de coberturas incompletas das estatísticas vitais (Brass, 1996).

Os métodos de mensuração indireta, aperfeiçoados ao longo do tempo e reconhecidos pela robustez, têm sido amplamente utilizados para fornecer o nível da mortalidade infantil nos países com grande precariedade de registro de nascimentos e óbitos. A partir da década de 70, em grande parte dos países da América Latina, tornou-se habitual incluir perguntas de caráter retrospectivo nos censos e pesquisas domiciliares, destinadas especificamente à mensuração indireta da mortalidade (CELADE, 1996; Pujol, 1985).

Entretanto, as estimativas obtidas por técnicas de mensuração indireta dependem da realização de censos demográficos e pesquisas por amostragem. Não tendo o caráter de continuidade, peculiar aos dados de registro, a mensuração indireta da mortalidade infantil restringe o monitoramento contínuo deste indicador, dificultando a avaliação imediata da efetividade de ações e programas de saúde dirigidos, especificamente, às crianças menores de um ano de idade. Adicionalmente, as estimativas elaboradas a partir de pesquisas por amostragem, devido às limitações no tamanho da amostra, não podem ser fornecidas em distintos níveis de desagregação geográfica, o que não permite identificar as áreas com maiores problemas na situação de saúde infantil.

Destaca-se, ainda, a diversidade dos resultados obtidos por diferentes procedimentos de estimação como um dos grandes problemas de estimação da mortalidade infantil por técnicas demográficas (Szwarcwald et al., 1997). Seja utilizando-se procedimentos de mensuração indireta a partir de dados de censos ou pesquisas por amostragem, seja corrigindo as informações de registro, dependendo da técnica utilizada, as estimativas são díspares, dificultando a interpretação da tendência e o conhecimento do nível verdadeiro da mortalidade infantil na população estudada (Guzman, 1985).

No caso particular do Brasil, o Ministério da Saúde dispõe, atualmente, de dois sistemas de informação em saúde, cujos dados são apropriados para o cálculo do coeficiente de mortalidade infantil: o Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e o Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC). As informações são disponíveis na Internet, no nível de município ([www.datasus.gov.br](http://www.datasus.gov.br)).

O Sistema de Informações sobre Mortalidade do Ministério da Saúde (SIM/MS) foi criado em 1976, a partir da implantação do modelo padronizado da declaração de óbito (DO) em todo o território nacional. O sistema foi desenvolvido com o objetivo principal de fornecer subsídios para traçar o perfil de mortalidade no País. O SIM/MS

contém informações sobre o óbito, como a causa básica, data, local e município de ocorrência, assim como informações sobre o indivíduo que faleceu, tais como a idade, sexo, grau de escolaridade, ocupação e município de residência. As informações do SIM/MS são disponíveis para os anos de 1979 a 2001, no nível de município, no “site” do DATASUS do Ministério da Saúde ([www.datasus.gov.br](http://www.datasus.gov.br)).

No que se refere às informações referentes aos nascimentos, em 1990, o Ministério da Saúde implantou o Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos – SINASC, com base na declaração de nascimento, documento cuja emissão é considerada obrigatória no serviço de saúde onde ocorreu o parto. Diferentemente do sistema de nascimentos do Registro Civil, cujo objetivo principal é a contagem do número de registros de nascimentos, o SINASC tem como propósito caracterizar as condições de nascimento, de acordo com alguns fatores como peso ao nascer, duração da gestação, tipo de parto, idade da mãe e paridade, fatores que podem afetar o estado de saúde da criança. As informações do SINASC são, igualmente, divulgadas pelo site do Ministério da Saúde ([www.datasus.gov.br](http://www.datasus.gov.br)), sendo disponíveis, por município, até o ano de 2003.

O reconhecimento da importância de monitoramento das informações sobre óbitos e nascimentos junto à facilidade de acesso aos dados têm resultado no aumento substancial na cobertura e na qualidade das informações de ambos os sistemas. Entretanto, a persistente precariedade dos dados em alguns estados das regiões menos desenvolvidas do país (Regiões Norte e Nordeste) ainda não permite o cálculo direto da mortalidade infantil, em âmbito nacional, acarretando na utilização das estimativas elaboradas pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), órgão responsável pela estimação da mortalidade infantil no País. Tais estimativas são baseadas em dados dos censos populacionais e das Pesquisas por Amostragem de Domicílios (PNAD) e calculadas por métodos demográficos indiretos. Comparadas às estimativas realizadas em estados e municípios de capitais, onde as coberturas das informações de óbitos são, reconhecidamente, completas, têm mostrado inconsistências relevantes (Szwarcwald et al., 2002).

A Rede Interagencial de Informações para a Saúde (RIPSA), criada por iniciativa conjunta do Ministério da Saúde e da Organização Pan-Americana da Saúde (OPAS), divulga, anualmente, Indicadores e Dados Básicos de Saúde (IDB), incluindo-se entre eles a mortalidade infantil, segundo as Unidades da Federação (UF). Em iniciativa pioneira no Brasil, a RIPSA, via IDB-2000, já vem divulgando taxas de mortalidade infantil, calculadas pelo método direto, em oito dos estados brasileiros,

onde, por critérios estabelecidos por integrantes da RIPSA, a cobertura das informações de registro é considerada adequada. Nos demais estados, são divulgadas as estimativas desse indicador obtidas por mensuração indireta.

No presente projeto, analisam-se as desigualdades socioeconômicas na saúde infantil. A tese é subdividida em três capítulos, escritos sob a forma de artigos. No primeiro, são abordados os aspectos metodológicos relacionados ao cálculo das medidas de desigualdades em saúde, evidenciando as desigualdades da mortalidade perinatal e do baixo peso ao nascer no Município do Rio de Janeiro. No segundo, são analisadas as desigualdades sócio-espaciais da adequação das informações de nascimentos e óbitos do Ministério da Saúde para o cálculo da mortalidade infantil no Brasil. No terceiro artigo, são analisadas as desigualdades da proporção de baixo peso ao nascer (BPN) no Brasil, em 2002, à luz de alguns recortes como o geográfico, tamanho de população do município, escolaridade da mãe, e a influência da atenção pré-natal.

## 5. Referências

- Almeida MF, Mello Jorge MHP. Pequenos para idade gestacional: fator de risco para mortalidade neonatal. *Rev Saúde Pública*. 1998, 32(3):217-224.
- Andrade CLT. Variações espaciais da mortalidade infantil nos três primeiros dias de vida no Município do Rio de Janeiro, 1995-1996. Dissertação de Mestrado, Rio de Janeiro: Escola Nacional de Saúde Pública, Fundação Oswaldo Cruz. 2000.
- Brass W. Demographic Data Analysis in Less Developed Countries: 1946-1996. *Popul Stud*. 1996, 50: 451-467.
- Brosco JP. The early history of the infant mortality rate in America: "a reflection upon the past and a prophecy of the future". *Pediatrics*. 1999, 103(2):478-485.
- CELADE. Estimaciones y Proyecciones de Población en los países de América Latina 1950-2050. *Boletín Demográfico*. 1996, Santiago de Chile No. 58.
- CHETRE (Centre for Health Equity, Training, Research and Evaluation). "An Area Health Service taking action to achieve health for all". *What is equity?*, Newsletter 1, April 2000.
- Gama SGN, Szwarcwald CL, Leal MC. Experiência de gravidez na adolescência, fatores associados e resultados perinatais entre puerperas de baixa renda. *Cad Saúde Pública*. 2002, 18(1):153-161.
- Gould JB, Herrchen B, Pham T, Bera S, Brindis C. Small-area analysis: targeting high-risk areas for adolescent pregnancy prevention programs. *Fam Plann Perspect*. 1998, 30(4):173-6.
- Guzman JM. Some problems concerning the selection of the most appropriate mortality model for the indirect estimation of infant mortality. *Notas Poblacion*. 1985, 13(39): 75-103.
- Halpern R, Barros FC, Victora CG, Tomasi E. Atenção pré-natal em Pelotas, Rio Grande do Sul, Brasil, 1993. *Cad Saúde Pública*. 1998, 14(3):487-492.

- Hartz ZMA, Champagne F, Leal MC, Contandriopoulos AP. Mortalidade infantil “evitável” em duas cidades do Nordeste do Brasil: indicador de qualidade do sistema local de saúde. *Rev Saúde Pública*. 1996, 30(4):310-318.
- Hieu NT, Chongsuvivatwong V. Impact of prenatal care on perinatal mortality. *Southeast Asian J Trop Med Public Health*. 1997, 28(1):55-61.
- Kaplan GA, Pamuck ER, Lynch JW, Cohen RD, Balfour JL. Inequality in income and mortality in the United States: analysis of mortality and potential pathways. *Br Med J*. 1996, 312(7037):999-1003.
- Kawachi I, Kennedy BP. Health and social cohesion: why care about income inequality? *Br Med J*. 1997, 314(7086):1037-1040.
- Kennedy BP, Kawachi I, Prothrow-Stith D. Income distribution and mortality: cross sectional ecological study of the Robin Hood index in the United States. *Br Med J*. 1996, 312(7037):1004-1007.
- Leal MC, Szwarcwald CL. Evolução da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro, Brasil, de 1979 a 1993. 1 – Análise por grupo etário segundo região de residência. *Rev Saúde Pública*. 1996, 30(5):403-412.
- Leal MC, Szwarcwald CL. *Relatório do Brasil para a convenção dos Direitos da Criança da ONU* (mimeo), 2002.
- Leclerc A, Lert F, Fabien C. Differential mortality: some comparisons between England and Wales, Finland and France, based on inequality measures. *Int J Epidemiol*. 1990, 19(4):1001-1010.
- Link BG, Phelan JC. Understanding sociodemographic differences in health – the role of fundamental social causes. *Am J Public Health*. 1996, 86(4):471-472.
- Macharelli CA, Oliveira LR. Perfil de risco de óbito de crianças menores de um ano residentes em localidade do Estado de São Paulo, Brasil, 1987. *Rev Saúde Pública*. 1991, 25(2):121-128.
- Mackenbach JP, Kunst AE. Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe. *Soc Sci Med*. 1997, 44(6):757-771.
- Mackenbach JP. Socioeconomic inequalities in health in the Netherlands: impact of a five year research programme. *Br Med J*. 1994, 309(6967):1487-1491.
- Manor O, Matthews S, Power C. Comparing measures of health inequality. *Soc Sci Med*. 1997, 45(5):761-771.
- Menezes AMB, Barros FC, Victora CG, Tomasi E, Halpern R, Oliveira ALB. Fatores de risco para mortalidade perinatal em Pelotas, RS, 1993. *Rev Saúde Pública*. 1998, 32(3):209-216.
- Menezes AMB, Victora CG, Barros FC, Albernaz E, Menezes FS, Jannke HA, et al. Mortalidade infantil em duas coortes de base populacional no Sul do Brasil: tendências e diferenciais. *Cad Saúde Pública*. 1996, 12(Supl. 1):79-86.
- Orvos H, Nyirati I, Hajdú J, Pál A, Nyári T, Kovács L. Is adolescent pregnancy associated with adverse perinatal outcome? *J Perinat Med*. 1999, 27(1):199-203.
- Pujol JM. Nuevas metodologías para evaluar y ajustar datos demográficos. *Notas Poblacion*. 1985, 13(39):57-73.
- RIPSA. IDB 2004 Brasil: *Indicadores e dados básicos para a Saúde*. Brasília, Ministério da Saúde, 2005, OPAS.

- Roth J, Hendrickson J, Schilling M, Stowell DW. The risk of teen mothers having low birth weight babies: implications of recent medical research for school health personnel. *J Sch Health*. 1998, 68(7):271-5.
- Sastry N. Community characteristics, individual and household attributes, and child survival in Brazil. *Demography*. 1996, 33(2):211-229.
- Stolz JW, McCormick MC. Restricting access to neonatal intensive care: effect on mortality and economic savings. *Pediatrics*. 1998, 101(3):344-348.
- Szwarcwald CL, Leal MC, Andrade CLT, Souza Júnior PRB. Estimação da mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informações de óbitos e nascimentos do Ministério da Saúde? *Cad Saúde Pública*. 2002, 18(6):1725-36.
- Szwarcwald CL, Leal MC, Castilho EA. Mortalidade infantil no Brasil: Belíndia ou Bulgária? *Cad Saúde Pública*. 1997, 13(3):503-516.
- Szwarcwald CL, Bastos FI, Esteves MAP, Andrade CLT, Paez MS, Medici EV, et al. Desigualdade de renda e situação de saúde: o caso do Rio de Janeiro. *Cad Saúde Pública*. 1999, 15(1):15-28.
- Townsend P, Davidson N. *Inequalities in Health: The Black Report and The Health Divide*. Penguin, Harmondworth. 1982.
- Travassos C, Viacava F, Fernandes C, Almeida C. Desigualdades geográficas e sociais na utilização de serviços de saúde no Brasil. *Ciência e Saúde Coletiva*. 2000, 5(1):133-149.
- Vagero D, Lundberg O. Health inequalities in Britain and Sweden. *Lancet*. 1989, 2(8653):35-36.
- Wagstaff A, Paci P, van Doorslaer E. On the measurement of inequalities in health. *Soc Sci Med*. 1991, 33(5):545-557.
- Woodward A, Kawachi I. Why reduce health inequalities? *J Epidemiol Community Health*. 2000, 54(12):923-9.

## II. APRESENTAÇÃO

A tese é apresentada sob a forma de três artigos com fontes diferentes de informação.

➤ **Artigo 1: Desigualdades socioeconômicas do baixo peso ao nascer e da mortalidade perinatal no Município do Rio de Janeiro, 2001**

Fonte de Informação: Pesquisa “*Estudo da Morbi-Mortalidade e Atenção Peri e Neonatal no Município do Rio de Janeiro*”, ENSP/FIOCRUZ.

Este artigo foi publicado.

Andrade CLT, Szwarcwald CL, Gama SGN, Leal MC. Desigualdades socioeconômicas do baixo peso ao nascer e da mortalidade perinatal no Município do Rio de Janeiro, 2001. *Cad Saúde Pública*. 2004, 20(Sup 1):S44-S51.

➤ **Artigo 2: Desigualdades sócio-espaciais da adequação das informações de nascimentos e óbitos do Ministério da Saúde, Brasil, 2000-2002**

Fontes de Informação: SIM e SINASC, 2000 a 2002.

Este artigo foi submetido para publicação (Cadernos de Saúde Pública).

➤ **Artigo 3: Baixo peso ao nascer no Brasil: desigualdades ou incoerências nas informações de nascidos vivos?**

Fonte de Informação: SINASC, 2002

### **III. ARTIGO 1**

## **DESIGUALDADES SOCIOECONÔMICAS DO BAIXO PESO AO NASCER E DA MORTALIDADE PERINATAL NO MUNICÍPIO DO RIO DE JANEIRO, 2001**

**Desigualdades socioeconômicas do baixo peso ao nascer e da mortalidade perinatal  
no Município do Rio de Janeiro, 2001**

**Socioeconomic inequalities and low birth weight and perinatal mortality in Rio de  
Janeiro, Brazil**

**Carla Lourenço Tavares de Andrade<sup>I</sup>**  
**Célia Landmann Szwarcwald<sup>II</sup>**  
**Silvana Granado Nogueira da Gama<sup>III</sup>**  
**Maria do Carmo Leal<sup>III</sup>**

<sup>I</sup> Departamento de Administração e Planejamento em Saúde, Escola Nacional de Saúde Pública, Fundação  
Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, Brasil

<sup>II</sup> Departamento de Informações em Saúde, Centro de Informação Científica e Tecnológica,  
Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, Brasil

<sup>III</sup> Departamento de Epidemiologia e Métodos Quantitativos em Saúde, Escola Nacional de  
Saúde Pública, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, Brasil

**Correspondência:**

Carla Lourenço Tavares de Andrade  
Rua Leopoldo Bulhões, 1480 sala 727  
Manguinhos, Rio de Janeiro, RJ, 21041-210, Brasil  
*carlamv@ensp.fiocruz.br*

## Resumo

Desigualdades socioeconômicas na mortalidade infantil precoce têm sido evidenciadas no Brasil, indicando que o maior risco de morte se relaciona com o nível socioeconômico (NSE) das mães. Apontam-se, neste trabalho, as desigualdades do baixo peso ao nascer e da mortalidade perinatal no Município do Rio de Janeiro discutindo-se a adequação das principais medidas de desigualdades em saúde propostas na literatura. Como fonte de informações, utilizam-se os dados coletados em inquérito realizado em cerca de 10000 parturientes nas primeiras 48 horas após o parto, em maternidades públicas e privadas da cidade. Considerando o grau de instrução da mãe e a renda do chefe da família como indicadores do NSE, e o risco atribuível populacional relativo e o coeficiente angular de desigualdade como medidas de desigualdade em saúde, constata-se grande gradiente socioeconômico da proporção de baixo peso ao nascer e, especialmente, da taxa de mortalidade perinatal. A associação persistente entre os fatores socioeconômicos e os resultados adversos da gravidez reflete, pelo menos em parte, a ineficácia do sistema de saúde em minorar as desigualdades da saúde perinatal no Rio de Janeiro.

**Palavras-chave:** Desigualdades socioeconômicas em saúde; medidas de desigualdade em saúde; mortalidade perinatal; Rio de Janeiro; Brasil.

## Abstract

Socioeconomic inequalities in early infant mortality have been evidenced in Brazil, with a greater mortality risk associated to the socioeconomic status (SES) of the mothers. The aim of this paper is to point out the socioeconomic inequalities of the low birth weight and perinatal mortality in the City of Rio de Janeiro, Brazil, discussing the appropriateness of the main health inequality indexes proposed in the international literature. As the information source, we use data collected in a survey of approximately 10,000 mothers selected for interview within 48 hours after delivery in public and private hospitals of the city. Using educational level and the income of the household head as indicators of SES, and the population attributable risk and the slope index of inequality as health inequality measures, the results show a deep socioeconomic gradient in the low birth weight proportion, and especially in the perinatal mortality rate. The persistent association between socioeconomic indicators and pregnancy adverse results indicates, at least partially, the inefficacy of the health system in diminishing the perinatal health inequalities in Rio de Janeiro.

**Key words:** Socioeconomic health inequalities; measures of health inequality; perinatal mortality; Rio de Janeiro; Brazil.

## **1. Introdução**

O estudo sistematizado das desigualdades em saúde tomou maior vulto a partir da publicação do Black Report, quando Townsend & Davidson (1982) mostraram grandes disparidades sociais na situação de saúde da população britânica.

Desde então, diversos pesquisadores têm se dedicado a analisar as diferenças nas condições de saúde ou no acesso aos serviços de saúde de acordo com a partição da população por nível socioeconômico (NSE), seja este mensurado por renda, educação, ocupação ou posição na hierarquia social (Chandola, 2000; Koskinen, 1985; Kaplan & Keil, 1993; Knust et al., 1995; Leclerc et al., 1990; LeGrand & Rabin, 1986; Mackenbach et al., 1997; Pamuck, 1985; Vagero & Lundberg, 1989; Wagstaff, 2000). Todos apontaram para um forte e persistente gradiente socioeconômico em saúde, com as classes menos favorecidas sempre em desvantagem em relação às mais ricas.

Evidências recentes não só de persistência, mas também de aumento das desigualdades em saúde, em vários países, ao longo do tempo, têm chamado mais ainda a atenção sobre o tema (Marang-van et al, 1998; Pappas et al., 1993; Diderichsen & Hallqvist, 1997).

Apesar das disparidades presentes, historicamente, na nossa sociedade, e que se manifestam das mais diferentes formas, a investigação das desigualdades em saúde na população brasileira não tem merecido a atenção necessária, tendo em vista a importância da questão. Embora já tenha despertado o interesse de alguns pesquisadores, a mensuração das desigualdades em saúde no Brasil ainda carece de maior sistematização e estudo.

Especificamente no tocante à mortalidade infantil, os diversos estudos realizados no País, consistente e persistentemente, têm demonstrado padrões de desigualdades que se expressam entre regiões mais e menos desenvolvidas (FIBGE, 2003), entre as áreas urbanas e rurais (Sastry, 1997) e entre os diferentes níveis de pobreza no âmbito das grandes cidades (Szwarcwald et al., 2000).

Quanto à mortalidade infantil precoce, desigualdades socioeconômicas também têm sido evidenciadas, indicando que maior risco de morte se relaciona com o nível socioeconômico das mães. Pesquisando fatores de risco para a mortalidade perinatal em Pelotas, Rio Grande do Sul, Menezes et al. (1998) mostraram que, para as famílias com renda abaixo de um salário mínimo, a mortalidade perinatal foi três vezes maior quando comparada com as famílias de maior renda. De forma semelhante, Almeida & Mello Jorge (1998), em investigação no Município de Santo André, São Paulo, mostraram que

o nível de escolaridade inferior ao ensino fundamental completo foi um fator de risco relevante para baixo peso ao nascer.

Em estudo realizado no Município do Rio de Janeiro sobre a mortalidade neonatal precoce, Andrade & Szwarcwald (2001) encontraram variações espaciais importantes para o período 1995-1996, com a presença de aglomerados de taxas elevadas. O excesso de óbitos foi explicado por um conjunto de problemas que se referem, sobretudo, às características socioeconômicas das mães, refletidas tanto na ausência de acompanhamento pré-natal, como no acesso dificultado à assistência ao parto.

No que se refere às medidas de desigualdade em saúde, diversos métodos podem ser utilizados. As vantagens e desvantagens das distintas estratégias metodológicas têm sido discutidas na literatura especializada recente.

O projeto “Estudo da Morbi-Mortalidade e Atenção Peri e Neonatal no Município do Rio de Janeiro” trouxe a oportunidade de estudar as desigualdades socioeconômicas da mortalidade perinatal e do baixo peso ao nascer neste município, sob a ótica individual. Utilizando-se o grau de escolaridade da mãe e a renda do chefe da família como indicadores do nível social-econômico, objetiva-se, no presente trabalho, discutir a adequação das principais medidas de desigualdade em saúde propostas na literatura para mensurar as desigualdades da saúde perinatal no Município do Rio de Janeiro.

## **2. Material e Método**

A fonte de informações utilizada neste trabalho foi composta pelos dados coletados na pesquisa “Estudo da Morbi-mortalidade e Atenção Peri e Neonatal no Município do Rio de Janeiro”, por inquérito realizado em cerca de dez mil parturientes nas primeiras 48 horas após o parto, em maternidades públicas e privadas do Município do Rio de Janeiro.

A amostragem foi estratificada, agrupando-se os estabelecimentos de saúde em três estratos: maternidades municipais e federais, maternidades estaduais, militares, filantrópicas e privadas conveniadas com o SUS e maternidades privadas não conveniadas com o SUS. Em cada estrato, foi selecionada uma amostra de, aproximadamente, 10% de parturientes do número previsto de partos no ano de 2000 em todos os hospitais de cada estrato, exceto naqueles com menos de duzentos partos por ano.

Como variáveis socioeconômicas, foram utilizados o grau de escolaridade da mãe e a renda do chefe do domicílio, que foi aqui definida como sendo o maior valor entre a renda da mãe e a renda do pai, quando ambos eram conhecidos; igual a um dos dois valores, quando apenas a renda do pai ou da mãe era conhecida; e ignorada, no caso da renda do pai e da mãe não informados.

O grau de escolaridade da mãe foi categorizado em: analfabetas ou primeira a quarta série do ensino fundamental; quinta a oitava série do ensino fundamental; ensino médio; e superior. A variável renda foi categorizada em: menor ou igual a R\$ 200,00; de R\$ 201,00 a R\$ 400,00; de R\$ 401,00 a R\$ 1000,00; de R\$ 1001,00 a R\$ 2000,00; e R\$ 2001,00 e mais.

Foram considerados como desfechos adversos: o baixo peso ao nascer (< 2500g); o óbito perinatal (morte entre a 22<sup>a</sup> semana de gestação até o sétimo dia após o parto) e a ocorrência de um dos dois eventos, ou seja, baixo peso ao nascer ou óbito perinatal. A análise restringiu-se às gestações únicas. Os óbitos perinatais foram identificados valendo-se do preenchimento de um resumo de alta que era feito para cada recém-nascido por ocasião da alta, transferência ou do óbito.

Para mensurar as desigualdades socioeconômicas da mortalidade perinatal e do baixo peso ao nascer, foram utilizadas as seguintes medidas:

- Diferença relativa entre as taxas (%) – Calculada como a proporção (%) representada pela diferença dos valores do indicador de saúde encontradas nos dois grupos socioeconômicos extremos em relação ao indicador no nível socioeconômico inferior.
- Razão de taxas – Definida como a razão entre a taxa de mortalidade do grupo de pior nível socioeconômico e a taxa do grupo de melhor nível socioeconômico.
- Risco atribuível populacional relativo – Definida como a presumível redução proporcional na mortalidade geral caso todos os indivíduos estivessem expostos ao mesmo risco de mortalidade do grupo de melhor nível socioeconômico. O método de cálculo deste indicador encontra-se descrito no Apêndice.
- Índice de dissimilaridade relativo (%) – Definido como o percentual de casos que devem ser redistribuídos para obter-se a mesma taxa de mortalidade em todos os grupos socioeconômicos. O método de cálculo desta medida também está descrito no Apêndice.
- Coeficiente angular de desigualdade – Definido como o coeficiente angular da regressão linear entre o indicador de saúde e o nível sócio-,econômico, levando em consideração o tamanho de cada grupo socioeconômico.

- Índice de concentração – Desenvolvido como um aprimoramento do coeficiente de Gini, incorpora a dimensão socioeconômica na construção da curva de Lorenz (Wagstaff et al., 1991). O índice é definido como o dobro da diferença entre as áreas limitadas, respectivamente, pela diagonal (reta de 45°) e a curva de Lorenz.

Na presente análise, para a construção da Curva de Lorenz, primeiramente, foram obtidos os valores dos decis de renda do chefe do domicílio. A partir das categorias compostas pelos decis de renda, foram calculadas as proporções acumuladas dos desfechos adversos. As áreas limitadas pela curva de Lorenz foram estimadas por aproximações das áreas dos trapézios correspondentes, compostos pela partição dos decis. A diferença entre as áreas limitadas pela diagonal principal e a Curva de Lorenz resultou no índice de concentração.

Para calcular o coeficiente angular de desigualdade, ajustou-se um modelo de regressão logística usando o desfecho adverso baixo peso ao nascer ou óbito perinatal como variável dependente e, como variável independente, a renda do chefe do domicílio. Para visualização do gradiente social, elaborou-se um gráfico representando os valores preditos das probabilidades do desfecho adverso por renda.

### **3. Resultados**

Pelos dados dispostos na Tabela 1, evidenciam-se as grandes desigualdades do baixo peso ao nascer (BPN) e da mortalidade perinatal, segundo as categorias da variável grau de escolaridade da mãe. As proporções mais elevadas são encontradas para a categoria analfabetas ou 1ª a 4ª série do ensino fundamental e para 5ª a 8ª série do ensino fundamental, e as menores, para as mães que têm nível superior.

Com relação à renda do chefe da família (Tabela 2), o gradiente por nível socioeconômico ainda é mais nítido, com a proporção de ocorrência dos desfechos adversos decrescendo a cada nível de renda. Para baixo peso ao nascer, por exemplo, a proporção varia de 10,73%, para a categoria de renda inferior a R\$ 200,00, a 5,88% para a categoria de renda superior a R\$ 2000,00. Cabe destacar que comparando os dois desfechos, BPN e mortalidade perinatal, esta última apresenta gradiente ainda mais acentuado, com proporção que se reduz a quase zero (0,4) na categoria superior de renda.

As Tabelas 3 e 4 mostram os resultados obtidos no cálculo das diferentes medidas de desigualdade por aplicação aos dados deste estudo. Considerando o grau de escolaridade da mãe (Tabela 3), a diferença relativa de 64% entre as taxas obtidas na

categoria de menor nível de instrução e as obtidas na de maior nível mostra a enorme desigualdade da mortalidade perinatal no Rio de Janeiro. De forma semelhante, a razão de taxas entre a categoria de menor escolaridade e a de maior escolaridade, atingindo valor próximo a 3, indica o grande diferencial socioeconômico. Embora todas as medidas apresentadas mostrem que a mortalidade perinatal apresenta maior desigualdade do que o baixo peso ao nascer, as desigualdades para este indicador são também bastante relevantes.

O risco atribuível populacional relativo mede a redução na proporção do desfecho adverso se todas as mães experimentassem o melhor nível socioeconômico. No caso do grau de escolaridade, 51,05% dos óbitos perinatais poderiam ser evitados se todas as mães tivessem o nível superior de instrução.

O índice de dissimilaridade relativo é uma medida similar, porém, por considerar a média populacional como padrão, seus resultados são menos enfáticos. No caso do baixo peso ao nascer, este índice é de 17,01%, e de 28,49% para a mortalidade perinatal.

Considerando renda do chefe da família como indicador do nível socioeconômico, os resultados apresentados na Tabela 4 evidenciam de forma ainda mais acentuada o gradiente de desigualdade. A diferença relativa entre as taxas de mortalidade perinatal é de 76,88%, e de 45,20%, para baixo peso ao nascer. Chama-se a atenção que a razão de taxas é de 4,33 para a mortalidade perinatal. Considerando o risco atribuível populacional relativo, 70,68% dos óbitos não ocorreriam se todas as mães tivessem o melhor nível de renda.

As curvas de Lorenz correspondentes ao cálculo do índice de concentração para os desfechos adversos baixo peso ao nascer e mortalidade perinatal são mostradas, respectivamente, nas Figuras 1a e 1b. Se não existisse desigualdade em saúde, os gráficos coincidiriam com a diagonal (linha pontilhada). Corroborando a grande desigualdade socioeconômica para a mortalidade perinatal já detectada pelas outras medidas, nota-se que as 50% mães mais pobres detêm 64% dos óbitos perinatais enquanto as 10% mais ricas, somente 2,5% dos óbitos perinatais. O índice de concentração para BPN é de 0,1170 e para a mortalidade perinatal é de 0,1642.

Na Figura 2, é apresentado o coeficiente angular de desigualdade para o desfecho adverso definido pela ocorrência de baixo peso ao nascer ou ocorrência de óbito perinatal. Este coeficiente indica claramente o gradiente social presente nos dados, com a probabilidade do desfecho decrescendo continuamente à medida que a renda do chefe da família aumenta. Por exemplo, no caso de renda igual a R\$ 1000,00, a probabilidade predita de ocorrência do desfecho está em torno de 8%, enquanto que

para o valor de renda de R\$ 4000,00, a probabilidade predita é de cerca de 5%. Para valores de renda acima de R\$ 15000,00, observa-se uma tendência de estabilidade de ocorrência do desfecho, em patamar próximo de zero.

#### **4. Discussão**

Considerando tanto o grau de escolaridade da mãe como a renda do chefe da família como variáveis socioeconômicas, os resultados deste trabalho evidenciaram pronunciadas desigualdades na saúde perinatal, no Município do Rio de Janeiro, no ano de 2001.

Uma das maneiras mais utilizadas para medir o nível socioeconômico é através da renda, individual ou familiar, que é relacionada à situação corrente do indivíduo. Diferentemente da renda, o grau de escolaridade não depende das condições atuais, sendo também um importante indicador social por ser relacionado ao nível de conhecimento e ao estado de cognição pessoal. Pesquisadores americanos como Pappas et al. (1993) introduziram o uso das variáveis renda e grau de escolaridade conjuntamente para a classificação de posição social ou nível socioeconômico. Já investigadores britânicos utilizam majoritariamente a variável ocupação (Arber, 1987; Aiach & Curtis, 1990), ao passo que os europeus tendem a usar a ocupação juntamente com o grau de escolaridade (Rahkonen & Lahelma, 1992; Ostberg & Vagero, 1991).

No presente estudo, renda e grau de escolaridade foram os indicadores escolhidos para detectar as desigualdades dos resultados adversos do nascimento. Embora ambos fossem capazes de evidenciar a desigualdade em saúde, a renda foi o indicador que captou mais pronunciadamente as desigualdades do baixo peso ao nascer e da mortalidade perinatal.

Dentre os desfechos adversos considerados, a mortalidade perinatal foi a que, nitidamente, mostrou as maiores disparidades, para qualquer das medidas de desigualdades em saúde aqui consideradas.

Em relação às distintas medidas de desigualdade, algumas delas podem ser considerados simples, já que se baseiam, exclusivamente, em calcular razões entre as taxas de mortalidade ou diferenças nas taxas de mortalidade em grupos situados em pontos extremos das sociedades. Todavia, as medidas de desigualdades em saúde baseadas apenas na comparação de dois grupos extremos não permitem estabelecer se existe em gradiente social contínuo no estado de saúde da população.

Já as medidas mais sofisticadas utilizam a ordenação dos valores do nível socioeconômico, medido como uma variável contínua ou ordinal, de modo a relacionar

quantitativamente a variação dos indicadores de saúde com a variação do nível socioeconômico, como, por exemplo, o coeficiente angular da desigualdade ou outras medidas baseadas em procedimentos de regressão (Pamuk, 1985).

O índice de concentração igualmente reflete as experiências da população como um todo e mede as variações conjuntas do desfecho com o nível socioeconômico. Seu uso é desvantajoso somente quando se comparam populações distintas, pois este indicador utiliza percentis de renda, que podem ser bem diferentes, dependendo das distribuições de renda das populações sob análise.

Outras medidas de desigualdade em saúde integram o elenco de medidas utilizadas habitualmente pela Epidemiologia para avaliar diferenças nos riscos de morte ou de doença, como o risco atribuível populacional (Mackenbach & Kunst, 1997). A utilização desta medida é preferível à utilização do índice de dissimilaridade, já que este último capta as diferenças da saúde por nível socioeconômico em relação ao padrão médio da população. Portanto, de acordo com o índice de dissimilaridade, a igualdade poderia ser atingida pela redistribuição dos eventos adversos das classes sociais menos favorecidas para as mais favorecidas socialmente, que, no caso da saúde, é um pressuposto não verdadeiro (Szwarcwald et al., 2002).

No presente estudo, utilizando diversas medidas de desigualdades em saúde como amplitude, razão de taxas, risco atribuível populacional relativo, índice de dissimilaridade, índice de concentração e coeficiente angular de desigualdade, evidenciou-se o enorme gradiente socioeconômico da mortalidade perinatal e do baixo peso ao nascer no Município do Rio de Janeiro. A associação persistente entre os fatores socioeconômicos e os resultados adversos da gravidez (baixo peso ao nascer e o óbito perinatal) reflete, pelo menos em parte, a ineficácia do sistema de saúde em minorar as desigualdades.

Constata-se, assim, que a desigualdade no âmbito da saúde infantil deve ser enfrentada não apenas pelo compromisso ético com a maior equidade social e econômica, mas, sobretudo, porque é preciso definir claramente estratégias de redução das desigualdades, através de ações objetivas e exequíveis em circunstâncias de restrição orçamentária. É necessário estabelecer o mais explicitamente possível como e em que medida as desigualdades socioeconômicas se inter-relacionam à iniquidade da mortalidade perinatal, identificando os segmentos mais vulneráveis ao impacto de políticas compensatórias e priorizando ações que encontrarão maior repercussão nestes subgrupos populacionais.

## 5. Referências

- Almeida MF, Mello Jorge MHP. Pequenos para idade gestacional: fator de risco para mortalidade neonatal. *Rev Saúde Pública*. 1998, 32(3):217-224.
- Andrade CLT & Szwarcwald CL. Análise espacial da mortalidade neonatal precoce no Município do Rio de Janeiro, 1995-1996. *Cad Saúde Pública*. 2001, 17(5):1199-1210.
- Arber S. Social class, non-employment, and chronic illness: continuing the inequalities in health debate. *Br Med J*. 1987, 294(6579):1069-73.
- Aiach P, Curtis S. Social inequalities in self-reported morbidity: interpretation and comparison of data from Britain and France. *Soc Sci Med*. 1990, 31(3):267-74.
- Chandola T. Social class differences in mortality using the new UK National Statistics Socio-Economic Classification. *Soc Sci Med*. 2000, 50(5):641-9.
- Diderichsen F, Hallqvist J. Trends in occupational mortality among middle-aged men in Sweden 1961-1990. *Int J Epidemiol*. 1997, 26(4):782-7.
- Goldani MZ, Barbieri MA, Bettiol H, Barbieri MR, Tomkins A. Infant mortality rates according to socioeconomic status in a Brazilian city. *Rev Saúde Pública*. 2001, 35(3):256-61.
- FIBGE - Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística. Censo Demográfico 2000. <http://www.ibge.gov.br> (acessado em Jan/2003).
- Kaplan GA, Keil JE. Socioeconomic factors and cardiovascular disease: a review of the literature. *Circulation*. 1993, 88(4):1973-98.
- Kunst AE, Geurts JJM, van den Berg J. International variation in socioeconomic inequalities in self reported health. *J Epidemiol Community Health*, 1995, 49(2):117-23.
- Leclerc A, Lert F, Fabien C. Differential mortality: some comparisons between England and Wales, Finland and France, based on inequality measures. *Int J Epidemiol*. 1990, 19(4):1001-1010.
- Mackenbach JP, Kunst AE, Cavelaars AEJM, Groenhouf F, Geurts JJM. Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in western Europe. The EU Working Group on Socioeconomic Inequalities in Health. *Lancet*. 1997, 349(9066):1655-9.
- Mackenbach JP, Kunst AE. Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe. *Soc Sci Med*. 1997, 44(6):757-771.
- Manor O, Matthews S, Power C. Comparing measures of health inequality. *Soc Sci Med*. 1997, 45(5):761-771.
- Marang-van de Mheen PJ, Davey Smith G, Hart CL, Gunning-Schepers LJ. Socioeconomic differentials in mortality among men within Great Britain: time trends and contributory causes. *J Epidemiol Community Health*. 1998, 52(4):214-8.
- Menezes AMB, Barros FC, Victora CG, Tomasi E, Halpern R, Oliveira ALB. Fatores de risco para mortalidade perinatal em Pelotas, RS, 1993. *Rev Saúde Pública*,. 1998, 32(3):209-216.
- Ostberg V, Vagero D. Socio-economic differences in mortality among children. Do they persist into adulthood? *Soc Sci Med*. 1991, 32(4):403-10.

- Pamuk ER. Social class inequality in mortality from 1921 to 1972 in England and Wales. *Popul Stud.* 1985, 39,17-31.
- Pappas G, Queen S, Hadden W, Fisher G. The increasing disparity in mortality between socioeconomic groups in the United States, 1960 and 1986. *N Engl J Med.* 1993, 329(2):103-9.
- Rahkonen O, Lahelma E. Gender, social class and illness among young people. *Soc Sci Med.* 1992, 34:649-656.
- Sastry N. Community characteristics, individual and household attributes, and child survival in Brazil. *Demography.* 1996, 33(2):211-229.
- Szwarcwald CL, Bastos FI, Andrade CLT. Medidas de desigualdad en salud: la discusión de algunos aspectos metodológicos con una aplicación para la mortalidad neonatal en el Municipio de Rio de Janeiro, 2000. *Cad Saúde Pública.* 2002, 18(4):959-970.
- Szwarcwald CL, Bastos FI, Barcellos C, Pina MF, Esteves MAP. Health conditions and residential concentration of poverty: a study in Rio de Janeiro, Brazil. *J Epidemiol Community Health.* 2000, 54(7):530-536.
- Townsend P, Davidson N. *Inequalities in Health: The Black Report and The Health Divide.* Penguin, Harmondworth. 1982.
- Vagero D, Lundberg O. Health inequalities in Britain and Sweden. *Lancet.* 1989, 2(8653):35-36.
- Victora CG, Vaughan J P, Barros FC, Silva AC, Tomasi E. Explaining trends in inequities: evidence from Brazilian child health studies. *Lancet.* 2000, 356(9235):1093-8.
- Wagstaff A. Socioeconomic inequalities in child mortality: comparisons across nine developing countries. *Bull World Health Organ.* 2000, 78(1):19-29.
- Wagstaff A, Paci P, van Doorslaer E. On the measurement of inequalities in health. *Soc Sci Med.* 1991, 33(5):545-557.

## Apêndice

### Cálculo do Índice de Dissimilaridade e do Risco Atribuível Populacional Relativo

Para o cálculo destes indicadores, é necessário que o nível socioeconômico seja uma variável ordenada ascendentemente, ou seja, da pior para a melhor classe.

Sejam:

$n_i$  = população para cada nível socioeconômico ( $i = 1, \dots, k$ )

$n = \sum n_i$

$O_i$  = número observado de eventos adversos para o nível socioeconômico  $i$ ,  $i = 1, \dots, k$

$O = \sum O_i$

$E_i$  = número esperado de eventos adversos para o nível socioeconômico  $i$ ,  $i = 1, \dots, k$

$E = \sum E_i$

Para o cálculo do Índice de Dissimilaridade, utiliza-se:

$$E_i = \frac{n}{O} \times n_i$$

$$ID = \frac{\sum |O_i - E_i|}{O} \times 100\%$$

Para o cálculo do risco atribuível populacional relativo, utiliza-se:

$$E_i = \frac{n_k}{O_k} \times n_i, \text{ k representando a melhor categoria de NSE}$$

$$RAPR = \frac{\sum O_i - \sum E_i}{O}$$

**Tabela 1: Proporção (%) de ocorrência de baixo peso ao nascer e de óbito perinatal por grau de escolaridade da mãe. Município do Rio de Janeiro, Brasil, 2001**

<b>Grau de Escolaridade da Mãe</b>	<b>Percentual de baixo peso ao nascer</b>	<b>Percentual de óbito perinatal</b>	<b>Percentual (%) de ocorrência de desfecho adverso*</b>
Analfabetas ou 1ª a 4ª séries do ensino fundamental	9,92	1,98	10,81
5ª a 8ª séries do ensino fundamental	10,10	1,77	10,70
Ensino médio	7,61	1,15	8,10
Superior	5,95	0,71	6,31
<b>Total</b>	<b>8,66</b>	<b>1,45</b>	<b>9,24</b>

\* Baixo peso ao nascer ou óbito perinatal

**Tabela 2: Proporção de baixo peso ao nascer e/ou óbito perinatal por renda do chefe do domicílio. Município do Rio de Janeiro, Brasil, 2001**

<b>Renda</b>	<b>Percentual de baixo peso ao nascer</b>	<b>Percentual de óbito perinatal</b>	<b>Percentual de ocorrência de desfecho adverso*</b>
□ R\$ 200,00	10,73	1,86	11,40
R\$ 201,00 a R\$ 400,00	9,03	1,89	9,91
R\$ 401,00 a R\$ 1000,00	7,56	1,22	7,91
R\$ 1001,00 a R\$ 2000,00	6,45	0,63	6,87
□ R\$ 2001,00	5,88	0,43	6,17
<b>Total</b>	<b>8,67</b>	<b>1,47</b>	<b>9,26</b>

\* Baixo peso ao nascer ou óbito perinatal

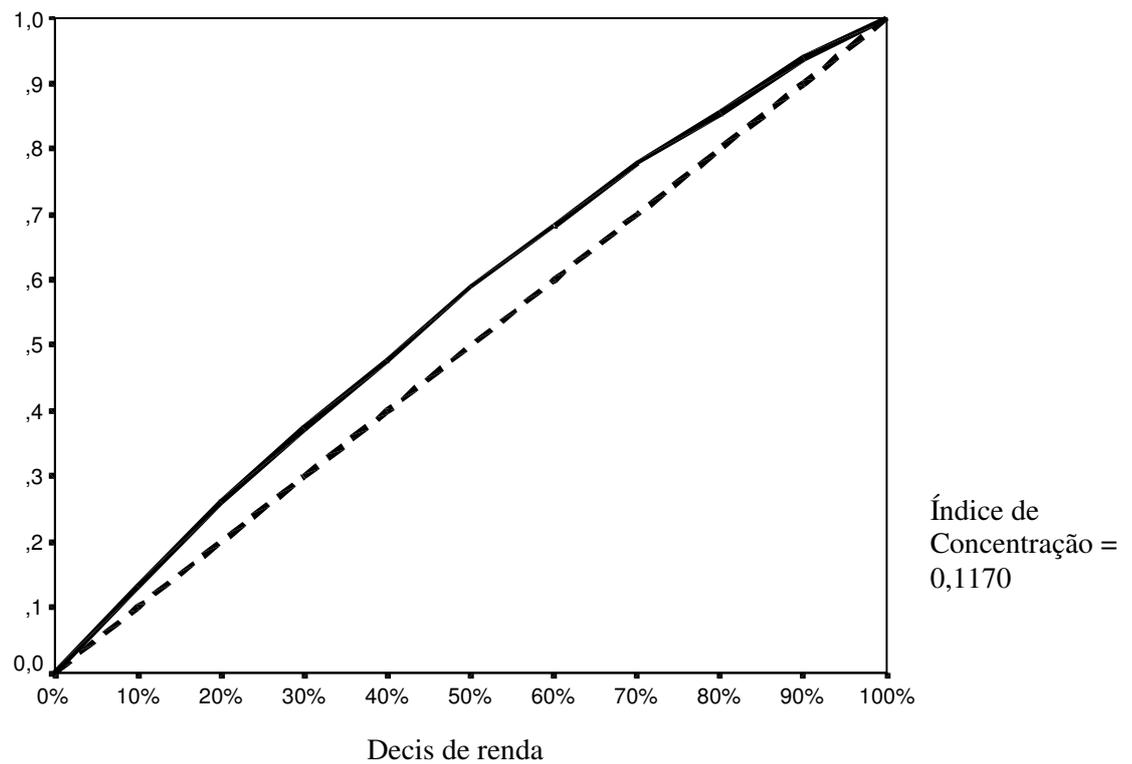
**Tabela 3: Medidas de desigualdades do baixo peso ao nascer e do óbito perinatal considerando o grau de escolaridade da mãe como variável socioeconômica. Município do Rio de Janeiro, Brasil, 2001**

Variável Resposta	Medidas de Desigualdades			
	Diferença Relativa entre as taxas (%)	Razão de Taxas	Risco Atribuível Populacional Relativo (%)	Índice de Dissimilaridade Relativo (%)
Baixo peso ao nascer	40,02	1,67	31,52	17,01
Óbito perinatal	64,14	2,79	51,05	28,49
Baixo peso ao nascer ou óbito perinatal	41,63	1,71	31,68	17,25

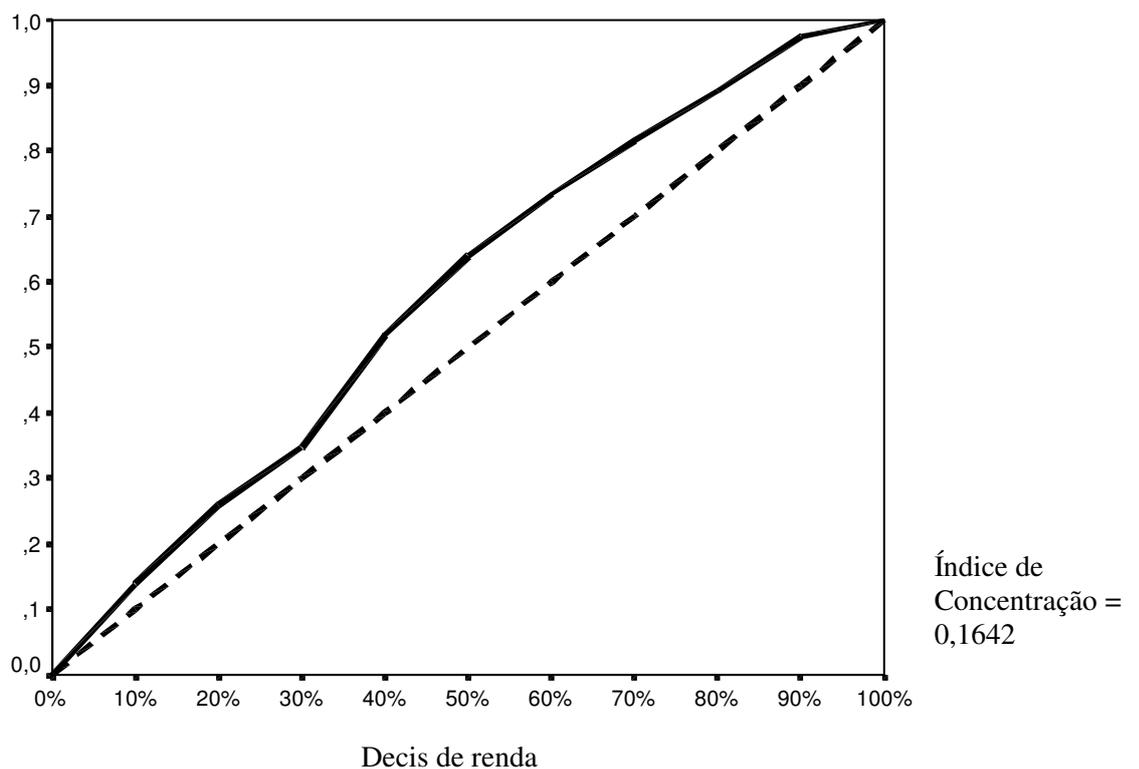
**Tabela 4: Medidas de desigualdades do baixo peso ao nascer e do óbito perinatal considerando a renda do chefe do domicílio como variável socioeconômica. Município do Rio de Janeiro, Brasil, 2001**

<b>Variável Resposta</b>	<b>Medidas de Desigualdades</b>			
	<b>Diferença Relativa entre as taxas (%)</b>	<b>Razão de Taxas</b>	<b>Risco Atribuível Populacional Relativo (%)</b>	<b>Índice de Dissimilaridade Relativo (%)</b>
Baixo peso ao nascer	45,20	1,82	32,19	16,87
Óbito perinatal	76,88	4,33	70,68	30,93
Baixo peso ao nascer ou Óbito perinatal	45,88	1,85	33,34	17,97

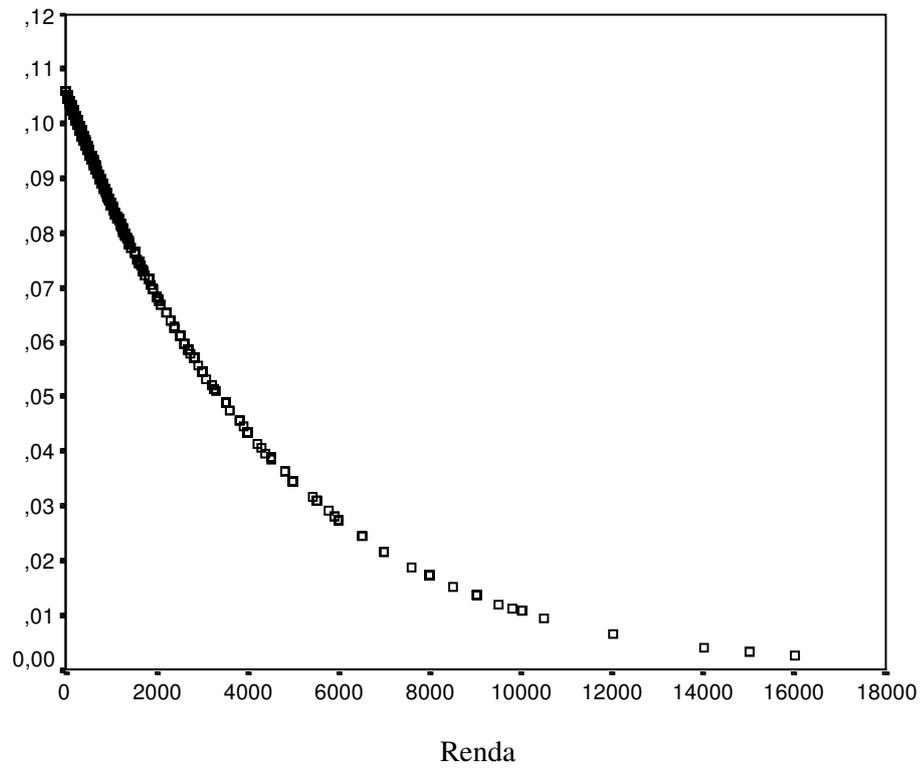
**Figura 1a: Índice de Concentração do desfecho adverso baixo peso ao nascer.  
Município do Rio de Janeiro, Brasil, 2001**



**Figura 1b: Índice de Concentração do desfecho adverso óbito perinatal.  
Município do Rio de Janeiro, Brasil, 2001**



**Figura 2: Coeficiente Angular de Desigualdade do desfecho adverso (baixo peso ao nascer ou óbito perinatal). Município do Rio de Janeiro, Brasil, 2001**



## **IV. ARTIGO 2**

### **DESIGUALDADES SÓCIO-ESPACIAIS DA ADEQUAÇÃO DAS INFORMAÇÕES DE NASCIMENTOS E ÓBITOS DO MINISTÉRIO DA SAÚDE, BRASIL, 2000-2002**

**Desigualdades sócio-espaciais da adequação das informações de nascimentos e óbitos do Ministério da Saúde, Brasil, 2000-2002**

**Socio-spatial inequalities of the Ministry of Health information systems at the municipality level in Brazil, 2000-2002**

**Carla Lourenço Tavares de Andrade<sup>I</sup> & Célia Landmann Szwarcwald<sup>II</sup>**

<sup>I</sup> Departamento de Administração e Planejamento em Saúde, Escola Nacional de Saúde Pública, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, Brasil

<sup>II</sup> Departamento de Informações em Saúde, Centro de Informação Científica e Tecnológica, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, Brasil

**Correspondência:**

Carla Lourenço Tavares de Andrade  
Rua Leopoldo Bulhões, 1480 sala 727  
Manguinhos, Rio de Janeiro, RJ, 21041-210, Brasil  
*carlamv@ensp.fiocruz.br*

## Resumo

Neste trabalho, analisam-se as desigualdades sócio-espaciais da adequação das informações de nascimentos (SINASC) e óbitos (SIM) do Ministério da Saúde para o cálculo da mortalidade infantil por município. A análise foi realizada de acordo com o porte populacional do município e região geográfica no período 2000-2002, considerando-se cinco indicadores: coeficiente geral de mortalidade padronizado por idade e seu desvio médio relativo, taxa de natalidade padronizada por idade e seu desvio médio relativo, e proporção de óbitos sem definição da causa básica. Os critérios de adequação e deficiência foram estabelecidos por meio dos limites de confiança de 90% e 99,9% para a média dos indicadores calculados nas UF com informações consideradas adequadas, consensualmente. Os resultados mostram desigualdades sócio-espaciais importantes: o percentual de adequação é, em geral, superior no Centro-Sul, e entre os municípios de maior porte populacional. Em relação aos três aspectos estudados, o SINASC teve a melhor avaliação. Quanto ao SIM, além de reduzir a sub-notificação, é preciso melhorar a qualidade de preenchimento da causa de óbito, para que as informações possam orientar adequadamente os programas de saúde voltados para a redução das iniquidades da mortalidade infantil no Brasil.

**Palavras-chave:** Sistemas de Informações de óbitos e nascimentos; mortalidade infantil; avaliação municipal; desigualdades sócio-espaciais; Brasil.

## Abstract

This study analyzed the socio-spatial inequalities in the adequacy of Ministry of Health Information Systems, live births (SINASC) and deaths (SIM), for infant mortality estimation at municipal level. The analysis evaluated the available data in the period 2000-2002 for all Brazilian municipalities according to population size and geographic region. Five indicators were considered: age-standardized mortality rate and its relative mean deviation; age-standardized birth rate and its relative mean deviation; proportion of deaths with undefined cause. The adequacy and deficiency criteria were established on the basis of the 90% and 99.9% confidence limits for the indicator means calculated in eight Brazilian states, for which vital statistics are consensually adequate. The results showed important socio-spatial inequalities: in general, the proportion of adequate vital information is higher in the Center-South and among larger size municipalities. In relation to the three aspects, the live births system (SINASC) was the best evaluated one. As to the mortality information system (SIM), besides underreporting reduction, it is necessary to improve the completion of death cause information in order to adequately orient the health programs focused on diminishing the infant mortality inequities in Brazil.

**Key words:** Death and Live Births Information Systems; infant mortality; municipality evaluation; socio-spatial inequality; Brazil.

## 1. Introdução

Em virtude da estreita relação entre a mortalidade infantil e as condições socioeconômicas e de saúde de uma população, o coeficiente de mortalidade infantil tem sido amplamente utilizado para sintetizar e comparar a situação de saúde dos países. Entretanto, apesar do uso consagrado deste indicador de saúde, a maioria das nações em desenvolvimento não dispõe de dados para a sua estimativa com grau satisfatório de confiabilidade. Definido como o número de óbitos infantis para cada mil nascidos vivos, o cálculo direto do coeficiente de mortalidade infantil depende da completude das informações de registro de óbitos e nascimentos.

A dificuldade de obtenção de estimativas fidedignas da mortalidade infantil devido às limitações nas fontes primárias de informações estimulou a elaboração de procedimentos metodológicos para a sua estimação. A partir de meados do século XX, a pesquisa demográfica dedicou-se à formulação de técnicas de estimação indireta deste indicador, de forma a substituir as estimativas diretas, passíveis de graves erros em situações de coberturas incompletas das estatísticas vitais (Brass, 1996).

Os métodos de mensuração indireta, aperfeiçoados ao longo do tempo e reconhecidos pela robustez, têm sido amplamente utilizados para fornecer o nível da mortalidade infantil nos países com grande precariedade de registro de nascimentos e óbitos. A partir da década de 70, em grande parte dos países da América Latina, tornou-se habitual incluir perguntas de caráter retrospectivo nos censos e pesquisas domiciliares, destinadas especificamente à mensuração indireta da mortalidade (CELADE, 1996; Pujol, 1985).

Entretanto, as estimativas obtidas por técnicas de mensuração indireta dependem da realização de censos demográficos e pesquisas por amostragem. Não tendo o caráter de continuidade, peculiar aos dados de registro, a mensuração indireta da mortalidade infantil restringe o monitoramento contínuo deste indicador, dificultando a avaliação imediata da efetividade de ações e programas de saúde dirigidos, especificamente, às crianças menores de um ano de idade. Adicionalmente, as estimativas elaboradas a partir de pesquisas por amostragem, devido às limitações no tamanho da amostra, não podem ser fornecidas em distintos níveis de desagregação geográfica, o que não permite identificar os municípios com maiores problemas na situação de saúde infantil.

Um problema adicional encontra-se na diversidade dos resultados obtidos por diferentes procedimentos de estimação. Seja utilizando-se técnicas de mensuração indireta a partir de dados de censos ou pesquisas por amostragem, seja corrigindo as informações de registro, dependendo do método utilizado, as estimativas são díspares,

dificultando a interpretação da tendência e o conhecimento do nível verdadeiro da mortalidade infantil na população estudada (Guzman, 1985).

No caso particular do Brasil, o Ministério da Saúde dispõe, atualmente, de dois sistemas de informação em saúde, cujos dados são apropriados para o cálculo do coeficiente de mortalidade infantil: o Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM) e o Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC). As informações são disponíveis na Internet, no nível de município ([www.datasus.gov.br](http://www.datasus.gov.br)). O reconhecimento da importância de monitoramento das informações sobre óbitos e nascimentos junto à facilidade de acesso aos dados têm resultado no aumento substancial na cobertura e na qualidade das informações de ambos os sistemas.

Entretanto, a persistente precariedade dos dados em alguns estados, sobretudo os localizados nas Regiões Norte e Nordeste, ainda não permite o cálculo direto da mortalidade infantil, em âmbito nacional, acarretando na utilização das estimativas elaboradas pela Fundação Instituto Brasileiro de Geografia e Estatística (IBGE), órgão responsável pela estimação da mortalidade infantil no País. Tais estimativas são baseadas em dados dos censos populacionais e das pesquisas por amostragem de domicílios (PNAD) e calculadas por métodos demográficos indiretos. Comparadas às estimativas realizadas em estados e municípios de capitais, onde as coberturas das informações de óbitos são, reconhecidamente, completas, têm mostrado inconsistências relevantes (Szwarcwald et al., 2002).

Alguns critérios de avaliação da adequação das informações do SIM e do SINASC foram propostos previamente por Szwarcwald e colaboradores (Szwarcwald et al., 2002). Seguindo sugestões de vários pesquisadores e gestores do setor saúde após a utilização da metodologia proposta, os critérios foram aperfeiçoados e usados no presente estudo, com o objetivo de investigar as desigualdades sócio-espaciais da adequação das informações de nascimentos e óbitos do Ministério da Saúde para o cálculo da mortalidade infantil no Brasil.

## **2. Material e métodos**

A análise das informações de óbitos e nascimentos do Ministério da Saúde foi realizada para todos os municípios brasileiros no período de 2000 a 2002. As fontes de informações utilizadas foram o Sistema de Informações sobre Mortalidade (SIM), o Sistema de Informações sobre Nascidos Vivos (SINASC), além da base de população residente por município ([www.datasus.gov.br](http://www.datasus.gov.br)).

A seguir, listam-se os indicadores usados para estabelecer os critérios de adequação das informações vitais dos municípios.

#### **A. Coeficiente Geral de Mortalidade padronizado por idade**

Define-se o Coeficiente Geral de Mortalidade (CGM) como sendo o número total de óbitos por mil habitantes em determinado ano e lugar. Por entender que as estruturas etárias das populações diferem por município, o CGM foi padronizado por idade. A população padrão foi a do Estado do Rio de Janeiro no ano de 2000, por ser o estado que apresenta a maior proporção de idosos (60 anos e mais) para o triênio 2000-2002.

#### **B. Desvio médio relativo do coeficiente geral de mortalidade**

Este indicador (DMCGM) é definido como a razão entre o desvio médio do coeficiente geral de mortalidade (CGM) nos anos 2000, 2001 e 2002 em relação ao CGM médio do período:

$$DMCGM = \frac{|CGM_{00} - CGM_{med}| + |CGM_{01} - CGM_{med}| + |CGM_{02} - CGM_{med}|}{3 \times CGM_{med}},$$

Onde

$CGM_{00}$  – CGM no ano de 2000;

$CGM_{01}$  – CGM no ano de 2001;

$CGM_{02}$  – CGM no ano de 2002;

$CGM_{med}$  – CGM no período 2000-2002.

Sabendo-se que não há grandes alterações no CGM de uma população em um período curto de três anos, este indicador pode ser utilizado para avaliar a regularidade das informações de óbitos.

#### **C. Taxa de natalidade padronizada por idade**

A taxa de natalidade é calculada pela razão entre o número de nascidos vivos e a população total em um determinado ano. Sabendo-se que este indicador é influenciado pela estrutura etária da população feminina, utilizou-se a taxa de natalidade padronizada por idade. A população padrão foi a do Distrito Federal, ano 2000, por apresentar a população com maior proporção de mulheres de 10 a 49 anos.

#### **D. Desvio médio relativo da taxa de natalidade**

Da mesma forma que a mortalidade, é esperado que não haja grandes alterações na taxa de natalidade em um período de três anos. Expressando a flutuação no número informado de nascidos vivos, este indicador é construído de maneira análoga ao desvio médio do CGM, sendo definido pela razão entre o desvio médio das taxas de natalidade nos anos 2000, 2001 e 2002 em relação à taxa média de natalidade no período.

#### **E. Proporção de óbitos sem definição da causa básica**

A proporção de óbitos classificados na rubrica “Sintomas, sinais e achados anormais de exames clínicos e de laboratório não classificados em outra parte” representa a fração das mortes em que não houve definição da causa básica de óbito. O uso deste indicador na análise justifica-se por expressar irregularidades na qualidade da notificação das informações de óbitos.

Dos 5561 municípios brasileiros, 54 foram criados no ano de 2001, e, por conseguinte, não foram considerados no estudo. A análise foi realizada de acordo com categoria de porte populacional do município: menos de 50 mil habitantes; 50 mil habitantes ou mais.

Para definir critérios de adequação das informações vitais, foram analisadas as Unidades da Federação (UF) com informações consideradas adequadas pela RIPSAs - Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Mato Grosso do Sul e Distrito Federal (RIPSAs, 2002).

Primeiramente, os municípios localizados nessas oito UF foram categorizados em dois grupos: menos de 50 mil habitantes; 50 mil habitantes ou mais. Com as informações dos municípios do primeiro grupo, foram estabelecidos os critérios de adequação para todos os municípios brasileiros com menos de 50 mil habitantes, enquanto com as do segundo grupo, foram estabelecidos os critérios de adequação dos municípios brasileiros com 50 mil e mais habitantes. A seguir, em cada um dos dois grupos de municípios das oito UF, foram calculados as médias e limites de confiança dos cinco indicadores utilizados para qualificar as informações de óbitos e nascimentos.

Os critérios de definição de “satisfatório” foram, então, estabelecidos por categoria populacional (menos de 50 mil habitantes; 50 mil habitantes ou mais), tomando como base os limites unilaterais de confiança de 90% de cada indicador. Por sua vez, os critérios de definição de “deficiente” foram estabelecidos utilizando-se os limites unilaterais de 99,9% de confiança, ou seja, considerando a fração 0,1% fora da

normalidade. Os critérios de definição de “não satisfatório” foram os limites intermediários entre as classificações “satisfatório” e “deficiente”. O resumo destes critérios está apresentado na Tabela 1.

De acordo com os critérios estabelecidos, todos os municípios foram classificados em satisfatório, não satisfatório ou deficiente para cada dimensão avaliada – “Mortalidade”, “Natalidade” e “Mal Definidos” – sendo utilizados os seguintes indicadores, respectivamente, para cada aspecto: CGM padronizado e desvio médio dos óbitos; taxa de natalidade padronizada e desvio médio dos nascimentos; proporção de óbitos sem definição da causa básica. A partir desta classificação, o município foi considerado como tendo:

I) Informações vitais satisfatórias – quando todos os critérios são satisfatórios em todas as três dimensões avaliadas;

II) Informações vitais não satisfatórias – quando pelo menos um dos aspectos não é satisfatório e nenhum é deficiente;

III) Informações vitais deficientes – quando pelo menos um dos aspectos é deficiente.

A análise da adequação das informações por município do Brasil foi realizada baseando-se nas diferenças sócio-espaciais de adequação das informações por macro-região geográfica e tamanho de população do município.

A visualização da distribuição geográfica dos municípios segundo a adequação das informações vitais foi realizada por meio de mapas temáticos usando o aplicativo *MapInfo*.

### **3. Resultados**

Na Tabela 2, é apresentada a distribuição percentual dos municípios de acordo com a adequação das informações vitais segundo Grande Região. Dos municípios brasileiros, 90,3% deles têm menos de 50 mil habitantes. Neste grupo de municípios, considerando-se as três dimensões (“Mortalidade”, “Natalidade” e “Mal Definidos”), conjuntamente, é nítido o gradiente de desigualdade entre as regiões: o percentual de municípios que têm grau satisfatório varia de 5%, no Nordeste, a 63%, no Sul. Já quando cada dimensão é considerada separadamente, a maior variação regional corresponde à definição da causa de óbito, seguida pela adequação das informações de mortalidade. Chama a atenção que somente 15% dos municípios de pequeno porte da

Região Nordeste têm informações adequadas quanto à definição da causa básica de morte.

Analisando os resultados relativos aos municípios com 50 mil habitantes ou mais, apresentados na Tabela 2, os percentuais de municípios com informações satisfatórias são um pouco maiores, embora persistam as desigualdades regionais em nível bem acentuado. Considerando as três dimensões avaliadas, o percentual de municípios com deficiência de informações alcança 60% na Região Nordeste, mas é quase nulo na Região Sul.

Os dados apresentados na Tabela 3 mostram que pouco mais de um terço da população brasileira vive em municípios com menos de 50 mil habitantes, embora estes correspondam a 90% dos municípios brasileiros.

No que se refere à adequação das informações, no total do Brasil, cerca de 55% da população vive em municípios que têm grau satisfatório na informação dos eventos vitais. Percebe-se que as desigualdades ocorrem tanto por porte populacional como por macro-região geográfica. Esse percentual varia de 40%, na categoria de municípios pequenos, a 64%, no grupo de municípios de maior porte. Da mesma forma, os percentuais de adequação estão no patamar de 20% no Norte e Nordeste, mas são superiores a 70% no Centro-Sul. Observa-se também que as diferenças regionais persistem dentro de cada categoria de tamanho de município (Tabela 3).

Na Figura 1 é mostrada a distribuição espacial dos municípios brasileiros de acordo com a adequação das informações vitais de óbitos e nascimentos. Através da Figura 1a, observa-se que a maioria dos municípios classificados com grau satisfatório para a dimensão relativa à mortalidade encontra-se nas regiões Sudeste, Sul e Centro-Oeste enquanto os com classificação deficiente predominam nas regiões Norte e Nordeste. Distribuição geográfica similar é apresentada para a proporção de óbitos mal-definidos (Figura 1b), ainda com maiores contrastes regionais. Pela Figura 2a, a dimensão referente às informações de natalidade mostra uma distribuição mais equânime, já que os municípios classificados como satisfatórios são encontrados em toda a extensão do território brasileiro.

Na Figura 2b, considerando-se as três dimensões em conjunto, observa-se a influência da adequação das informações de mortalidade e da proporção de óbitos mal-definidos, obtendo-se os mesmos contrastes entre o Centro-Sul e o Norte-Nordeste.

#### **4. Discussão**

No Brasil, o Sistema de Informações sobre Mortalidade vem demonstrando nítidos avanços, seja no que se refere à ampliação da cobertura, seja na divulgação e facilidade de acesso aos dados. A oportunidade de examinar as informações de óbitos e nascimentos em todos os municípios brasileiros abriu possibilidades para analisar a qualidade da informação e identificar irregularidades locais, passíveis de melhora com o tempo.

Trabalhos de investigação sobre a evolução temporal da mortalidade infantil mostram que houve decréscimo relevante em todo o território nacional, persistindo, porém, as disparidades regionais (Simões & Monteiro, 1995). A diminuição mais expressiva ocorreu para o período pós-neonatal, devido, principalmente, à redução das mortes por doenças infecciosas intestinais e infecções respiratórias agudas (Guimarães et al., 2001). A redução relevante das doenças preveníveis por imunização e a diminuição da desnutrição – implicando um decréscimo das mortes por crescimento fetal retardado e por má nutrição fetal – também foram nítidas no processo de transição da situação de saúde entre os menores de um ano (Leal & Szwarcwald, 1996).

Entretanto, a despeito dos avanços conseguidos, existe ainda um grande espaço para a redução da mortalidade infantil no Brasil. Medidas que podem determinar grande impacto sobre as causas perinatais – o agrupamento mais importante – podem ser implementadas na esfera da atenção básica à saúde, sobretudo no atendimento pré-natal e na assistência ao parto (Barros et al., 2005; Leal et al., 2004).

Adicionalmente, entende-se que a melhora da qualidade das informações de registro das estatísticas vitais constitui etapa essencial no processo de redução da mortalidade infantil (Gould et al., 2002; de Meer et al., 1993). A análise das irregularidades locais nos sistemas de informação proporciona não só a melhora da qualidade das estatísticas de registro, e, conseqüentemente, a estimação da mortalidade infantil, mas também possibilita evidenciar problemas que podem ser relacionados à mortalidade entre as crianças menores de um ano de idade, identificar municípios que necessitam de maiores investimentos (Neumann et al., 1999; Whitman et al., 2004) e fornecer subsídios para a formulação de políticas públicas (Lumbiganon et al., 1990). Neste contexto, a melhora dos sistemas de informação em saúde tem sido considerada como um dos desafios a ser enfrentado para alcance das metas do Milênio na Região das Américas (Torres & Mujica, 2004).

Neste trabalho, procurou-se aperfeiçoar critérios estabelecidos anteriormente (Szwarcwald et al., 2002), com base em sugestões de pesquisadores e de gestores do

Ministério da Saúde, que utilizaram a referida metodologia para investigar a adequação das informações em municípios selecionados (Ministério da Saúde, 2004; Pinheiro, 2003). As críticas se referiram, principalmente, ao uso dos mesmos critérios para os municípios de pequeno porte e de grande porte populacional, tendo em vista a flutuação temporal dos dados nos municípios pequenos, bem como à falta de critérios estatísticos para estabelecer os limites críticos para classificação do município como satisfatório, não satisfatório ou deficiente.

Na presente análise, levando-se em consideração as sugestões fornecidas, o método foi aperfeiçoado, estabelecendo-se critérios para dois grupos distintos: os municípios com 50 mil habitantes ou mais e os com menos de 50 mil habitantes. Além disso, os limites críticos para classificação da adequação das informações vitais foram estabelecidos com base na estimação estatística, por meio de limites de confiança para a média dos indicadores calculados nas Unidades da Federação com informações adequadas, segundo critérios estabelecidos pela RIPSA (RIPSA, 2002).

Mudanças complementares foram feitas na definição do indicador relativo à proporção de mortes mal-definidas, sendo considerados, desta feita, todos os óbitos sem definição da causa básica ao invés de se restringir aos menores de um ano, bem como na utilização da taxa de natalidade padronizada por idade ao invés da taxa bruta.

Depreende-se dos resultados aqui apresentados que para, aproximadamente, 55% da população brasileira, a adequação das informações de nascimentos e óbitos pode ser considerada satisfatória. Embora a adequação das informações não signifique cobertura completa dos sistemas, para esta parcela da população, o monitoramento da mortalidade infantil pode ser realizado mediante o uso direto dos dados informados ao Ministério da Saúde.

Por outro lado, os resultados da presente análise enfatizam as desigualdades em saúde da população brasileira, que se refletem não apenas na variação dos níveis da mortalidade infantil, como já amplamente documentado (Andrade et al., 2004, Sastry, 2004, Schneider et al., 2002), mas também na desigualdade de adequação das informações para o seu cálculo. Os problemas de estimação são mais presentes, justamente, nas áreas com as piores situações de saúde, que detêm maior precariedade das informações, e necessitam de atenção específica.

Os achados mostram um gradiente regional importante: o percentual de adequação das estatísticas vitais, nos três aspectos considerados, mostrou contrastes relevantes entre as regiões Norte e Nordeste e o Centro-Sul. As desigualdades na adequação das informações ocorrem, igualmente, quando se comparam municípios de

maior porte populacional com os municípios pequenos. Apesar de critérios bem mais flexíveis para esses últimos, os achados mostram, consistentemente, melhor informação nas cidades grandes.

De certa forma, esses achados são paradoxais, já que nos municípios pequenos ocorre baixo contingente de nascimentos, e menor ainda de óbitos infantis. Seria esperado, portanto, um maior controle da informação dos eventos vitais. Refletindo, por um lado, a iniquidade no acesso aos programas e serviços de saúde, e por outro, o descaso com a informação como evidência da situação local de saúde entre as crianças menores de um ano, mostrou-se que apenas um terço dos municípios com menos de 50 mil habitantes têm grau satisfatório na informação dos dados vitais.

Dentre as limitações deste estudo, destaca-se que em, aproximadamente, 4% dos municípios com menos de 50000 habitantes, localizados nas oito Unidades da Federação consideradas, consensualmente, como tendo adequação das informações, foram encontradas deficiências claras nas informações vitais. Embora o percentual tenha sido pequeno, isso pode ter afetado os limites estatísticos, resultando em critérios mais flexíveis ainda no grupo de municípios de pequeno porte populacional.

Em suma, em relação aos três aspectos considerados no estudo, o sistema de nascidos vivos é o que teve a melhor avaliação. No tocante à mortalidade, foram encontrados problemas tanto no que se refere à quantidade de óbitos informados, como também à completitude no preenchimento da causa básica, o que não permite estabelecer, adequadamente, o perfil de mortalidade em grande parte do território nacional.

Faz-se, assim, necessário não só reduzir a sub-notificação de mortes em menores de um ano. É preciso também melhorar a qualidade de preenchimento da declaração de óbito, para que as informações possam orientar os programas de saúde voltados, especificamente, para a redução das iniquidades da mortalidade infantil, que poderão ter maior efetividade mediante o conhecimento dos diferenciais e compreensão dos seus determinantes (Muller et al., 2005).

## **5. Referências**

- Andrade CLT, Szwarcwald CL, Gama SGN, Leal MC. Desigualdades socioeconômicas do baixo peso ao nascer e da mortalidade perinatal no Município do Rio de Janeiro, 2001. *Cad Saúde Pública*. 2004, 20(Sup 1):S44-S51.
- Andrade CLT & Szwarcwald CL. Análise espacial da mortalidade neonatal precoce no Município do Rio de Janeiro, 1995-1996. *Cad Saúde Pública*. 2001, 17(5):1199-1210.

- Barros F, Victora C, Barros A, Santos I, Albernaz E, Matijasevich A, et al. The challenge of reducing neonatal mortality in middle-income countries: findings from three Brazilian birth cohorts in 1982, 1993, and 2004. *Lancet*. 2005, 365(9462):847-54.
- Brass W. Demographic Data Analysis in Less Developed Countries: 1946-1996. *Popul Stud*. 1996, 50:451-67.
- CELADE. *Estimaciones y Proyecciones de Población en los países de América Latina 1950-2050*. Boletín Demográfico. 1996, Santiago de Chile No. 58.
- de Meer K, Bergman R, Kusner JS. Socio-cultural determinants of child mortality in southern Peru: including some methodological considerations. *Soc Sci Med*. 1993, 36(3):317-31.
- Gould JB, Chavez G, Marks AR, Liu H. Incomplete birth certificates: a risk marker for infant mortality. *Am J Public Health*. 2002, 92(1):79-81.
- Guimarães ZA, Costa MCN, Paim JS, Silva LMV. Decline and social inequalities of infant mortality caused by diarrhea. *Rev Soc Bras Med Trop*. 2001, 34(5):473-8.
- Guzman JM. Some problems concerning the selection of the most appropriate mortality model for the indirect estimation of infant mortality. *Notas de Población*. 1985, 13(39):75-103.
- Leal MC, Gama, SGN, Campos MR, Cavalini LT, Garbayo LS, Brasil CLP, et al. Fatores associados à morbi-mortalidade perinatal em uma amostra de maternidades públicas e privadas do Município do Rio de Janeiro, 1999-2001. *Cad Saúde Pública* 2004, 20(Sup 1):S20-S33.
- Leal MC, Szwarewald CL. Evolução da mortalidade neonatal no Estado do Rio de Janeiro, Brasil, de 1979 a 1993. 1 – Análise por grupo etário segundo região de residência. *Rev Saúde Pública*. 1996, 30(5):403-12.
- Lumbiganon P, Panamonta M, Laopaiboon M, Pothinam S, Patithat N. Why are Thai official perinatal and infant mortality rates so low? *Int J Epidemiol*. 1990, 19(4):997-1000.
- Ministério da Saúde, Secretaria de Vigilância em Saúde. Monitoramento da acurácia dos Sistemas de Informações sobre Mortalidade e Nascidos Vivos. In: Ministério da Saúde, Secretaria de Vigilância em Saúde. Anais da 3<sup>a</sup>. EXPOEPI Mostra Nacional de Experiências Bem-Sucedidas em Epidemiologia, Prevenção e Controle de Doenças, 18 a 23 de Novembro de 2003. Brasília: Ministério da Saúde, 2004, 173-180. ([http://portal.saude.gov.br/portal/arquivos/pdf/anais\\_3expoepi.pdf](http://portal.saude.gov.br/portal/arquivos/pdf/anais_3expoepi.pdf))
- Muller M, Drack G, Schindler C, Bucher HU. Liveborn and stillborn very low birthweight infants in Switzerland: comparison between hospital based birth registers and the national birth register. *Swiss Med Wkly*. 2005, 135(29):433-9.
- Neumann NA, Victora CG, Halpern R, Guimarães PR, Cesar JA. Assessment of the performance of Pastoral da Criança, a health support group, in promoting child survival and health education in Criciúma, a city in Southern Brazil. *Rev Panam Salud Publica*. 1999, 5(6):400-10.
- Pinheiro AMCM. Avaliação dos sistemas de informação de nascidos vivos e de mortalidade para a obtenção da mortalidade neonatal em Ilhéus, Bahia [Tese de Doutorado]. São Paulo: Universidade de São Paulo, USP; 2003.
- Pujol JM. Nuevas metodologías para evaluar y ajustar datos demográficos. *Notas de Población*, San José. 1985, 13(39):57-73.

- Rede Interagencial de Informações para a Saúde. *Indicadores básicos de saúde no Brasil: conceitos e aplicações*. Rede Interagencial de Informações para a Saúde – RIPSAs. Brasília: Organização Panamericana de Saúde, 2002. pp100-101.
- Sastry N. Trends in socioeconomic inequalities in mortality in developing countries: the case of child survival in Sao Paulo, Brazil. *Demography*. 2004, 41(3):443-64.
- Schneider MC, Castillo-Salgado C, Loyola-Elizondo E, Bacallao J, Mujica OJ, Vidaurre M, et al. Trends in infant mortality inequalities in the Americas: 1955-1995. *J Epidemiol Community Health*. 2002, 56(7):538-41.
- Simões CCS, Monteiro CA. Tendência secular e diferenças regionais da mortalidade infantil no Brasil. In: Monteiro CA, organizador. *Velhos e novos males da saúde no Brasil: a evolução do país e suas doenças*. São Paulo: Hucitec; NUPENS/USP; 1995. p. 153-6.
- Szwarcwald CL, Leal MC, Andrade CLT, Souza Júnior PRB. Estimação da mortalidade infantil no Brasil: o que dizem as informações de óbitos e nascimentos do Ministério da Saúde? *Cad Saúde Pública*. 2002, 18(6):1725-36.
- Torres C, Mujica OJ. Health, equity, and the Millennium Development Goals. *Rev Panam Salud Publica*. 2004, 15(6):430-9.
- Whitman S, Silva A, Shah A, Ansell D. Diversity and disparity: GIS and small-area analysis in six Chicago neighborhoods. *J Med Syst*. 2004, 28(4):397-411.

**Tabela 1:** Critérios\* para classificação dos municípios segundo a adequação das informações vitais por porte populacional.

<b>Municípios menores de 50000 habitantes</b>			
<b>INDICADOR</b>	<b>Critérios</b>		
	<b>Satisfatório</b>	<b>Não satisfatório</b>	<b>Deficiente</b>
Coeficiente geral de mortalidade padronizado por idade	$\geq 5,0$	$\geq 3,1$ e $< 5,0$	$< 3,1$
Taxa de natalidade padronizada por idade	$\geq 14,4$	$\geq 6,4$ e $< 14,4$	$< 6,4$
Proporção de óbitos mal definidos	$\leq 20,7$	$\leq 35,7$ e $> 20,7$	$> 35,7$
Desvio médio relativo da taxa de natalidade	$\leq 17,1$	$\leq 28,6$ e $> 17,1$	$> 28,6$
Desvio médio relativo do coeficiente geral de mortalidade	$\leq 20,9$	$\leq 35,1$ e $> 20,9$	$> 35,1$

<b>Municípios com 50000 habitantes ou mais</b>			
<b>INDICADOR</b>	<b>Critérios</b>		
	<b>Satisfatório</b>	<b>Não satisfatório</b>	<b>Deficiente</b>
Coeficiente geral de mortalidade padronizado por idade	$\geq 6,3$	$\geq 4,8$ e $< 6,3$	$< 4,8$
Taxa de natalidade padronizada por idade	$\geq 17,2$	$\geq 12,2$ e $< 17,2$	$< 12,2$
Proporção de óbitos mal definidos	$\leq 16,2$	$\leq 27,4$ e $> 16,2$	$> 27,4$
Desvio médio relativo da taxa de natalidade	$\leq 8,1$	$\leq 11,9$ e $> 8,1$	$> 11,9$
Desvio médio relativo do coeficiente geral de mortalidade	$\leq 6,1$	$\leq 10,4$ e $> 6,1$	$> 10,4$

\* obtidos a partir da análise das informações de oito UF (Espírito Santo, Rio de Janeiro, São Paulo, Paraná, Santa Catarina, Rio Grande do Sul, Mato Grosso do Sul e Distrito Federal), consideradas com informações adequadas (RIPSA, 2002).

**Tabela 2:** Distribuição percentual (%) dos municípios de acordo com a adequação das informações vitais por dimensão avaliada segundo porte populacional e Grande Região. Brasil, 2000-2002.

Região	Nº de municípios < 50000 hab	Percentual (%) do total de municípios	Dimensão Avaliada											
			Mortalidade			Natalidade			Mal Definidos			3 dimensões		
			I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III
Norte	404	7,3	23,5	44,8	31,7	77,0	17,6	5,4	38,4	24,5	37,1	7,4	34,9	57,7
Nordeste	1643	29,8	37,7	46,5	15,8	81,1	13,3	5,5	14,5	20,6	64,8	4,9	24,3	70,8
Sudeste	1446	26,3	68,7	22,7	8,6	78,7	15,4	5,9	69,6	18,9	11,5	48,2	32,1	19,7
Sul	1066	19,4	81,5	16,4	2,1	81,8	16,3	1,9	90,2	9,0	0,8	63,0	32,6	4,3
Centro-Oeste	416	7,6	59,9	33,9	6,3	80,3	16,6	3,1	89,7	8,4	1,9	49,3	40,6	10,1
Brasil	4975	90,3	56,8	31,9	11,3	80,2	15,2	4,6	55,0	16,9	28,1	33,8	30,6	35,6
Região	Nº de municípios ≥ 50000 hab	Percentual (%) do total de municípios	Dimensão Avaliada											
			Mortalidade			Natalidade			Mal Definidos			3 dimensões		
			I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III
Norte	45	0,8	31,1	31,1	37,8	73,3	20,0	6,7	33,3	20,0	46,7	15,6	26,7	57,8
Nordeste	144	2,6	32,6	40,3	27,1	74,3	16,0	9,7	25,7	26,4	47,9	10,4	29,2	60,4
Sudeste	220	4,0	79,5	17,3	3,2	81,8	16,4	1,8	83,6	14,5	1,8	59,1	35,5	5,5
Sul	93	1,7	78,5	21,5	0,0	84,9	14,0	1,1	93,5	6,5	0,0	64,5	34,4	1,1
Centro-Oeste	30	0,5	66,7	26,7	6,7	93,3	3,3	3,3	93,3	6,7	0,0	60,0	30,0	10,0
Brasil	532	9,7	61,8	25,9	12,2	80,3	15,4	4,3	66,0	16,4	17,7	43,2	32,5	24,2
Região	Nº de municípios	Percentual (%) do total de municípios	Dimensão Avaliada											
			Mortalidade			Natalidade			Mal Definidos			3 dimensões		
			I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III
Norte	449	8,2	24,3	43,4	32,3	76,6	17,8	5,6	37,9	24,1	38,1	8,2	34,1	57,7
Nordeste	1787	32,4	37,3	46,0	16,7	80,6	13,5	5,9	15,4	21,1	63,5	5,3	24,7	69,9
Sudeste	1666	30,3	70,2	22,0	7,9	79,1	15,5	5,3	71,5	18,3	10,2	49,6	32,5	17,8
Sul	1159	21,0	81,3	16,8	1,9	82,1	16,1	1,8	90,4	8,8	0,8	63,2	32,8	4,1
Centro-Oeste	446	8,1	60,3	33,4	6,3	81,2	15,7	3,1	89,9	8,3	1,8	50,0	39,9	10,1
Brasil	5507*	100,0	57,3	31,4	11,3	80,2	15,2	4,6	56,0	16,9	27,1	34,8	30,8	34,5

\* 54 municípios foram excluídos da análise por terem sido criados em 2001.

LEGENDA: I. Satisfatório II. Não Satisfatório III. Deficiente

**Tabela 3:** Distribuição percentual (%) da população de acordo com a adequação das informações vitais por dimensão avaliada segundo porte populacional e Grande Região, Brasil, 2000-2002

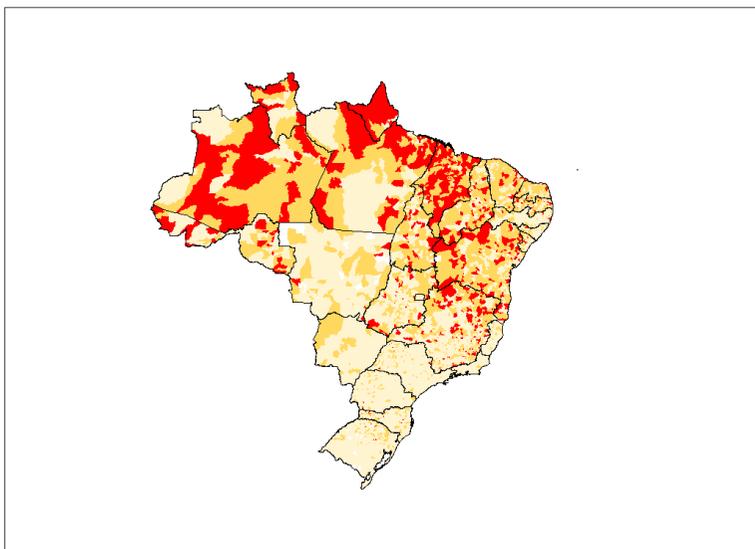
Região	População < 50000 hab	Percentual (%) da população total	Dimensão Avaliada											
			Mortalidade			Natalidade			Mal Definidos			3 dimensões		
			I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III
Norte	5701745	3,3	27,1	46,5	26,4	80,7	15,1	4,3	35,8	21,7	42,6	9,4	32,9	57,7
Nordeste	24078350	14,0	45,0	42,0	13,1	85,4	10,2	4,3	16,3	23,5	60,2	6,4	28,6	65,0
Sudeste	17387575	10,1	82,9	12,6	4,6	89,0	7,3	3,7	74,6	15,9	9,5	64,5	21,6	13,9
Sul	10724723	6,2	93,2	6,3	0,5	91,7	7,7	0,6	92,1	7,5	0,4	80,1	18,5	1,4
Centro-Oeste	4565973	2,7	78,8	19,1	2,1	92,4	6,7	0,9	91,4	7,6	1,0	69,5	26,7	3,7
Brasil	62458365	36,3	64,6	26,4	9,0	87,6	9,2	3,3	52,8	17,3	29,9	40,1	25,2	34,7
Região	População ≥ 50000 hab	Percentual (%) da população total	Dimensão Avaliada											
			Mortalidade			Natalidade			Mal Definidos			3 dimensões		
			I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III
Norte	7515033	4,4	63,5	20,6	15,9	87,1	9,3	3,5	47,6	29,7	22,8	33,1	39,3	27,6
Nordeste	24193682	14,1	52,8	35,2	12,0	83,3	11,2	5,5	45,3	28,9	25,8	32,6	35,8	31,6
Sudeste	55936483	32,5	87,2	11,8	1,0	92,0	7,4	0,7	91,5	8,1	0,4	76,0	22,4	1,7
Sul	14660396	8,5	80,3	19,7	0,0	89,3	10,4	0,3	92,9	7,1	0,0	71,8	27,9	0,3
Centro-Oeste	7273726	4,2	89,1	8,5	2,4	98,1	1,1	0,9	98,0	2,0	0,0	87,1	9,6	3,2
Brasil	109579320	63,7	77,2	18,4	4,4	89,8	8,3	1,9	78,9	13,6	7,5	63,6	26,4	10,0
Região	População	Percentual (%) da população total	Dimensão Avaliada											
			Mortalidade			Natalidade			Mal Definidos			3 dimensões		
			I	II	III	I	II	III	I	II	III	I	II	III
Norte	13216777	7,7	47,8	31,8	20,4	84,4	11,8	3,8	42,5	26,2	31,3	22,9	36,5	40,6
Nordeste	48272031	28,1	48,9	38,5	12,5	84,4	10,7	4,9	30,8	26,2	43,0	19,6	32,2	48,3
Sudeste	73324058	42,6	86,2	12,0	1,9	91,3	7,4	1,4	87,5	10,0	2,6	73,2	22,2	4,6
Sul	25385119	14,8	85,8	14,0	0,2	90,3	9,3	0,4	92,6	7,3	0,2	75,3	23,9	0,8
Centro-Oeste	11839700	6,9	85,1	12,6	2,3	95,9	3,2	0,9	95,5	4,1	0,4	80,4	16,2	3,4
Brasil	172037685*	100,0	72,6	21,3	6,1	89,0	8,6	2,4	69,4	15,0	15,6	55,1	25,9	19,0

\* 54 municípios foram excluídos da análise por terem sido criados em 2001.

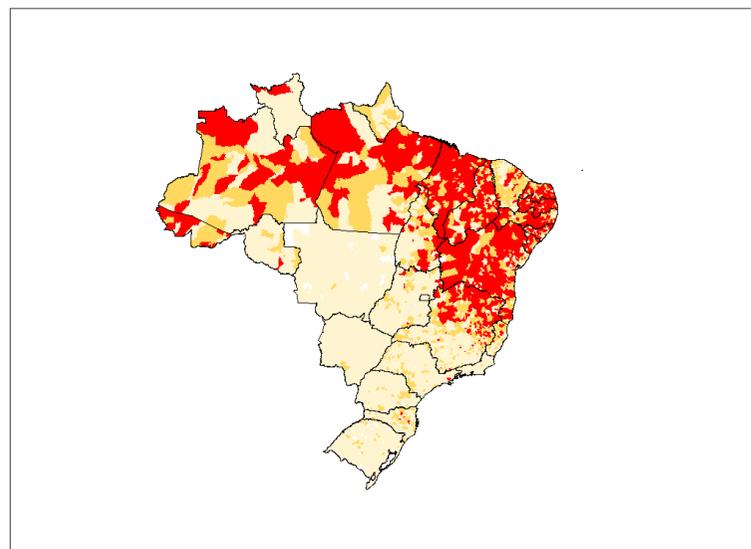
LEGENDA: I. Satisfatório II. Não Satisfatório III. Deficiente

**Figura 1:** Distribuição espacial dos municípios de acordo com a adequação das informações vitais por dimensão avaliada. Brasil, 2000-2002

**Figura 1a: Mortalidade**



**Figura 1b: Mal Definidos**

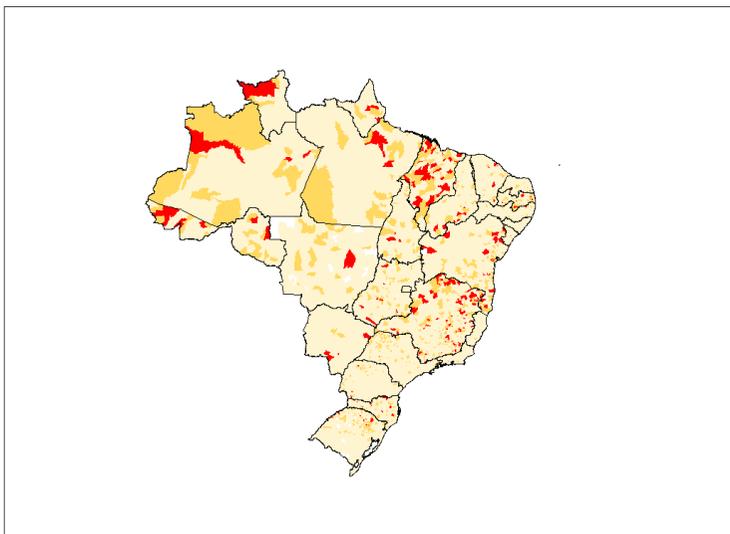


Legenda

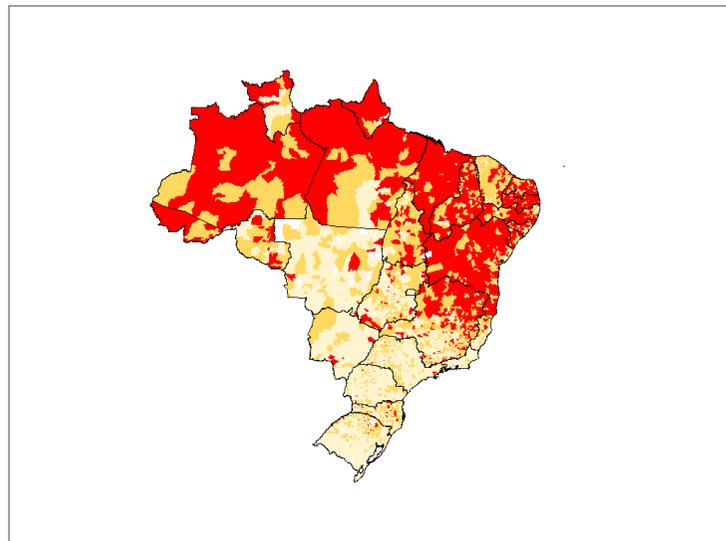
- satisfatório
- não satisfatório
- deficiente
- municípios criados em 2001

**Figura 2:** Distribuição espacial dos municípios de acordo com a adequação das informações vitais por dimensão avaliada. Brasil, 2000-2002

**Figura 2a: Natalidade**



**Figura 2b: 3 Dimensões**



Legenda

- satisfatório
- não satisfatório
- deficiente
- municípios criados em 2001

## **V. ARTIGO 3**

### **BAIXO PESO AO NASCER NO BRASIL: DESIGUALDADES OU INCOERÊNCIAS NAS INFORMAÇÕES DE NASCIDOS VIVOS?**

## **Baixo peso ao nascer no Brasil: desigualdades ou incoerências nas informações de nascidos vivos?**

### **Low Birth weight in Brazil: Inequalities or problems in live birth information?**

**Carla Lourenço Tavares de Andrade<sup>I</sup> & Célia Landmann Szwarcwald<sup>II</sup>**

<sup>I</sup> Departamento de Administração e Planejamento em Saúde, Escola Nacional de Saúde Pública, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, Brasil

<sup>II</sup> Departamento de Informações em Saúde, Centro de Informação Científica e Tecnológica, Fundação Oswaldo Cruz, Rio de Janeiro, Brasil

#### **Correspondência:**

Carla Lourenço Tavares de Andrade  
Rua Leopoldo Bulhões, 1480 sala 727  
Manguinhos, Rio de Janeiro, RJ, 21041-210, Brasil  
*carlamv@ensp.fiocruz.br*

## Resumo

Embora seja perceptível que a cobertura do SINASC esteja crescendo e que a qualidade da informação venha melhorando desde a sua implantação, sabe-se que a cobertura do sistema ainda não é completa no Brasil. Neste trabalho, objetiva-se analisar as desigualdades da proporção do baixo peso ao nascer (BPN) no Brasil, em 2002, segundo alguns aspectos como o geográfico, o tamanho de população do município, e a escolaridade da mãe. Analisou-se, igualmente, a influência da atenção pré-natal. Considerando todos os nascidos vivos, evidenciou-se o paradoxo do BPN, significando percentuais mais elevados nas áreas de maior desenvolvimento socioeconômico. Os resultados paradoxais são explicados, principalmente, pela menor sobrevida e notificação inadequada dos prematuros nos municípios mais pobres. Considerando os nascidos vivos a termo de gestação única, foram encontradas desigualdades por grau de escolaridade da mãe. Mostrou-se, ainda, que o atendimento pré-natal abrangente e com qualidade poderia ter um impacto maior na redução dos resultados adversos da gestação, contribuindo para a diminuição das desigualdades socioeconômicas da saúde perinatal no Brasil.

**Palavras-chave:** Baixo Peso ao Nascer; Paradoxo; Desigualdades Socioeconômicas; Prematuridade; Brasil.

## Abstract

Although coverage of the Brazilian Live Birth Information System is clearly growing and that the quality of the information is improving since its implantation, it is known that the system coverage is still not complete. In this work, the inequalities of low birth weight (LBW) are analyzed in Brazil, in 2002, according to some aspects such as geographic region, municipality population size, mother's educational level. The influence of prenatal care was analyzed as well. Considering all live births, the LBW paradox was found, meaning that the highest proportions were found in the most developed areas. The paradox was mainly explained by the smallest survival and inadequate notification of premature live births in the poorest municipalities. Considering only singleton term live births, LBW inequalities by mother's educational level were evidenced. Furthermore, the study indicated that a comprehensive prenatal care with quality could have a broader impact in the reduction of pregnancy adverse outcomes, contributing for the reduction of socioeconomic inequalities in perinatal health in Brazil.

**Key words:** Low Birth Weight; Paradox; Socioeconomic Inequalities; Prematurity; Brazil.

## 1. Introdução

O SINASC - Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos, implantado no ano de 1990 pelo Ministério da Saúde, tem como base a Declaração de Nascido Vivo (DN), documento cuja emissão é obrigatória no serviço de saúde onde ocorreu o parto. Diferentemente do sistema de nascimentos do Registro Civil, cujo objetivo principal é a contagem do número de registros de nascimentos, o SINASC tem como propósito caracterizar as condições de nascimento, de acordo com alguns fatores como peso ao nascer, duração da gestação, tipo de parto, idade da mãe e paridade que, reconhecidamente, influenciam o estado de saúde da criança.

Atualmente, o SINASC está implantado em todos os estados brasileiros, e as informações são divulgadas pelo *site* da internet do DATASUS - Ministério da Saúde (DATASUS, 2006a), sendo disponíveis por município de 1994 a 2003. Embora seja perceptível que a cobertura do SINASC esteja crescendo e que a qualidade da informação venha melhorando desde a sua implantação, sabe-se que a cobertura do sistema ainda não é completa, tendo sido estimada em 86% no ano de 2002 (DATASUS, 2006b). Análise dos dados de nascidos vivos mostra ainda deficiências na cobertura do SINASC em alguns municípios do País, embora de menor magnitude que as apresentadas pelo SIM (Andrade & Szwarcwald, 2005, submetido para publicação).

A relação entre o estado de saúde e os fatores socioeconômicos vem sendo investigada nos estudos epidemiológicos há longo tempo. Atualmente, este tema tem tido ainda maior destaque, não apenas pelas marcadas evidências das iniquidades, mas também por ser consensual a necessidade de desenvolver estratégias para diminuir essas desigualdades, que podem ser reduzidas substancialmente, mesmo em circunstâncias de restrição orçamentária (Whitehead & Dahlgren, 1991).

Um grande número de estudos, tanto da literatura nacional como na internacional, tem mostrado que filhos de mães socialmente desfavorecidas têm um maior risco de baixo peso ao nascer (BPN) (Ferraz et al., 1990; Parker et al., 1994; Menezes et al., 1996; Gama et al., 2001; Letamo & Majelantle, 2001). A análise dos dados do SINASC permite verificar a ocorrência do BPN no Brasil bem como estabelecer as desigualdades sócio-espaciais no território nacional.

O peso do bebê ao nascimento é fortemente associado ao risco de morrer no primeiro ano de vida (Luginaah et al., 1999) e em grau menor, com problemas de desenvolvimento na infância, além da maior probabilidade de várias doenças na vida adulta (Wilcox, 2001). Controlando-se ou não por idade gestacional, a proporção de

baixo peso ao nascer é também o indicador mais comumente utilizado para avaliar os cuidados no pré-natal (Fiscella, 1995).

Paradoxalmente, apesar da associação da ocorrência de BPN com o menor nível socioeconômico, as análises em subgrupos populacionais específicos têm mostrado correlações em sentido contrário. Estudos desenvolvidos nos Estados Unidos mostraram que as proporções de baixo peso ao nascer são menores em populações de menor nível socioeconômico, como entre os mexicanos residentes naquele País (Parker et al., 1994; Buekens et al., 2000; Branum & Schoendorf, 2002). De maneira similar, estudo no Brasil, comparando dados de nascidos vivos notificados em São Luiz e Ribeirão Preto (Silva et. al, 2005) revelou, igualmente, que as regiões mais desenvolvidas do Brasil detêm maiores taxas de BPN do que as regiões menos desenvolvidas.

No presente estudo, analisam-se as desigualdades da proporção de BPN, no Brasil, em 2002. As desigualdades são examinadas à luz de alguns recortes como o geográfico, tamanho de população do município, e escolaridade da mãe. Examina-se, ainda, a influência da atenção pré-natal em amenizar as desigualdades.

## **2. Material e métodos**

As informações usadas neste estudo foram provenientes do Sistema de Informação sobre Nascidos Vivos (SINASC) para todos os municípios brasileiros no ano de 2002. A análise foi realizada por Grande Região e porte populacional (municípios com menos de 50000 habitantes e municípios com 50000 habitantes ou mais).

As informações da mãe e da criança foram analisadas utilizando as seguintes variáveis: peso ao nascer (eliminando-se da análise nascidos vivos com peso ao nascer < 500 gramas ou peso ao nascer > 6000 gramas), idade gestacional (< 32 semanas, 32 a 36 semanas,  $\geq$  37 semanas), tipo de gravidez (única, não única), número de consultas de pré-natal (nenhuma consulta, 1 a 6 consultas, 7 ou mais consultas), tipo de parto (vaginal, cesáreo) e grau de escolaridade da mãe (ensino fundamental incompleto: < 8 anos de estudo, ensino fundamental completo:  $\geq$  8 anos de estudo).

Com base nestas variáveis, foram construídos os indicadores: percentual de baixo peso ao nascer (peso < 2500 gramas), percentual de prematuridade (< 37 semanas de gestação), percentual de mães sem consulta de pré-natal, percentual de mães com 7 ou mais consultas de pré-natal, percentual de partos cesáreos, percentual de mães com ensino fundamental incompleto.

Com o intuito de minimizar o efeito da prematuridade na proporção de baixo peso ao nascer, este indicador foi padronizado por idade gestacional. Foi considerada como padrão a população residente em municípios com 50000 habitantes ou mais da Região Sul, por apresentar a maior proporção de prematuros.

No sentido de utilizar a esfera administrativa dos estabelecimentos de saúde de ocorrência do parto, foi conduzida análise específica no Município do Rio de Janeiro, categorizando a variável em esfera pública ou privada. A primeira classificação contempla os estabelecimentos de saúde federais, estaduais, municipais, universitários, militares e filantrópicos. Já a categoria privada abrange os estabelecimentos de saúde privados exclusivos e os que são conveniados com o Sistema Único de Saúde (SUS). A restrição da análise ao Município do Rio de Janeiro deve-se à dificuldade de identificar a esfera administrativa dos estabelecimentos de saúde no Brasil, por meio do código utilizado pela UF para identificação do estabelecimento nas informações do SINASC. Além do mais, o Estado de São Paulo, por exemplo, apresenta um percentual de “missing” na variável código do estabelecimento (do SINASC) de 99,7%, dentre os partos que ocorreram em estabelecimentos de saúde (hospitais ou outros). A identificação da esfera administrativa dos estabelecimentos de saúde do Município do Rio de Janeiro foi baseada nas informações fornecidas pela Secretaria Municipal de Saúde.

Para mensurar o efeito do número de consultas de pré-natal sobre o baixo peso ao nascer, foi calculado o coeficiente de desigualdade através de procedimento de regressão logística.

### **3. Resultados**

Na Tabela 1, os indicadores são apresentados segundo região e categoria populacional. Analisando a variável relativa ao grau de escolaridade das mães, percebem-se as grandes desigualdades sócio-espaciais: os percentuais mais elevados de baixa escolaridade encontram-se nas regiões Norte e Nordeste, e dentro das regiões, nos municípios com menos de 50000 habitantes. Chama a atenção que na Região Nordeste, 70% das mães têm ensino fundamental incompleto e, entre as que residem nos municípios de menor porte, o percentual alcança 80%.

Com relação à assistência pré-natal, os indicadores obedecem a um gradiente sócio-geográfico similar. No que se refere ao percentual de mães com 7 ou mais consultas, os municípios com 50000 habitantes de todas as regiões são os que apresentam os maiores valores. Este indicador varia de 31,4% na Região Norte a 63,7%

na Região Sul. Já o percentual de mães sem atendimento pré-natal chega a atingir 10% entre os municípios com menos de 50000 habitantes da Região Norte. É importante enfatizar, porém, que nas regiões mais desenvolvidas do País as proporções de nenhuma consulta são ligeiramente menores entre as mães residentes nos municípios de pequeno tamanho populacional.

Os dados da Tabela 1 mostram uma inversão do gradiente sócio-espacial para a ocorrência de baixo peso ao nascer: os municípios com população de 50000 habitantes ou mais apresentam, sem exceção, percentuais maiores do que os municípios com menos de 50000 habitantes, para todas as macro-regiões geográficas. Merece destacar que as regiões Sudeste e Sul são as que possuem percentuais mais elevados de BPN, atingindo valores maiores do que 9% entre os municípios de maior tamanho populacional.

No que diz respeito à análise dos dados de idade gestacional por região e categoria populacional, a frequência relativa de prematuridade apresenta comportamento semelhante ao percentual de BPN (Tabela 1), exceto para a Região Norte, onde o menor percentual é encontrado entre municípios com 50000 habitantes ou mais. O percentual mais elevado de nascidos vivos prematuros é observado nos municípios com 50000 habitantes ou mais da Região Centro-Oeste (8,1%).

O indicador referente ao tipo de parto, apresentado também na Tabela 1, revela que o percentual de parto cesáreo é maior nos municípios com 50000 habitantes ou mais em todas as regiões, variando de 32,0% na Região Norte a 48,6% na Região Sudeste.

O percentual de baixo peso ao nascer por idade gestacional segundo categoria populacional e região é apresentado na Tabela 2, juntamente com o percentual de baixo peso ao nascer padronizado por idade gestacional. Observa-se que mesmo padronizando-se a proporção de BPN por idade gestacional, a inversão regional permanece, embora as diferenças das proporções diminuam consideravelmente. É interessante notar que entre os nascidos vivos com menos de 32 semanas de gestação, os percentuais de BPN são, invariavelmente, maiores do que 95%, e entre os nascidos a termo, menores do que 5%. Contrariamente, há uma grande variação nos percentuais de BPN entre os nascidos vivos com idade gestacional entre 32 e 36 semanas, com amplitude de variação de 27%, na Região Norte, entre os municípios pequenos, a 62%, na Região Sul, municípios grandes. Analisando-se o indicador por categoria populacional, chamam a atenção também as diferenças intra-regionais.

Na Tabela 3, apresenta-se o percentual de baixo peso ao nascer por número de consultas de pré-natal e grau de escolaridade da mãe por categoria populacional e

região, entre os nascidos vivos com 37 ou mais semanas de gestação e gravidez única. Inicialmente, são constatadas as desigualdades do BPN por grau de instrução da mãe, com percentuais de baixo peso sempre menores entre as mães de maior grau de escolaridade. Em segundo lugar, observa-se que o percentual de BPN é menor entre as mães que tiveram 7 ou mais consultas, independentemente do grau de escolaridade da mãe. A tendência de decréscimo da proporção de BPN com o aumento do número de consultas é constatada em todas as regiões e nas duas categorias populacionais sob análise. Nas regiões Sul e Sudeste: entre as mães sem atendimento pré-natal, os percentuais de BPN atingem mais de 8%, mesmo em crianças nascidas a termo.

O coeficiente de desigualdade mostra o efeito do atendimento pré-natal sobre o baixo peso ao nascer. Chama a atenção que o impacto é maior nos municípios com 50000 habitantes ou mais, entre as mães com ensino fundamental completo e que residem nas regiões mais desenvolvidas. Na Região Sudeste, por exemplo, quando se comparam as categorias compostas pelo número de consultas de pré-natal, o *odds-ratio* é de 65%.

Analisando-se o percentual de BPN por tipo de parto segundo categoria populacional e Grande Região, entre nascidos vivos com 37 ou mais semanas de gestação e gravidez única, observa-se que o percentual de BPN é sempre menor entre as mães que realizaram partos cesáreos do que entre as que tiveram parto vaginal, qualquer que seja o estrato composto por região e categoria populacional (Tabela 4).

Na análise dos dados do SINASC no Município do Rio de Janeiro, o mesmo tipo de comportamento é obtido para o percentual de BPN por tipo de parto, encontrando-se o menor percentual de baixo peso ao nascer entre as mães que fizeram parto cesáreo (Tabela 5). Entretanto, uma vez que se analisa por esfera administrativa (público e privado), a situação se inverte, obtendo-se menor percentual entre as mães que tiveram parto vaginal. Observa-se que a inversão ocorre pela elevada proporção de partos cesáreos no setor privado, onde a ocorrência de BPN é menos freqüente que no setor público, independentemente do tipo de parto.

#### **4. Discussão**

A análise realizada neste estudo, sobre as informações contidas no SINASC, teve o objetivo de avaliar as desigualdades sócio-espaciais do baixo peso ao nascer no Brasil. Observou-se o paradoxo do BPN, em que os percentuais mais baixos de BPN estão nas localidades menos favorecidas socialmente. Os resultados confirmam achados anteriores encontrados no Brasil, nos Estados Unidos da América e na Noruega

(Buekens et al., 2000; Fuentes-Afflick et al., 1999; Melve & Skjaerven, 2003; Silva et al., 2005). Tanto no que se refere à análise por Grande Região como por categoria populacional, foram, invariavelmente, encontrados maiores percentuais de BPN nas áreas geográficas de maior desenvolvimento socioeconômico.

Algumas são as hipóteses explicativas para esse paradoxo. A primeira é a menor sobrevivência dos nascidos vivos prematuros nas áreas menos desenvolvidas, provavelmente devido à atenção inadequada e precariedade de acesso à tecnologia perinatal, resultando na maior ocorrência de nascidos mortos. Nas regiões mais pobres, ocorre também maior sub-registro dos nascidos vivos prematuros, que morrem logo após o parto. Estes são classificados como natimortos ou muito frequentemente não registrados.

As falhas de registro de nascimentos prematuros foram também evidenciadas em outros países. Em estudo realizado na Suíça, os autores concluíram que um significativo número de crianças com baixo peso ao nascer, cuja morte é próxima ao momento do parto, não são oficialmente registrados, sendo, portanto, subestimada a taxa de mortalidade infantil (Muller et al., 2005).

Segundo as estatísticas vitais da população norte-americana, no ano de 2004 (Hoyert et al., 2006), a proporção de prematuridade aumentou de 9,4% em 1981 para 10,6% em 1990 e atingiu 12,5% em 2004, refletindo a maior sobrevivência dos nascidos vivos prematuros. Embora a mortalidade infantil nos Estados Unidos tenha decrescido de 14 por 1000 nascidos vivos no ano 1980 (United Nations, 1993) para 7 por 1000 em 2002, o percentual de BPN tem mostrado nítido acréscimo: de 6,7%, em 1984, passou a 8,1%, em 2004, acompanhando a tendência de crescimento da prematuridade.

Os dados brasileiros mostram, porém, que mesmo controlando a idade gestacional, as variações nas proporções de BPN não obedecem ao padrão esperado, persistindo os maiores valores nas regiões de melhor nível socioeconômico. A análise por idade gestacional revelou, por outro lado, que existem diferenças substanciais nas proporções de BPN entre os nascidos vivos com 32 a 36 semanas de gestação. A segunda hipótese explicativa do paradoxo do BPN no Brasil seria, pois, pela sub-notificação de bebês de 32 a 36 semanas de gestação, nascidos com baixo peso nas regiões Norte e Nordeste, principalmente nos municípios com menos de 50000 habitantes, pelos mesmos motivos já citados anteriormente. Uma explicação alternativa seria pela computação errônea da idade gestacional nas áreas brasileiras de menor nível socioeconômico (Buekens et al., 1984; David, 1980).

Em outro trabalho realizado no Brasil, comparando os dados de Ribeiro Preto (localizado no Estado de São Paulo, Região Sudeste) e São Luis (localizado no Estado do Maranhão, Região Nordeste), foi observado o mesmo paradoxo para o BPN, encontrando-se taxa significativamente maior na cidade mais rica. Fatores como determinações incorretas da idade gestacional, sub-registro de nascidos vivos, bem como registro de nascidos vivos como nascidos mortos nos municípios menos desenvolvidos são considerados pelos autores como responsáveis, pelo menos parcialmente, pelas taxas maiores de BPN nos municípios de melhor nível socioeconômico (Silva et al., 2005).

Outras possíveis explicações recaem no comportamento diferenciado da mulher nas áreas urbanas tais como a frequência maior do hábito de fumar, que na gestação é um fator, reconhecidamente, associado ao BPN (Wilcox, 2001). O estilo de vida, incluindo o estresse no trabalho, pode ser outro fator associado à maior ocorrência de prematuridade, e, conseqüentemente, à maior frequência de BPN (Homer et al., 1990; Gabbe & Turner, 1997; Dejin-Karlsson & Ostergren, 2003). Dados da Pesquisa Mundial da Saúde (Leal et al., 2005), realizada no Brasil em 2003, revelaram que o percentual de mulheres que têm trabalho remunerado é significativamente maior nas cidades de grande porte populacional.

Em estudo prospectivo de coorte de nascidos vivos em 1982, 1993, e 2004, na cidade de Pelotas, Rio Grande do Sul mostrou-se que a prevalência de prematuridade cresceu de 6,3% em 1982 para 16,2% em 2004, correspondendo a uma redução de 47 gramas na média do peso ao nascer, apesar da melhoria das condições de vida materna (Barros et al., 2005). Em vertente explicativa complementar, Barros e colaboradores consideram o papel da excessiva medicalização, incluindo indução do parto, maior proporção de partos cesáreos e ultra-sonografias imprecisas ou mal interpretadas.

A presente análise por tipo de parto no Município do Rio de Janeiro, segundo a esfera administrativa do estabelecimento onde se realizou o parto (público ou privado), tem resultados que parecem comprovar a influência da medicalização excessiva. Não somente é enorme a proporção de cesarianas no setor privado, atingindo quase 80% dos partos realizados em estabelecimentos não públicos, como também a proporção de bebês de baixo peso foi maior entre as mães que tiveram parto cesáreo.

Corroborando os achados de vários estudos que mostram as disparidades do BPN por nível socioeconômico da mãe (Spencer, 2004; Oldroyd, 2005), os dados do SINASC, em âmbito nacional, mostram que as proporções de nascidos vivos com peso inferior a 2500 gramas são maiores tanto menor o grau de escolaridade da mãe. Os

resultados do presente estudo mostram, igualmente, pronunciadas desigualdades do BPN no Município do Rio de Janeiro, considerando a esfera administrativa do estabelecimento (público ou privado) onde foi realizado o parto. As diferenças nos desempenhos do setor privado e público refletem as desigualdades na atenção, satisfatória para alguns segmentos populacionais, mas ainda inadequada para uma grande parte da população brasileira (Gouveia et al. 2005).

Um achado importante deste estudo foi a relevância do atendimento pré-natal no sentido de amenizar as desigualdades do BPN. Assim como em trabalhos anteriores realizados no Brasil (Leal et al., 2004) e em outros países da América Latina (Bortman, 1998), os dados brasileiros mostram que os percentuais de BPN são menores entre as mães que realizaram 7 ou mais consultas de pré-natal, número considerado adequado pelo Ministério da Saúde (Brasil). O impacto do pré-natal pode ser ainda mais intenso, dependendo da capacidade dos serviços em identificar as gestantes de alto risco, prevenir ou tratar complicações, e referir para atenção obstétrica especializada, quando necessário (Koblinsky et al., 1994; Murray et al., 2001).

Entretanto, um problema que ainda persiste no Brasil é a cobertura incompleta de atendimento pré-natal adequado. Apesar da expansão da atenção básica na rede pública, foi verificado que uma fração considerável de gestantes ainda não tem o número recomendado de consultas pré-natal, indicando a necessidade não somente de facilitar o acesso, como também de incentivar o uso dos serviços nas comunidades mais carentes (Wagstaff, 2002; Drazanic, 2001; Walsh et al., 1994).

O papel da atenção básica como elemento-chave para a promoção da equidade tem sido enfatizado, principalmente nas sociedades com grandes disparidades sociais (Starfield, 2001). Com base nos resultados deste estudo, pode inferir que o atendimento pré-natal abrangente e com qualidade poderia ter um impacto maior ainda na redução dos resultados adversos da gestação. Além disso, o desempenho favorável do pré-natal indica que muito ainda pode ser feito no âmbito do setor saúde para diminuição das desigualdades socioeconômicas na mortalidade perinatal no Brasil.

## 5. Referências

- Andrade CLT, Szwarcwald CL. Desigualdades sócio-espaciais da adequação das informações de nascimentos e óbitos do Ministério da Saúde, Brasil, 2000-2002. *Cad Saúde Pública*. 2005, submetido para publicação.
- Barros FC, Victora CG, Barros AJD, Santos IS, Albernaz E, Matijasevich A, et al. The challenge of reducing neonatal mortality in middle-income countries: findings from three Brazilian birth cohorts in 1982, 1993, and 2004. *Lancet*. 2005, 365(9462):847-54.
- Bortman M. Factores de riesgo de bajo peso al nacer. *Rev Panam Salud Publica*, 1998, 3(5):314-21.
- Branum AM, Schoendorf KC. Changing patterns of low birthweight and preterm birth in the United States, 1981-98. *Paediatr Perinat Epidemiol*. 2002,16(1):8-15.
- Brasil. Ministério da Saúde. Portaria N.º 570, de 1º de Junho de 2000.
- Buekens P, Delvoye P, Wollast E, Robyn C. Epidemiology of pregnancies with unknown last menstrual period. *J Epidemiol Community Health*. 1984, 38(1):79-80.
- Buekens P, Notzon F, Kotelchuck M, Wilcox A. Why do Mexican Americans give birth to few low-birth-weight infants? *Am J Epidemiol*. 2000, 152(4):347-51.
- DATASUS (Departamento de Informática do SUS), 2006a. <<http://www.datasus.gov.br>>.
- DATASUS (Departamento de Informática do SUS), 2006b. Indicadores de cobertura. Indicadores e Dados Básicos, 2004. Acessado em janeiro de 2006. <<http://tabnet.datasus.gov.br/cgi/deftohtm.exe?idb2004/f10.def>>.
- David R. The quality and completeness of birthweight and gestational age data in computerized birth files. *Am J Public Health*. 1980, 70(9):964-73.
- Dejin-Karlsson E, Ostergren PO. Psychosocial factors, lifestyle, and fetal growth: the added value of both pre-and post-natal assessments. *Eur J Public Health*. 2003,13(3):210-7.
- Drazancic A. Antenatal care in developing countries. What should be done? *J Perin Med* 2001; 29(3):188-98.
- Ferraz EM, Gray RH, Cunha TM. Determinants of preterm delivery and intrauterine growth retardation in Northeast Brazil. *Int J Epidemiol*. 1990, 19(1):101-8.
- Fiscella K. Does prenatal care improve birth outcomes? A critical review. *Obstet Gynecol*. 1995; 85(3): 468-79.
- Fuentes-Afflick E, Hessol NA, Perez-Stable EJ. Testing the epidemiologic paradox of low birthweight in Latinos. *Arch Pediatr Adolesc Med*. 1999, 153(2):147-53.
- Gama SG, Szwarcwald CL, Leal MC, Theme MMF. The pregnancy during adolescence as a risk factor for low birth weight, Brazil. *Rev Saúde Pública*. 2001; 35(1):74-80.
- Gabbe SG, Turner LP. Reproductive hazards of the American lifestyle: work during pregnancy. *Am J Obstet Gynecol*. 1997, 176(4):826-32.
- Gouveia CG, Souza WV, Luna CF, Souza-Júnior PRB, Szwarcwald CL. Health care user's satisfaction in Brazil, 2003. *Cad Saúde Pública*. 2005, 21(Sup):S109-S118.
- Homer CJ, James SA, Siegel E. Work-related psychosocial stress and risk of preterm, low birthweight delivery. *Am J Public Health*. 1990, 80(2):173-7.

- Hoyert DL, Mathews TJ, Menacker F, Strobino DM, Guyer B. Annual summary of vital statistics: 2004. *Pediatrics*. 2006, 117(1):168-183.
- Koblinsky MA, Tinker A, Daly P. Programming for safe motherhood: a guide to action. *Health Policy Plan*. 1994, 9(3):252-66.
- Leal MC, Gama SGN, Ratto KMN, Cunha CB. Uso do índice de Kotelchuck modificado na avaliação da assistência pré-natal e sua relação com as características maternas e o peso do recém-nascido no Município do Rio de Janeiro. *Cad Saúde Pública*. 2004, 20(Sup 1):S63-S72.
- Leal MC, Gama SGN, Frias P, Szwarcwald CL. Healthy lifestyles and access to periodic health exams among Brazilian women. *Cad Saúde Pública*. 2005, 21(Sup):S78-S88.
- Letamo G, Majelantle RG. Factors influencing low birth weight and prematurity in Botswana. *J Biosoc Sci*. 2001; 33(3):391-403.
- Luginaah IN, Lee KS, Abernathy TJ, Sheehan D, Webster G. Trends and variations in perinatal mortality and low birthweight: the contribution of socio-economic factors. *Can J Public Health*. 1999, 90(6):377-81.
- Melve KK, Skjaerven R. Birthweight and perinatal mortality: paradoxes, social class, and sibling dependencies. *Int J Epidemiol*. 2003, 32(4):625-32.
- Menezes AMB, Barros FC, Victora CG, Alves C, Rocha C, Albernaz E, et al. Perinatal mortality in two population-based cohorts from southern Brazil: trends and differences. *Cad Saúde Pública*. 1996; 12(Sup1):33-41.
- Muller M, Drack G, Schindler C, Bucher HU. Live and stillborn very low birthweight infants in Switzerland: comparison between hospital based birth registers and the national birth register. *Swiss Med Wkly*. 2005, 135(29):433-9.
- Murray SF, Davies S, Phiri RK, Ahmed Y. Tools for monitoring the effectiveness of district maternity referral systems. *Health Policy Plan*. 2001, 16(4):353-61.
- Oldroyd J. Low birth weight in South Asian babies in Britain: time to reduce the inequalities. *Fukushima J Med Sci*. 2005, 51(1):1-10.
- Parker JD, Schoendorf KC, Kiely JL. Associations between measures of socioeconomic status and low birth weight, small for gestational age, and premature delivery in the United States. *Ann Epidemiol*. 1994, 4(4):271-78.
- Silva AAM, Bettioli H, Barbieri MA, Pereira MM, Brito LGO, Ribeiro VS, et al. Why are the low birthweight rates in Brazil higher in richer than in poorer municipalities? Exploring the epidemiological paradox of low birthweight. *Paediatr Perinat Epidemiol*. 2005, 19(1):43-9.
- Spencer N. The effect of income inequality and macro-level social policy on infant mortality and low birthweight in developed countries – a preliminary systematic review. *Child Care Health Dev*. 2004, 30(6):699-709.
- Starfield B. Improving equity in health: a research agenda. *Int J Health Serv*. 2001, 31(3):545-66.
- United Nations. *Statistical Yearbook*. New York: United Nations, 1993, v. 38. p. 164.
- Wagstaff A. Poverty and health sector inequalities. *Bull World Health Organ*. 2002, 80(2):97-105.

- Walsh JA, Measham AR, Feifer CN, Gertler PJ. The impact of maternal health improvement on perinatal survival: cost-effective alternatives. *Int J Health Plan Manage.* 1994, 9(2):131-49.
- Wilcox AJ. On the importance – and the unimportance – of birthweight. *Int J Epidemiol.* 2001, 30(6):1233-41.
- Whitehead M, Dahlgren G. What can be done about inequalities in health? *Lancet.* 1991, 338(8774):1059-63.

**Tabela 1:** Indicadores selecionados construídos a partir de informações do SINASC segundo Grande Região e categoria populacional, Brasil, 2002.

<b>Região</b>	<b>Categoria Populacional</b>	<b>Percentual de Mães com Ensino Fundamental Incompleto</b>	<b>Percentual de Mães sem Consulta Pré-natal</b>	<b>Percentual de Mães com 7 ou mais Consultas de Pré-natal</b>	<b>Percentual de Baixo Peso ao Nascer</b>	<b>Percentual de Prematuridade</b>	<b>Percentual de Parto Cesáreo</b>
Norte	< 50000	76,8	9,7	19,3	5,7	6,1	22,4
	≥ 50000	58,9	5,4	31,4	7,4	5,0	32,0
	Total	66,0	7,1	26,6	6,7	5,4	28,1
Nordeste	< 50000	79,8	7,2	27,4	6,2	5,2	19,8
	≥ 50000	59,8	5,5	42,5	8,2	5,7	34,3
	Total	69,9	6,3	34,9	7,2	5,5	27,0
Sudeste	< 50000	60,7	1,7	54,0	8,5	6,2	44,7
	≥ 50000	43,6	2,0	62,4	9,3	7,2	48,6
	Total	47,4	2,0	60,5	9,1	7,0	47,7
Sul	< 50000	61,6	1,3	57,1	7,9	6,4	43,2
	≥ 50000	47,1	2,0	63,7	9,1	7,3	44,8
	Total	53,0	1,7	61,0	8,6	6,9	44,1
Centro-Oeste	< 50000	63,0	1,9	50,5	6,1	5,5	42,1
	≥ 50000	48,1	2,2	58,7	8,0	8,1	45,5
	Total	53,3	2,1	55,9	7,4	7,2	44,3
Total	< 50000	70,8	4,9	39,2	7,0	5,7	31,2
	≥ 50000	49,6	3,2	54,8	8,7	6,7	43,0
	Total	57,2	3,8	49,1	8,1	6,4	38,8

**Tabela 2:** Percentual de baixo peso ao nascer (bruto e padronizado\*) e proporção de nascidos vivos por idade gestacional segundo Grande Região e categoria populacional, Brasil, 2002.

<b>Região</b>	<b>Categoria Populacional</b>	<b>Idade Gestacional</b>	<b>% Baixo Peso ao Nascer</b>	<b>% Baixo Peso ao Nascer Padronizado</b>	<b>% Nascidos Vivos</b>
<b>Norte</b>	< 50000	< 32 semanas	96,6	-	0,8
		32 a 36 semanas	26,7	-	5,4
		37 ou mais	3,8	-	93,9
		Total	5,7	6,4	100,0
	≥ 50000	< 32 semanas	96,6	-	0,9
		32 a 36 semanas	55,0	-	4,1
		37 ou mais	4,5	-	95,0
		Total	7,4	8,6	100,0
	Total	< 32 semanas	96,6	-	0,9
		32 a 36 semanas	42,1	-	4,6
		37 ou mais	4,2	-	94,6
		Total	6,7	7,6	100,0
<b>Nordeste</b>	< 50000	< 32 semanas	96,6	-	0,8
		32 a 36 semanas	37,6	-	4,4
		37 ou mais	4,0	-	94,8
		Total	6,1	7,2	100,0
	≥ 50000	< 32 semanas	96,6	-	1,1
		32 a 36 semanas	59,4	-	4,6
		37 ou mais	4,5	-	94,3
		Total	8,0	9,0	100,0
	Total	< 32 semanas	96,6	-	1,0
		32 a 36 semanas	48,8	-	4,5
		37 ou mais	4,3	-	94,5
		Total	7,1	8,1	100,0
<b>Sudeste</b>	< 50000	< 32 semanas	95,8	-	1,1
		32 a 36 semanas	52,6	-	5,1
		37 ou mais	4,9	-	93,8
		Total	8,3	8,9	100,0
	≥ 50000	< 32 semanas	95,5	-	1,3
		32 a 36 semanas	59,3	-	6,0
		37 ou mais	4,8	-	92,8
		Total	9,2	9,3	100,0
	Total	< 32 semanas	95,6	-	1,2
		32 a 36 semanas	58,0	-	5,8
		37 ou mais	4,9	-	93,0
		Total	9,0	9,2	100,0
<b>Sul</b>	< 50000	< 32 semanas	97,9	-	1,1
		32 a 36 semanas	53,0	-	5,3
		37 ou mais	4,3	-	93,6
		Total	7,9	8,4	100,0
	≥ 50000	< 32 semanas	98,7	-	1,2
		32 a 36 semanas	61,6	-	6,1
		37 ou mais	4,5	-	92,7
		Total	9,1	9,1	100,0
	Total	< 32 semanas	98,4	-	1,2
		32 a 36 semanas	58,4	-	5,8
		37 ou mais	4,4	-	93,1
		Total	8,6	8,8	100,0

**Tabela 2:** Percentual de baixo peso ao nascer (bruto e padronizado\*) e proporção de nascidos vivos por idade gestacional segundo categoria populacional e Grande Região, Brasil, 2002 (continuação).

<b>Região</b>	<b>Categoria Populacional</b>	<b>Idade Gestacional</b>	<b>% Baixo Peso ao Nascer</b>	<b>% Baixo Peso ao Nascer Padronizado</b>	<b>% Nascidos Vivos</b>
<b>Centro-Oeste</b>	< 50000	< 32 semanas	96,6	-	0,9
		32 a 36 semanas	40,7	-	4,7
		37 ou mais	3,6	-	94,5
		Total	6,1	7,0	100,0
	≥ 50000	< 32 semanas	95,5	-	1,2
		32 a 36 semanas	45,5	-	6,8
		37 ou mais	4,0	-	91,9
		Total	8,0	7,7	100,0
	Total	< 32 semanas	95,8	-	1,1
		32 a 36 semanas	44,2	-	6,1
		37 ou mais	3,9	-	92,8
		Total	7,3	7,4	100,0
<b>Brasil</b>	< 50000	< 32 semanas	96,6	-	0,9
		32 a 36 semanas	43,0	-	4,8
		37 ou mais	4,2	-	94,3
		Total	6,9	7,7	100,0
	≥ 50000	< 32 semanas	96,2	-	1,2
		32 a 36 semanas	58,1	-	5,5
		37 ou mais	4,6	-	93,3
		Total	8,6	9,0	100,0
	Total	< 32 semanas	96,3	-	1,1
		32 a 36 semanas	53,2	-	5,3
		37 ou mais	4,5	-	93,6
		Total	8,0	8,6	100,0

\* A população padrão foi a da Região Sul, residente em municípios com 50000 habitantes ou mais.

**Tabela 3:** Percentual de baixo peso ao nascer e coeficiente de desigualdade por número de consultas de pré-natal e grau de escolaridade da mãe segundo Grande Região e categoria populacional entre os nascidos vivos de 37 ou mais semanas de gestação e gravidez única. Brasil, 2002.

Região	Categoria Populacional	Grau de Escolaridade	Número Consultas Pré-natal	% Baixo Peso ao Nascer	Coeficiente de Desigualdade*	
					$\beta$	Exp( $\beta$ )
Norte	< 50000	Ensino Fundamental Incompleto	Nenhuma	4,7	-0,24	0,786
			1-6	3,6		
			7 ou mais	3,0		
			Total	3,6		
		Ensino Fundamental Completo	Nenhuma	5,2	-0,26	0,774
			1-6	3,1		
			7 ou mais	2,6		
		Total	3,0			
		Total	Nenhuma	4,7	-0,26	0,769
	1-6		3,5			
	7 ou mais		2,8			
	Total		3,5			
	≥ 50000	Ensino Fundamental Incompleto	Nenhuma	6,1	-0,18	0,837
			1-6	4,3		
			7 ou mais	4,0		
			Total	4,4		
		Ensino Fundamental Completo	Nenhuma	6,0	-0,13	0,877
			1-6	3,8		
7 ou mais			3,5			
Total		3,7				
Total		Nenhuma	6,1	-0,19	0,830	
	1-6	4,1				
	7 ou mais	3,7				
	Total	4,1				
Nordeste	< 50000	Ensino Fundamental Incompleto	Nenhuma	4,8	-0,20	0,822
			1-6	3,8		
			7 ou mais	3,2		
			Total	3,7		
		Ensino Fundamental Completo	Nenhuma	4,5	-0,18	0,832
			1-6	3,1		
			7 ou mais	2,6		
		Total	2,9			
		Total	Nenhuma	4,8	-0,22	0,806
	1-6		3,7			
	7 ou mais		3,1			
	Total		3,6			
	≥ 50000	Ensino Fundamental Incompleto	Nenhuma	6,7	-0,25	0,779
			1-6	4,6		
			7 ou mais	3,9		
			Total	4,5		
		Ensino Fundamental Completo	Nenhuma	6,6	-0,31	0,733
			1-6	4,0		
7 ou mais			3,1			
Total		3,6				
Total		Nenhuma	6,7	-0,30	0,740	
	1-6	4,5				
	7 ou mais	3,5				
	Total	4,2				

**Tabela 3:** Percentual de baixo peso ao nascer e coeficiente de desigualdade por número de consultas de pré-natal e grau de escolaridade da mãe segundo Grande Região e categoria populacional entre os nascidos vivos de 37 ou mais semanas de gestação e gravidez única. Brasil, 2002 (continuação).

Região	Categoria Populacional	Grau de Escolaridade	Número Consultas Pré-natal	% Baixo Peso ao Nascer	Coeficiente de Desigualdade*	
					$\beta$	Exp( $\beta$ )
Sudeste	< 50000	Ensino Fundamental Incompleto	Nenhuma	8,4	-0,31	0,731
			1-6	5,7		
			7 ou mais	4,3		
			Total	5,1		
		Ensino Fundamental Completo	Nenhuma	9,5	-0,33	0,721
			1-6	4,3		
	7 ou mais	3,2				
	Total	3,6				
	Total	Nenhuma	8,5	-0,36	0,695	
		1-6	5,3			
		7 ou mais	3,8			
		Total	4,5			
≥ 50000	Ensino Fundamental Incompleto	Nenhuma	9,2	-0,36	0,695	
		1-6	5,7			
		7 ou mais	4,2			
		Total	5,0			
	Ensino Fundamental Completo	Nenhuma	7,3	-0,43	0,653	
		1-6	5,2			
7 ou mais	3,4					
Total	3,9					
Total	Nenhuma	8,7	-0,42	0,654		
	1-6	5,5				
	7 ou mais	3,7				
	Total	4,4				
Sul	< 50000	Ensino Fundamental Incompleto	Nenhuma	8,5	-0,37	0,689
			1-6	5,1		
			7 ou mais	3,7		
			Total	4,4		
		Ensino Fundamental Completo	Nenhuma	9,7	-0,36	0,699
			1-6	3,8		
	7 ou mais	2,8				
	Total	3,2				
	Total	Nenhuma	8,6	-0,41	0,661	
		1-6	4,7			
		7 ou mais	3,3			
		Total	3,9			
≥ 50000	Ensino Fundamental Incompleto	Nenhuma	8,1	-0,30	0,737	
		1-6	5,6			
		7 ou mais	4,3			
		Total	4,9			
	Ensino Fundamental Completo	Nenhuma	6,8	-0,35	0,707	
		1-6	4,2			
7 ou mais	3,1					
Total	3,4					
Total	Nenhuma	7,8	-0,39	0,679		
	1-6	5,1				
	7 ou mais	3,5				
	Total	4,1				

**Tabela 3:** Percentual de baixo peso ao nascer e coeficiente de desigualdade por número de consultas de pré-natal e grau de escolaridade da mãe segundo Grande Região e categoria populacional entre os nascidos vivos de 37 ou mais semanas de gestação e gravidez única. Brasil, 2002 (continuação).

Região	Categoria Populacional	Grau de Escolaridade	Número Consultas Pré-natal	% Baixo Peso ao Nascer	Coeficiente de Desigualdade*	
					$\beta$	Exp( $\beta$ )
Centro-Oeste	< 50000	Ensino Fundamental Incompleto	Nenhuma	5,3	-0,29	0,749
			1-6	3,9		
			7 ou mais	3,0		
			Total	3,5		
		Ensino Fundamental Completo	Nenhuma	5,5	-0,25	0,782
			1-6	3,0		
	7 ou mais	2,4				
	Total	2,7				
	Total	Nenhuma	5,3	-0,31	0,735	
		1-6	3,7			
		7 ou mais	2,7			
		Total	3,2			
≥ 50000	Ensino Fundamental Incompleto	Nenhuma	6,5	-0,31	0,730	
		1-6	4,6			
		7 ou mais	3,4			
		Total	4,1			
	Ensino Fundamental Completo	Nenhuma	6,3	-0,36	0,700	
		1-6	4,1			
7 ou mais	2,9					
Total	3,3					
Total	Nenhuma	6,6	-0,36	0,698		
	1-6	4,4				
	7 ou mais	3,2				
	Total	3,7				
Brasil	< 50000	Ensino Fundamental Incompleto	Nenhuma	5,2	-0,18	0,833
			1-6	4,2		
			7 ou mais	3,6		
			Total	4,1		
		Ensino Fundamental Completo	Nenhuma	5,8	-0,22	0,799
			1-6	3,5		
	7 ou mais	2,9				
	Total	3,2				
	Total	Nenhuma	5,2	-0,23	0,798	
		1-6	4,1			
		7 ou mais	3,3			
		Total	3,8			
≥ 50000	Ensino Fundamental Incompleto	Nenhuma	7,3	-0,27	0,761	
		1-6	5,1			
		7 ou mais	4,1			
		Total	4,7			
	Ensino Fundamental Completo	Nenhuma	6,8	-0,34	0,710	
		1-6	4,5			
7 ou mais	3,3					
Total	3,7					
Total	Nenhuma	7,2	-0,34	0,715		
	1-6	4,9				
	7 ou mais	3,6				
	Total	4,2				

\* Calculado mediante procedimento de regressão logística.

**Tabela 4:** Percentual de baixo peso ao nascer por tipo de parto entre os nascidos vivos de 37 ou mais semanas de gestação e gravidez única segundo Grande Região e categoria populacional, Brasil, 2002.

<b>Região</b>	<b>Categoria Populacional</b>	<b>Tipo de Parto</b>	<b>% Baixo Peso ao Nascer</b>
<b>Norte</b>	< 50000	Vaginal	3,6
		Cesáreo	3,0
		Total	3,5
	≥ 50000	Vaginal	4,4
		Cesáreo	3,4
		Total	4,1
	Total	Vaginal	4,1
		Cesáreo	3,3
		Total	3,9
<b>Nordeste</b>	< 50000	Vaginal	3,7
		Cesáreo	3,1
		Total	3,6
	≥ 50000	Vaginal	4,6
		Cesáreo	3,3
		Total	4,2
	Total	Vaginal	4,1
		Cesáreo	3,3
		Total	3,9
<b>Sudeste</b>	< 50000	Vaginal	5,2
		Cesáreo	3,7
		Total	4,5
	≥ 50000	Vaginal	5,0
		Cesáreo	3,9
		Total	4,4
	Total	Vaginal	5,0
		Cesáreo	3,8
		Total	4,5
<b>Sul</b>	< 50000	Vaginal	4,5
		Cesáreo	3,2
		Total	3,9
	≥ 50000	Vaginal	4,5
		Cesáreo	3,7
		Total	4,1
	Total	Vaginal	4,5
		Cesáreo	3,5
		Total	4,0
<b>Centro-Oeste</b>	< 50000	Vaginal	3,8
		Cesáreo	2,5
		Total	3,2
	≥ 50000	Vaginal	4,2
		Cesáreo	3,1
		Total	3,7
	Total	Vaginal	4,0
		Cesáreo	2,9
		Total	3,5
<b>Brasil</b>	< 50000	Vaginal	4,1
		Cesáreo	3,3
		Total	3,8
	≥ 50000	Vaginal	4,7
		Cesáreo	3,7
		Total	4,3
	Total	Vaginal	4,5
		Cesáreo	3,5
		Total	4,1

**Tabela 5:** Percentual de nascidos vivos e de baixo peso ao nascer por tipo de parto segundo esfera administrativa dos estabelecimentos de saúde entre os nascidos vivos de 37 ou mais semanas de gestação e gravidez única, Município do Rio de Janeiro, Brasil, 2002.

<b>Setor</b>	<b>Tipo de Parto</b>	<b>% Nascidos Vivos</b>	<b>% Baixo Peso ao Nascer</b>
Público	Vaginal	71,9	5,4
	Cesáreo	28,1	5,6
	Total	100,0	5,4
Privado	Vaginal	24,7	3,0
	Cesáreo	75,3	3,2
	Total	100,0	3,2
Total	Vaginal	55,5	5,0
	Cesáreo	44,5	4,0
	Total	100,0	4,5

Nota: Partos de mães residentes no município.

## VI. DISCUSSÃO FINAL

Desde os primórdios da Epidemiologia, a relação entre as desigualdades de saúde da população e os fatores sociais e econômicos vem sendo explorada por diversos pesquisadores (Berkman & Kawachi, 2000). De um modo geral, os resultados mostram, invariavelmente, piores condições nos grupos socialmente desfavorecidos. Além disso, as associações obedecem a uma tendência monotônica (embora não necessariamente linear), com piora nos indicadores de saúde a cada nível da hierarquia social, o que gerou o conceito de gradiente social.

Diante da evidência consistente de que pessoas desfavorecidas socialmente têm pior situação de saúde, através do mundo e persistente no tempo, o monitoramento das desigualdades socioeconômicas em saúde tem sido considerado um componente importante da avaliação do sistema de saúde. Reconhecendo-se que é necessário transpor os princípios da teoria de justiça social em ações concretas (Woodward & Kawachi, 2000), as intervenções e as políticas de saúde são avaliadas quanto ao seu desempenho em diminuir o gradiente socioeconômico das condições de saúde (Braveman & Tarimo, 2002).

Em alguns países, a redução das desigualdades foi identificada como uma meta a ser alcançada no contexto das políticas governamentais e programas estratégicos (Acheson, 2000; Mackenbach et al., 1997; Wagstaff, 2000). Nos últimos anos, a temática tem também sido priorizada pela Organização Mundial de Saúde (OMS). No ano 2000, a OMS publicou relatório especificamente dedicado à proposição de uma metodologia para a avaliação de desempenho dos sistemas de saúde dos países membros, sendo o monitoramento das desigualdades considerado como uma das dimensões a ser avaliada (WHO, 2000).

A despeito dos objetivos adequados de avaliação dos sistemas de saúde segundo as expectativas dos usuários, do monitoramento das desigualdades em saúde e da equidade no financiamento da saúde, a metodologia utilizada sofreu inúmeras críticas, tanto de cunho metodológico como conceitual, e foi objeto de amplo debate internacional (Häkkinen & Ollila, 2000; Navarro, 2000; Rosén, 2001; Ugá et al., 2001). No que diz respeito ao monitoramento das desigualdades em saúde, o questionamento dirigiu-se, principalmente, à abordagem na construção do indicador utilizado. Uma vez que não foi realizada comparação do estado de saúde entre grupos sociais distintos, o índice, baseado em medir variações individuais na probabilidade de morte em crianças até dois anos de idade, era mais influenciado pela desigualdade na distribuição de renda

do que pelas ações no âmbito do setor saúde (Szwarcwald, 2002; Braveman et al., 2001; Houweling et al., 2001; Wolfson & Rowe, 2001).

Tendo em vista as críticas internacionais, a nova direção da OMS adotou políticas bastante distintas das anteriores. Na Assembléia Mundial da Saúde de 2004, foi proposta a criação de uma comissão para recomendar políticas públicas e intervenções visando à diminuição das iniquidades. A Comissão de Determinantes Sociais em Saúde (CDSS-OMS), criada em março de 2005, lidera um processo mundial de implantação de ações para o enfrentamento das iniquidades em saúde. No Brasil, a Fundação Oswaldo Cruz (Fiocruz) e a Secretaria de Vigilância em Saúde (SVS) do Ministério da Saúde gerenciam o processo para a definição de uma agenda de atividades no Brasil, buscando respostas sociais organizadas para o enfrentamento dos determinantes sociais em saúde no País.

O interesse crescente na compreensão das iniquidades em saúde tem ampliado a pesquisa de procedimentos metodológicos adequados para a mensuração das desigualdades socioeconômicas em saúde. Atualmente, são disponíveis vários métodos, desde simples medidas como a amplitude de variação entre dois grupos extremos da hierarquia social como de técnicas estatísticas utilizadas em análises epidemiológicas para estimar diferenças nos riscos de doenças ou de mortalidade. Outras medidas comumente utilizadas contemplam índices criados pelos economistas de saúde, que são adaptações das medidas utilizadas para medir desigualdades na distribuição de renda (Mackenbach & Kunst, 1997; Manor et al., 1997; Wagstaff et al., 1991).

No primeiro artigo desta tese, utilizando os dados coletados na pesquisa “Estudo da morbi-mortalidade e atenção peri e neonatal no Município do Rio de Janeiro”, por inquérito realizado em cerca de 10000 parturientes nas primeiras 48 horas após o parto, em maternidades públicas e privadas do Município do Rio de Janeiro, no ano de 2001, objetivou-se discutir a adequação das principais medidas de desigualdades em saúde propostas na literatura para mensurar as desigualdades da saúde perinatal no Município do Rio de Janeiro. Utilizando medidas de desigualdades em saúde como amplitude, razão de taxas, risco atribuível populacional relativo, índice de dissimilaridade, índice de concentração e coeficiente angular de desigualdade, evidenciou-se o enorme gradiente social da mortalidade perinatal e do baixo peso ao nascer no Município do Rio de Janeiro, tanto considerando o grau de escolaridade da mãe como a renda do chefe da família como indicadores do nível socioeconômico.

No entanto, enquanto a mensuração da magnitude das desigualdades em saúde tem sido objeto crescente de estudo, pouco se desenvolveu em termos de procedimentos

metodológicos para mensurar o desempenho do sistema de saúde na diminuição das desigualdades (Gepkens & Gunning-Schepers, 1996; Macintyre et al., 2001). Se o monitoramento das desigualdades em saúde é, sem dúvida, essencial, não é claro até que ponto essas medidas são capazes de identificar a contribuição das ações de saúde em minimizar as diferenças. É preciso encontrar maneiras de quantificar o impacto das intervenções, sobretudo para os problemas de saúde que afetam, desproporcionalmente, os mais pobres.

Em termos práticos, é necessário não somente examinar as desigualdades em saúde entre os grupos mais e menos pobres, mas priorizar aquelas que podem ser evitadas (Braveman & Tarimo, 2002), bem como dirigir ações específicas que, reconhecidamente, beneficiarão os grupos mais desfavorecidos na escala social (Feachem, 2000).

A melhoria das condições de saúde das crianças de uma população tem se constituído no alvo prioritário das políticas públicas das nações, dentre outros motivos, por este ser o grupo mais vulnerável ao adoecimento e morte. O conjunto de políticas dirigidos aos menores de um ano tem sido visto como um investimento de grande custo-efetividade para a geração de adultos saudáveis.

Dos dados apresentados na presente tese, pode-se depreender que existe ainda um grande espaço para a redução da mortalidade infantil no Brasil. Como evidenciado no segundo artigo que compõe esta tese, é prioritário melhorar a qualidade das informações de registro das estatísticas vitais. Apesar dos avanços que vêm ocorrendo, paulatinamente, nos sistemas de informações de nascimentos e óbitos do Ministério da Saúde, os problemas de sub-registro ainda persistem, justamente nas áreas com as piores situações de saúde e que necessitam de atenção específica.

Os achados relativos à adequação das informações vitais indicaram um gradiente regional importante, tanto no que se refere aos diferenciais entre as regiões Norte e Nordeste e o Centro-Sul, como também quando se comparam os municípios de maior porte populacional com os municípios pequenos. Apesar de critérios bem mais flexíveis para esses últimos, os achados mostram, consistentemente, melhor informação nas cidades grandes. Refletindo a indiferença dos governos municipais com a informação como evidência da situação local de saúde entre as crianças menores de um ano, mostrou-se que apenas um terço dos municípios com menos de 50000 habitantes têm grau satisfatório na informação dos dados vitais.

No que diz respeito às políticas públicas para a diminuição das desigualdades da mortalidade infantil, as enormes iniquidades sociais que caracterizam a sociedade

brasileira em decorrência da má distribuição de renda dificultam a avaliação dos esforços realizados a partir do setor saúde. Todavia, o confronto com a experiência internacional leva, invariavelmente, a constatar que o declínio da mortalidade infantil no País foi discreto.

Adicionalmente, as desigualdades regionais persistem, mantendo-se a clássica imagem da “Belíndia” dos anos 80 (Klein & Bacha, 1986). A apreciação do conjunto dos dados relativos à proporção de óbitos sem definição da causa básica realizada no segundo artigo leva à constatação de que existem imensas desigualdades de acesso e utilização de serviços de saúde por parte da população de crianças das regiões Norte e Nordeste, e daquelas residentes em cidades pequenas. Nestes locais, onde há maior necessidade de atenção, a oferta de serviços do SUS é relativamente menor, reproduzindo a lei do cuidado invertido. Dados da rede hospitalar do SUS mostram que o número de leitos públicos de unidade de terapia intensiva na Região Nordeste é de 8 por 1.000.000 de habitantes, enquanto na Região Sudeste é de 30 por 1.000.000.

O avanço recente da tecnologia neonatal vem, indiscutivelmente, aumentando a possibilidade de sobrevivência de bebês extremamente prematuros (Finch, 2003; Stolz & McCormick, 1998; Gortmaker & Wise, 1997). Apesar dos enormes benefícios das políticas dirigidas à redução da mortalidade perinatal, já colocadas em prática nos países desenvolvidos, a sua incorporação tardia aos países do terceiro mundo vem se dando de forma incompleta, sem apresentar os mesmos resultados.

No Brasil, a persistente precariedade das condições de vida de grande parcela da população, associada à oferta parcial de programas de saúde efetivos e tecnologias avançadas, tem determinado um padrão de saúde peculiar, que vem se caracterizando pelo aumento da ocorrência do baixo peso ao nascer justamente nas áreas de maior desenvolvimento social.

Esse fato, denominado de paradoxo do BPN, confirma achados anteriores realizados no Brasil e em outros países (Buekens et al., 2000; Fuentes-Afflick et al., 1999; Melve & Skjaerven, 2003; Silva et al., 2005). As explicações para os resultados paradoxais recaem na sub-enumeração dos nascidos vivos prematuros nas áreas menos desenvolvidas. A menor notificação de bebês de baixo peso ocorre pela oferta desigual de tecnologia perinatal, que resulta na maior ocorrência de nascidos mortos. Por outro lado, o sub-registro dos nascidos vivos prematuros é também maior nas regiões mais pobres, o que poderia estar acarretando as associações em sentido inverso.

Neste panorama, destaca-se, entretanto, o papel do atendimento pré-natal. Mesmo em situações adversas e contextos de vulnerabilidade social, constatou-se a

importância do atendimento pré-natal em amenizar as desigualdades do BPN. Os dados brasileiros mostram que os percentuais de BPN são menores entre as mães que realizaram 7 ou mais consultas de pré-natal, independentemente da região de residência, do porte populacional e do grau de escolaridade da mãe.

Apesar das evidências de benefícios do atendimento pré-natal no Brasil, reproduzidos em diversos trabalhos, a cobertura de atendimento pré-natal adequado ainda é incompleta. Refletindo, pelo menos em parte, a ineficácia do sistema de saúde em atenuar as desigualdades, foi constatada que uma fração considerável de gestantes ainda não faz o número recomendado de consultas de pré-natal. As lacunas na atenção à gestação indicam a necessidade de identificar as barreiras ainda existentes que determinam o acesso diferenciado ao pré-natal.

Espera-se que as ações governamentais dirigidas especificamente à atenção materno-infantil nos grupos populacionais de maior vulnerabilidade em conjunto com os esforços da sociedade organizada possam encontrar soluções, em curto prazo, para enfrentar a imensa desigualdade das condições de saúde das crianças brasileiras, que ainda é grave e persistente.

## Referências

- Acheson D, Alleyne GA, Casas JA, Castillo-Salgado C, Barzach M, Braveman P, et al. Round table discussion. Health inequalities and the health of the poor. *Bull World Health Organ.* 2000, 78(1):75-85.
- Berkman LF, Kawachi I. A historical framework for social epidemiology. In: Berkman LF, Kawachi I (eds.). *Social Epidemiology*. Oxford: Oxford University Press, 2000.
- Braveman P, Starfield B, Geiger HJ. World Health Report 2000: how it removes equity from the agenda for public health monitoring and policy. *Br Med J.* 2001, 323(7314):678-81.
- Braveman P, Tarimo E. Social inequalities in health within countries: not only an issue for affluent nations. *Soc Sci Med.* 2002, 54(11):1621-35.
- Buekens P, Notzon F, Kotelchuck M, Wilcox A. Why do Mexican Americans give birth to few low-birth-weight infants? *Am J Epidemiol.* 2000, 152(4):347-51.
- Feachem RG. Poverty and inequity: a proper focus for the new century. *Bull World Health Organ.* 2000, 78(1):1-2.
- Finch BK. Socioeconomic gradients and low birth-weight: empirical and policy considerations. *Health Serv Res.* 2003, 38(6):1819-41.
- Fuentes-Afflick E, Hessol NA, Perez-Stable EJ. Testing the epidemiologic paradox of low birthweight in Latinos. *Arch Pediatr Adolesc Med.* 1999, 153(2):147-53.
- Gepkens A, Gunning-Schepers LJ. Interventions to reduce socioeconomic health differences: a review of the international literature. *Eur J Public Health.* 1996, 6(3):218-26.
- Gortmaker SL, Wise PH. The first injustice: socioeconomic disparities, health services technology, and infant mortality. *Annu Rev Sociol.* 1997, 23:147-70.
- Häkkinen U, Ollila E (eds.). *The World Health Report 2000: What does it tell us about health systems? Analyses by Finnish experts*. Helsinki: National Research and Development Center for Welfare and Health (STAKES). [<http://www.stakes.fi/english/publicati/Publications.htm>], 2000.
- Houweling TA, Kunst AE, Mackenbach JP. World Health Report 2000: inequality index and socioeconomic inequalities in mortality. *Lancet.* 2001, 357(9269):1671-2.
- Klein H, Bacha E. *A transição incompleta: Brasil desde 1945*. Rio de Janeiro: Paz e Terra, 1986.
- Macintyre S, Chalmers I., Horton R, Smith R. Using evidence to inform health policy: case study. *Br Med J.* 2001, 322(7280):222-5.
- Mackenbach JP, Kunst AE, Cavelaars AEJM, Groenhouf F, Geurts JJM. Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in western Europe. The EU Working Group on Socioeconomic Inequalities in Health. *Lancet.* 1997, 349(9066):1655-9.
- Mackenbach JP, Kunst AE. Measuring the magnitude of socio-economic inequalities in health: an overview of available measures illustrated with two examples from Europe. *Soc Sci Med.* 1997, 44(6):757-771.
- Manor O, Matthews S, Power C. Comparing measures of health inequality. *Soc Sci Med.* 1997, 45(5):761-771.
- Melve KK, Skjaerven R. Birthweight and perinatal mortality: paradoxes, social class, and sibling dependencies. *Int J Epidemiol.* 2003, 32(4):625-632.

- Navarro V. Assessment of the World Health Report 2000. *Lancet*. 2000, 356(9241):1598-601.
- Rosén M. Can the WHO Health Report improve the performance of health systems? *Scand J Public Health*. 2001, 29(1):76-80.
- Silva AAM, Bettiol H, Barbieri MA, Pereira MM, Brito LGO, Ribeiro VS, et al. Why are the low birthweight rates in Brazil higher in richer than in poorer municipalities? Exploring the epidemiological paradox of low birthweight. *Paediatr Perinat Epidemiol*. 2005, 19(1):43-9.
- Stolz JW, McCormick MC. Restricting access to neonatal intensive care: effect on mortality and economic savings. *Pediatrics*. 1998, 101(3):344-8.
- Szwarcwald CL. On the World Health Organization's measurement of health inequalities. *J Epidemiol Community Health*. 2002, 56(3):177-82.
- Ugá AD, Almeida CM, Szwarcwald CL, Travassos C, Viacava F, Ribeiro JM, et al. Considerations on methodology used in the World Health Organization 2000 Report. *Cad Saúde Pública*. 2001, 17(3):705-12.
- Wagstaff A, Paci P, van Doorslaer E. On the measurement of inequalities in health. *Soc Sci Med*. 1991, 33(5):545-57.
- Wagstaff A. Socioeconomic inequalities in child mortality: comparisons across nine developing countries. *Bull World Health Organ*. 2000, 78(1):19-29.
- WHO (World Health Organization). *The World Health Report 2000*. Geneva: WHO. 2000.
- Wolfson M, Rowe G. On measuring inequalities in health. *Bull World Health Organ*. 2001, 79(6):553-60.
- Woodward A, Kawachi I. Why reduce health inequalities? *J Epidemiol Community Health*. 2000, 54(12):923-9.